

## مقایسه انباره عادات مصرفی خانوارهای شهری و روستایی ایران برای کالاهای خوراکی و غیرخوراکی: رهیافت تئوری پوش و معادلات اولر

رضا روشن\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۲۹

### چکیده

شکل‌گیری انباره عادات برای مصرف کالاهای مختلف توسط خانوارها که بیانگر رفتار مصرفی آنان است یکی از پارامترهای مهم و تأثیرگذار بر تابع مطلوبیت خانوارها می‌باشد. از این‌رو، در این پژوهش ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی برای هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۷، با استفاده معادلات اولر و رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شده است. آمارها نشان می‌دهند که هر خانوار شهری بیش از دو برابر یک خانوار روستایی دارای هزینه‌های مصرفی غیرخوراکی است؛ درحالی‌که متوسط هزینه‌های مصرفی خوراکی خانوار شهری و روستایی تقریباً برابر می‌باشد. از طرف دیگر، یافته‌های پژوهش گویای آن است که شکل‌گیری عادات مصرفی و تأثیرپذیری مصرف دوره فعلی از مصرف دوره قبل برای مواد خوراکی در بین خانوارهای روستایی بیش از خانوارهای شهری است. درحالی‌که ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی یک خانوار شهری برای کالاهای غیرخوراکی بیش از این ضریب در بین خانوارهای روستایی می‌باشد.

**کلیدواژه‌ها:** انباره عادات، هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی، خانوارهای شهری و روستایی، معادله اولر، روش GMM.

طبقه‌بندی JEL: H31, D12, C26.

## ۱. مقدمه

مطالعه رفتار مصرفی خانوارها و شناخت نقش عادات مصرفی در شکل‌گیری الگوی مصرفی آنان برای مصرف انواع گروه‌های کالایی خوراکی و غیرخوراکی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از آنجایی که محققین معتقدند که عادات می‌تواند نقش مهمی در رفتار مصرفی افراد و خانوارها داشته باشد؛ لذا آنان در کنار پارامترهای ساختاری تابع مطلوبیت نظیر ضریب ریسک‌گریزی، کشش جانشینی بین دوره‌ای<sup>۱</sup> و ... انباره عادات مصرفی را نیز به‌عنوان یکی از پارامترهای تابع مطلوبیت جداپذیر زمانی در نظر می‌گیرند و پس از آن، برای تعیین نقش عادات مصرفی در الگوی مصرفی خانوار نوعی، تابع مطلوبیت را با توجه به قید بودجه حداکثر می‌نمایند. شکل‌گیری عادات، تاریخ‌درازی در تحقیقات مربوط به رفتار مصرف‌کننده دارد. اولین نسخه فرمولی، به‌عنوان فرضیه درآمد نسبی توسط دوزنبری (۱۹۴۹) ارائه شد. وی در پی انتقاد به نظریه‌ی مصرف‌کنیزی، معتقد بود که مصرف هر مصرف‌کننده انفرادی مستقل از مصرف دیگران نیست و ترجیحات مصرف‌کننده نه فقط براساس سطح مطلق مخارج مصرفی وی تعیین می‌شود بلکه سطح مصرف نسبی او نسبت به مصرف بقیه جامعه و گذشته‌ی مصرف خود فرد نیز بر رفتار مصرفی‌اش تأثیرگذار است. عادات مصرفی بیانگر این واقعیت هستند که هرگاه مصرف‌کننده به سطح مشخصی از مصرف عادت نمود برای وی مشکل است که در آینده مخارج مصرفی‌اش را کاهش دهد و سعی می‌کند استانداردهای مصرفی خود را حفظ نماید. در این تحقیق به‌منظور بررسی و مقایسه‌ی نقش عادات مصرفی در هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری و روستایی، از داده‌های مربوط به متوسط هزینه‌های خالص خوراکی و غیرخوراکی یک خانوار شهری/ روستایی برای دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۷ که در مرکز آمار ایران، نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار موجود می‌باشد، استفاده شده است به‌گونه‌ای که مصرف دوره‌های گذشته به‌عنوان شاخصی برای انباره عادات در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده وارد شده و پس از استخراج تابع اویلر مربوطه، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد ضرایب استفاده شده است. در واقع پرسش‌های اساسی که این پژوهش به‌دنبال پاسخ به آن‌هاست عبارتند از: شکل‌گیری عادت مصرفی و تأثیرپذیری مصرف دوره جاری از مصرف دوره قبلی خانوارهای شهری، برای مواد خوراکی قوی‌تر است یا مواد غیرخوراکی؟ شکل‌گیری عادت مصرفی خانوارهای روستایی، برای مواد خوراکی بیشتر است یا مواد غیرخوراکی؟ شکل‌گیری عادت مصرفی خانوارهای شهری برای مواد خوراکی، در مقایسه با خانوارهای روستایی چگونه است؟ شکل‌گیری عادت مصرفی خانوارهای شهری برای کالاهای غیرخوراکی، در مقایسه با خانوارهای روستایی چگونه است؟

1. Elasticity of Intertemporal Substitution (EIS)

در ادامه و در بخش دوم مقاله، ادبیات موضوع و پیشینه آن آمده است؛ بخش سوم مقاله به معرفی الگوی نظری تحقیق و روش برآورد پرداخته و بخش چهارم به بررسی تجربی و تجزیه و تحلیل یافته‌ها اختصاص یافته است. در بخش نهمی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

## ۲. مبانی نظری

از زمان مطرح شدن فرضیه دائمی فریدمن (۱۹۵۷) و تئوری مصرف چرخه زندگی مودیگلیانی و برامبرگ (۱۹۵۴)، مفهوم هموارسازی<sup>۱</sup> مصرف به‌طور گسترده‌ای برای توضیح رفتار مصرفی خانوارها مورد استفاده قرار گرفته است. این چارچوب بر این فرض استوار است که کارگزاران اقتصادی، برای حداکثرسازی مطلوبیت دوره زندگی خود، مخارجشان را در طول زمان هموار می‌نمایند.

هال (۱۹۷۸) در مقاله‌ی خود پویایی‌های مصرف کل را به کمک استخراج معادله اوایلر از شرط مرتبه اول مسأله بهینه‌سازی انتخاب مصرف‌کننده مدلسازی نمود. هال نشان داد که نمی‌تواند پویایی‌های مصرف را پیش‌بینی نماید؛ درحالی‌که نرخ‌های بهره چنین قدرتی را دارند. این نتایج در سال‌های بعد گسترش یافت و پایه‌ای برای تحلیل رفتار مصرفی بعدی شد. رهیافت معادله اولر به‌طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی برای تخمین پارامترهای تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی ثابت<sup>۲</sup> استفاده شده است. علی‌رغم این واقعیت که معمولاً فرض می‌شود که ترجیحات خانوار همگن و جداپذیر - زمانی هستند ولی رهیافت‌های جانشینی نیز وجود دارند که این فرض را ندارند؛ زیرا ذائقه و سلیقه‌های<sup>۳</sup> متفاوت مصرف‌کنندگان، فرض ترجیحات همگن را نقض می‌نماید. درحالی‌که فرض جدایی‌پذیری زمانی<sup>۴</sup> نیز با در نظر گرفتن عادات مصرفی منتفی می‌گردد. این رهیافت بیانگر این موضوع است که مصرف‌کنندگان برای تعیین میزان مصرف جاری خود به مصرف دوره‌های گذشته خود یا مصرف دیگران نیز توجه دارند (دیتون<sup>۵</sup>، ۱۹۹۲: ۱۶). تحلیل رفتار مصرفی خانوارها یکی از موضوعات مهمی است که نه فقط برای اقتصاددانان، بلکه برای سیاستگذاران اجتماعی نیز دارای اهمیت می‌باشد. استفاده از تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر - زمانی و استخراج مدل اوایلر برای بررسی رفتار مصرفی خانوارها به‌طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی تحلیل رفتار مصرف‌کننده استفاده می‌شود. در ادبیات مصرف، کارهای تجربی متعددی وجود دارد که در آن‌ها شواهدی از نقش عادات به چشم می‌خورد. از جمله کارهای پایه‌ای در این حوزه، مطالعات فرسن و کانستانینیدز<sup>۶</sup> (۱۹۹۱)، دیتون و

1. Smoothing
2. Constant Relative Risk Aversion (CRRA)
3. Taste shifters
4. Ime. separability
5. Deaton
6. Person and constantinides

پاکسن<sup>۱</sup> (۱۹۹۲)، دینان<sup>۲</sup> (۱۹۹۳)، کارول و ویل<sup>۳</sup> (۱۹۹۲)، هیتون<sup>۴</sup> (۱۹۹۵)، گارسیا و لواردیا و انجی<sup>۵</sup> (۱۹۹۷)، فوهرر و کلین<sup>۶</sup> (۱۹۹۸)، اسکین<sup>۷</sup> (۱۹۹۹) می‌باشد.

در مدل‌هایی که شکل‌گیری عادت مصرفی در تابع مطلوبیت خانوار وارد شده است، مطلوبیت به سطح مصرف و انباشت عادات که مقادیر با وقفه‌ای از متوسط مصرف است، بستگی دارد. این بدان معنی است که عادات مصرفی مردم در یک بازه زمانی طولانی به دست می‌آید (فخرحسینی، ۱۳۹۳، ۹۵). در واقع، چندین دسته‌بندی از شکل‌گیری عادات وجود دارد. به‌طور کلی، عادات مصرفی ممکن است به دو نوع بیرونی<sup>۸</sup> و درونی<sup>۹</sup> تقسیم شوند. عادات بیرونی که توسط افرادی چون ابل<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۰)، کمپبل و کوکران<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۹)، گالی<sup>۱۲</sup> (۱۹۹۴) ارائه شده است، بر این موضوع دلالت دارد که ترجیحات خانوار بر پایه‌ی وقفه‌های مصرف کل می‌باشد؛ به عبارت دیگر، عادات بیرونی وابستگی ترجیحات را ارائه می‌نماید به‌گونه‌ای که نشان می‌دهد که رفتار مصرفی یک خانوار به تصمیمات سایر گروه‌های مرجع<sup>۱۳</sup> مصرفی جامعه (نظیر متوسط مصرف کل و یا مصرف همسایه‌ها) ارتباط دارد. از طرف دیگر، شکل‌گیری عادات درونی مصرفی بر این اساس است که مصرف خانوارها به مصرف دوره‌های گذشته خودشان وابسته است (ریدر و هیل<sup>۱۴</sup>، ۱۹۷۳؛ ساندارسان<sup>۱۵</sup>، ۱۹۸۹؛ کانستانتینیدز<sup>۱۶</sup>، ۱۹۹۰). در واقع، این دو نوع از عادات از زمینه‌های روانشناسانه‌ی متفاوتی نشأت می‌گیرند؛ عادات بیرونی بیشتر منسوب به انگیزه‌های چشم‌هم‌چشمی (حسادت)<sup>۱۷</sup> در مصرف است؛ درحالی‌که عادات درونی بیشتر مربوط به جنبه‌های روانی شکل‌گیری عادات یک خانوار نوعی می‌شود؛ بنابراین، مدلسازی اقتصادی این دو نوع عادات نیز متفاوت می‌باشد. در ادامه برخی از مطالعات اخیر را که در آنها از شکل‌گیری عادات مصرفی در مدلسازی مصرف خانوارها استفاده شده است، مرور شده است.

1. Deaton and Paxson
2. Dynan
3. Caroll and Weil
4. Heaton
5. Garcia, g, chvnd , Ng
6. Fuhrer and Klein
7. Seckin
8. External
9. internal
10. Abel
11. Campbell and Cochrane
12. Gali
13. Reference group
14. Ryder and Heal
15. Sundaresan
16. Constantinides
17. Envy

### ۳. پیشینه پژوهش

بیچ و مولر<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) در مقاله خود، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها را براساس مصرف با شکل‌گیری عادات و مشارکت محدود مصرف را 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. نشان داده شد 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.

آور<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی مدل شکل‌گیری عادات، کمپل و کوکران (۱۹۹۹) پرداخت. تحقیق آنان برای کشورهای G7 انجام شده است. در تحقیق مذکور، کواریانس شرطی مدل با استفاده از GARCH و GMM آزمون شده و در مقایسه با مدل‌های استاندارد CAPM و CCAPM قدرت توضیح دهنده بیشتری دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که مدل حاوی شکل‌گیری عادات می‌تواند بیش از ۹۰٪ تغییرات داده‌های مقطعی در مصرف ریسک را توضیح دهد.

دریر، اشنایدر و اسمیت<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) تعدیلاتی در مدل CCAPM ایجاد کرده و با عنوان «قیمت‌گذاری براساس پس‌انداز» مقاله خود را ارائه کرده‌اند. تحقیق آن‌ها براساس مطالعه مارشال (۱۹۲۰) انجام گرفته که در آن ترجیحات براساس پس‌انداز با مدل‌هایی از شکل‌گیری عادات و روح سرمایه‌داری و همچنین عادات انتظاری (به دلیل انباشت ثروت) مرتبط هستند. در این مقاله، رابطه اوپلر برای این ترجیحات استخراج شده و با استفاده از روش GMM تخمین زده شده است. تخمین‌ها نشان می‌دهد که نقش شکل‌گیری عادات مصرفی در ترجیحات پس‌انداز حائز اهمیت است.

وان، لیونگ و دانگ<sup>۴</sup> (۲۰۱۵) به بررسی انواع مدل‌های CCAPM برای اقتصاد هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. در مطالعه این نویسندگان مدل شکل‌گیری عادات نیز به همراه ۷ مدل دیگر مورد بررسی قرار گرفته است. نویسندگان با استخراج معادلات اوپلر مربوطه و با روش GMM به تخمین مدل‌ها پرداخته‌اند. یافته‌های آنان گویای آن است که در برخی موارد وارد کردن بحث عادات مصرفی به مدل پایه CCAPM باعث بهبود عملکرد این نوع مدل می‌شود.

روشن و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی به بررسی اهمیت مصرف نسبی و ریسک‌گریزی در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. آنان نتیجه گرفتند که ضریب اهمیت مصرف نسبی یا اثر چشم‌هم‌چشمی در مصرف بین خانوارهای ایرانی نسبتاً بالا بوده و ریسک‌گریزی نیز معنادار و نه چندان شدید است.

1. Bach & Møller
2. Auer
3. Dreyer & Schneider & Smith
4. Kwan, Leung, & Dong

فخرحسینی (۱۳۹۳)، در مقاله خود با استفاده از شکل‌گیری عادات مربوط به مصرف در تابع مطلوبیت خانوار نمونه در مدل‌های ادوار تجاری حقیقی، پدیده جایزه ریسک را تبیین و تحلیل نموده است. نتایج نشان داده است که اگر پارامتر شکل‌گیری عادات نیز در کنار سایر پارامترها در تابع مطلوبیت وارد شود، می‌تواند تولید را بیشتر تغییر دهد.

#### ۴. الگوی تحقیق و روش برآورد

##### ۴-۱. مدل‌سازی شکل‌گیری عادات مصرفی و استخراج معادله اوایلر

در ادامه مبانی نظری الگویی ارائه می‌شود که در آن یک خانوار نوعی در صدد است تا تابع مطلوبیت خود را که شاخص عادات مصرفی نیز به‌عنوان یکی از پارامترهای این تابع می‌باشد با در نظر گرفتن قیدهایی حداکثر نماید و با استفاده از شرط مرتبه اول به استخراج معادله اوایلر نظیر مبادرت ورزد. فرض کنید هر خانوار نوعی سعی می‌کند که در زمان  $t$  مخارج مصرفی اش  $c_t$  را به‌گونه‌ای انتخاب کند تا عبارت زیر را حداکثر نماید (کارول<sup>۱</sup>، ۲۰۰۰: ۶۹):

$$\max E_t \left[ \sum_{s=t}^T \beta^{s-t} u(c_s, h_s) \right] \quad (۱)$$

که  $\beta$  عامل ترجیحات زمانی،  $h$  انباره عادات و  $E$  عملگر انتظارات می‌باشد. فرض کنید قیدهایی که مسأله حداکثرسازی فوق با آن روبرو است عبارتند از:

$$x_{t+1} = R[x_t - c_t] + y_{t+1} \quad (۲)$$

$$h_{t+1} = h_t + \lambda(c_t - h_t) \quad (۳)$$

که  $R$  نرخ بهره بدون ریسک،  $y_t$  درآمد نیروی کار در دوره  $t$ ،  $x_t$  ثروت نقدی خانوار (کل مقدار منابع در دسترس برای خرج کردن در دوره  $t$ ) می‌باشد.

معادله بلمن متناظر با معادلات فوق به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$v_t(x_t, h_t) = \max_{\{c_t\}} u(c_t, h_t) + \beta E_t [v_{t+1}(\tilde{x}_{t+1}, h_{t+1})] \quad (۴)$$

شرط مرتبه اول بهینه‌سازی برای معادله (۴) نسبت به مخارج مصرفی  $c_t$  عبارتست از:

$$0 = u_t^c + \beta E_t (\lambda v_{t+1}^h - R v_{t+1}^x) \quad (۵)$$

$$u_t^c = \beta E_t (R v_{t+1}^x - \lambda v_{t+1}^h) \quad (۶)$$

در واقع  $\lambda$  پارامتری است که چگونگی وضعیت «عادات مصرفی» را نشان می‌دهد که اگر برابر صفر باشد معادله (۶) به حالت شرط مرتبه اول برای حداکثرسازی مسأله مصرف (بدون لحاظ عادات مصرفی) تقلیل می‌یابد که بیان می‌نماید که افزایش مصرف به اندازه‌ی  $\varepsilon$  در امروز و کاهش آن به مقدار  $RE$  در دوره آینده، نباید مطلوبیت تنزیل شده انتظاری را تغییر دهد. اما اگر  $\lambda$  صفر نبوده و مثبت باشد، افزایش در مصرف امروز، دنباله‌ای از تأثیرات را روی منابع فردا ایجاد می‌نماید به عبارتی انباره عادات فرد را تغییر خواهد داد.

از آنجایی که  $v_{t+1}^h$  منفی است (عادات بیشتر، مطلوبیت کمتر)، پس طرف راست معادله (۶) در مقایسه با حالتی که عادات مصرفی وجود ندارد ( $\lambda = 0$ ) عدد مثبت بزرگ‌تری خواهد بود و این بدان معنی است که سطح  $c_t$  لازم که شرط مرتبه اول را ارضاء کند عدد کمتری خواهد بود یعنی مطلوبیت نهایی نسبت به حالت بدون عادات، بیشتر می‌باشد. از این رو می‌توان بیان داشت که عادات، خواسته‌ها را برای به تأخیر انداختن مخارج مصرفی افزایش داده و باعث افزایش نرخ پس‌انداز می‌شود. برای دستیابی به معادله اولر مورد نظر برای دستگاه متشکل از معادلات (۱) تا (۶) از تئوری پوش<sup>۱</sup> استفاده می‌نماییم. به کارگیری تئوری پوش برای متغیر  $x_t$  به صورت زیر می‌باشد:

$$v_t^x = \frac{\partial v_t}{\partial x_t} + \frac{\partial v_t}{\partial c_t} \frac{\partial c_t}{\partial x_t} = \frac{\partial}{\partial x_t} (\beta [v_{t+1}(R[x_t - c_t] + \tilde{y}_{t+1}), h_{t+1}]) \quad (7)$$

$$= \beta [Rv_{t+1}^x]$$

شایان ذکر است که بر طبق تئوری پوش  $\frac{\partial v_t}{\partial c_t} = 0$  می‌باشد.

با جایگذاری (۷) در شرط مرتبه اول (۶) خواهیم داشت:

$$v_t^x = u_t^c + \beta \lambda v_{t+1}^h \quad (8)$$

با توجه به این که  $1 - \lambda = \frac{\partial h_{t+1}}{\partial h_t}$ ، بکارگیری تئوری پوش روی  $h_t$  می‌دهد:

$$v_t^h = \frac{\partial v_t}{\partial h_t} + \frac{\partial v_t}{\partial c_t} \frac{\partial c_t}{\partial h_t} = u_t^h + \beta \left[ v_{t+1}^h \frac{\partial h_{t+1}}{\partial h_t} \right] = u_t^h + (1 - \lambda) \beta v_{t+1}^h \quad (9)$$

چنانچه (۹) را یک دوره به جلو ببریم، خواهیم داشت:

$$v_{t+1}^h = u_{t+1}^h + (1 - \lambda) \beta v_{t+2}^h \quad (10)$$

جایگذاری (۱۰) در (۸) می‌دهد:

$$u_t^c = v_t^x - \lambda \beta [u_{t+1}^h + (1 - \lambda) \beta v_{t+2}^h] \quad (11)$$

حال معادله (۸) را نیز یک دوره به جلو می‌بریم و برای  $\beta v_{t+2}^h$  حل می‌کنیم:

$$\beta v_{t+2}^h = \left(\frac{1}{\lambda}\right)[v_{t+1}^x - u_{t+1}^c] \quad (12)$$

با جایگذاری (۱۲) در (۱۱) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} u_t^c &= v_t^x - \lambda\beta \left[ u_{t+1}^h + \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)(v_{t+1}^x - u_{t+1}^c) \right] \\ &= v_t^x - (1-\lambda)\beta(v_{t+1}^x) - \beta[\lambda u_{t+1}^h - (1-\lambda)u_{t+1}^c] \\ &= v_t^x - \left(\frac{1-\lambda}{R}\right)v_t^x - \beta[\lambda u_{t+1}^h - (1-\lambda)u_{t+1}^c] \\ &= \left(\frac{R-(1-\lambda)}{R}\right)v_t^x - \beta[\lambda u_{t+1}^h - (1-\lambda)u_{t+1}^c] \end{aligned} \quad (13)$$

لازم به توضیح است که برای بدست آوردن رابطه (۱۳) از رابطه (۷) نیز استفاده شده است. اگر معادله (۱۳) را یکدوره به جلو ببریم و برای  $v_{t+1}^x$  حل کنیم، خواهیم داشت:

$$v_{t+1}^x = \left(\frac{R}{R-(1-\lambda)}\right)[\beta[\lambda u_{t+2}^h - (1-\lambda)u_{t+2}^c] + u_{t+1}^c] \quad (14)$$

از معادله‌های (۱۳) و (۷) داریم:

$$\begin{aligned} u_t^c &= (R\beta v_{t+1}^x) \left(\frac{R-(1-\lambda)}{R}\right) - \beta[\lambda u_{t+1}^h - (1-\lambda)u_{t+1}^c] \\ &= [R\beta(\beta[\lambda u_{t+2}^h - (1-\lambda)u_{t+2}^c] + u_{t+1}^c)] \\ &\quad - \beta[\lambda u_{t+1}^h - (1-\lambda)u_{t+1}^c] \end{aligned} \quad (15)$$

در واقع رابطه (۱۵) همان معادله اولر برای مسأله حداکثرسازی مقاله حاضر می‌باشد؛ که صورت دیگری از این معادله را می‌توان به شکل معادله (۱۶) بازنویسی نمود:

$$u_t^c + \beta[\lambda u_{t+1}^h + (1-\lambda)u_{t+1}^c] = R\beta[u_{t+1}^c + \beta(\lambda u_{t+2}^h + (1-\lambda)u_{t+2}^c)] \quad (16)$$

اگر  $\lambda = 0$  باشد، یعنی عادات مصرفی همگن و بدون تغییر باقی بماند در آن صورت، روابط زیر جواب‌های معادله (۱۶) خواهند بود:

$$u_t^c = R\beta u_{t+1}^c, \quad u_{t+1}^c = R\beta u_{t+2}^c \quad (17)$$

که (۱۷) همان معادلات اصلی اولر برای مسأله استاندارد بدون عادات مصرفی می‌باشند. اگر فرض کنیم که شکل‌گیری عادات به‌گونه‌ای باشد که سطح عادات در دوره  $t$  برابر با مصرف دوره قبل باشد. یعنی:



$$h_t = c_{t-1} \quad (18)$$

که در واقع متناظر با این فرض است که در رابطه (۳)،  $\lambda = 1$  باشد. در این حالت معادله (۱۶) به صورت زیر ساده می‌شود:

$$u_t^c + \beta u_{t+1}^h = R\beta[u_{t+1}^c + \beta u_{t+2}^h] \quad (19)$$

فرض کنید که همچون ملبور (۱۹۸۸)<sup>۱</sup> برای تابع مطلوبیت شکل زیر را در نظر بگیریم:

$$u(c, h) = v(c - \alpha h) \quad (20)$$

از این رو خواهیم داشت:

$$u^c = v' , \quad u^h = -\alpha v' \quad (21)$$

جایگذاری (۲۱) در (۱۹) می‌دهد:

$$v_t' - \alpha\beta v_{t+1}' = R\beta[v_{t+1}' - \alpha\beta v_{t+2}'] \quad (22)$$

رابطه (۲۲) را بازآرایی نموده و به صورت (۲۳) بازنویسی می‌نماییم:

$$v_t' - \beta(\alpha + R)E_t[Fv_{t+1}'] + \beta^2\alpha RE_t[F^2v_{t+2}'] \\ = v_t'(1 - \beta RE_t[F])(1 - \beta\alpha RE_t[F]) = 0 \quad (23)$$

با توجه به  $\beta\alpha > 0$  و شرط ترانسورسالیته، راه حل با ثبات متناظر با ریشه نخست (۲۳) تحت بازدهی ثابت دارایی‌ها، عبارتست از:

$$v_t' = R\beta E_t(v_{t+1}') \quad \text{یا} \quad 1 = R\beta E_t\left(\frac{v_{t+1}'}{v_t'}\right) \quad (24)$$

حال اگر فرض کنیم تابع مطلوبیت به صورت  $v(z) = \frac{z^{1-\rho}}{1-\rho}$  باشد در نتیجه  $v'(z) = z^{-\rho}$  است. لذا با توجه به (۲۴) خواهیم داشت:

$$1 = R\beta E_t\left(\frac{z_{t+1}}{z_t}\right)^{-\rho} \quad (25)$$

با در نظر گرفتن روابط (۱۸) و (۲۰)،  $z_t = c_t - \alpha c_{t-1}$  است. بنابراین:

$$1 = R\beta E_t\left(\frac{c_{t+1} - \alpha c_t}{c_t - \alpha c_{t-1}}\right)^{-\rho} \quad (26)$$

$$1 = R\beta E_t \left( \frac{\frac{c_{t+1} - \alpha}{c_t}}{1 - \alpha \frac{c_{t-1}}{c_t}} \right)^{-\rho} \quad (27)$$

پارامترهای معادله‌های غیر خطی اولر (۲۷) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و متغیرهای ابزاری مناسب قابل تخمین می‌باشند.

#### ۴-۲. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و نحوه‌ی برآورد معادله اولر استخراجی

معادله اولر تصادفی استخراج شده در بخش قبل معادله (۲۷)، در پارامترهایش غیرخطی است. برای تخمین پارامترهای ساختاری این معادله، هانسن (۱۹۸۲)<sup>۱</sup> نسخه‌ای از تکنیک تخمینی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ارائه داد که اجازه می‌دهد که خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلاص وجود داشته باشد، این موضوع برای پژوهش حاضر بسیار حائز اهمیت است چرا که اغلب سری‌های زمانی از جمله مصرف دارای خودهمبستگی قوی هستند. لازمه کاربرد روش GMM، تعیین متغیر ابزاری مناسب برای حل مشکل درون‌زا بودن بین متغیرهای توضیحی و بازده سهام می‌باشد. در واقع، هدف GMM تولید خانواده‌ای از شروط گشتاوری است به طوری که بتوان با استفاده از شروط گشتاوری مناسب، یک تابع معیار مربعی را ایجاد کرد. تخمین‌زننده ی GMM آن است که این تابع معیار را حداقل نماید. فرض کنید که مدل انتظارات عقلایی غیرخطی را بتوان با استفاده از تابع زیر توصیف کرد:

$$E_t f(x_{t+\tau}; \theta), \tau \geq 1 \quad (28)$$

که  $x_{t+\tau}$  یک بردار  $k$  بعدی به طور اکید مانا از همهی متغیرهای تصادفی قابل مشاهده در مدل در زمان  $(t + \tau)$  باشد، و  $\theta$  مقدار صحیح از بردار پارامتری  $I$  بعدی ناشناخته باشد و  $f(x_{t+\tau}; \theta)$  یک بردار مشتق‌پذیر از توابع از  $R^k \times R^1$  به  $R^m$  باشد. همچنین  $E_t[\cdot | I_t]$  عملگر انتظارات شرطی مشروط به مجموعه اطلاعاتی شناخته شده  $I_t$  در زمان  $t$  است. برای هدف ما در این مقاله، معادله (۲۶ یا ۲۷) را می‌توان همان معادلات ظاهر شده از شرایط مرتبه اول از مسأله بهینه‌یابی مصرف‌کننده دانست.

فرض کنید که  $z_t$  نشان‌دهنده‌ی یک بردار  $q$  بعدی از متغیرهای مجموعه اطلاعاتی مصرف‌کننده باشد. حال تابع زیر را تعریف می‌کنیم:

$$h(x_{t+\tau}; \theta, z) = f(x_{t+\tau}; \theta) \otimes z_t \quad (29)$$

که  $h$  نگاشت  $R^k \times R^l \times R^q$  به  $R^r$  بوده و  $\otimes$  ضرب کرونگر می‌باشد<sup>۱</sup> هدف نهایی از GMM این است که این محدودیت‌های گشتاوری مطلوب را با داده‌های نمونه انطباق دهد<sup>۲</sup>:

هانسن (۱۹۸۲) نشان داد که تخمین زنده‌ی GMM از  $\theta_0$ ، یعنی  $\theta_{GMM}$  که باعث می‌شود که  $g_n(\theta_0)$  به صفر نزدیک شود را می‌توان با حداقل کردن تابع زیان مربعی زیر نسبت به  $\theta_0$  به دست آورد:

$$J_n(\theta_0) = \min_{\theta} [g_n(\theta_0)' W_{GMM} g_n(\theta_0)] \quad (30)$$

علامت آپستراف نشان‌دهنده‌ی تران‌هاده می‌باشد و  $W_{GMM}$  یک ماتریس متقارن معین مثبت  $(r \times r)$  می‌باشد. هانسن تست- $J$  خود را برای محدودیت‌های بیش از حد ارایه داد تا این که چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری نماید:

$$nJ_n(\theta_{GMM}) \rightarrow \chi^2(r-l) \quad (31)$$

که  $\theta_{GMM}$  مقداری است که تابع زیان را حداقل می‌سازد. تحت فرضیه‌ی صفر  $E[h(x_{t+\tau}; \theta_{GMM}, z_t)] = 0$ ، آماره آزمون دارای توزیع مجانبی  $\chi^2$  با  $(r-l)$  درجه‌ی آزادی می‌باشد (هانسن، ۱۹۸۲). شایان ذکر است که در بخش تجربی این تحقیق، متغیرهای ابزاری به کار رفته برای هر معادله  $(z_t)$ ، روش تخمین ماتریس وزنی  $W_{GMM}$  و نتایج آماره‌ی آزمون جی-هانسن برای هر معادله ارائه خواهد شد.

## ۵. بررسی تجربی و برآورد مدل‌ها

در ادامه جهت آشنایی بیشتر از وضعیت متوسط انواع هزینه‌های غیرخوراکی خالص سالانه‌ی یک خانوار روستایی (crnok)، متوسط انواع هزینه‌های خوراکی و دخانی خالص سالانه‌ی یک خانوار روستایی (crk)، متوسط انواع هزینه‌های غیرخوراکی خالص سالانه‌ی یک خانوار شهری (cunok)، متوسط انواع هزینه‌های خوراکی و دخانی خالص سالانه‌ی یک خانوار شهری (cuk) که از مرکز آمار

۱. معادله (۲۹) دلالت بر این دارد که شرط گشتاوری مطلوب به صورت زیر می‌تواند بیان شود:

$$E[h(x_{t+\tau}; \theta, z)] = 0$$

۲. فرض کنید که اندازه نمونه  $n$  بزرگ باشد. پس قانون اعداد بزرگ دلالت می‌کند که گشتاور نمونه‌ای متناظر به صورت زیر باشد:

$$g_n(\theta_0) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n f(x_{t+\tau}; \theta_0, z_t)$$

عبارت فوق با احتمال یک، به شرط گشتاوری جامعه همگراست. یعنی:  $E[h(x_{t+\tau}; \theta, z_t)] \rightarrow g_n(\theta_0)$  که  $\theta$  بردار پارامتری صحیح مدل است.

ایران، نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار اخذ شده<sup>۱</sup> در جدول (۱) ارائه می‌شود. شایان ذکر است که برای محاسبه‌ی آماره‌های توصیفی مندرج در جدول ۱ از داده‌ها به قیمت جاری استفاده شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی مربوط به انواع هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری و روستایی در کشور (به قیمت جاری) در طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۴

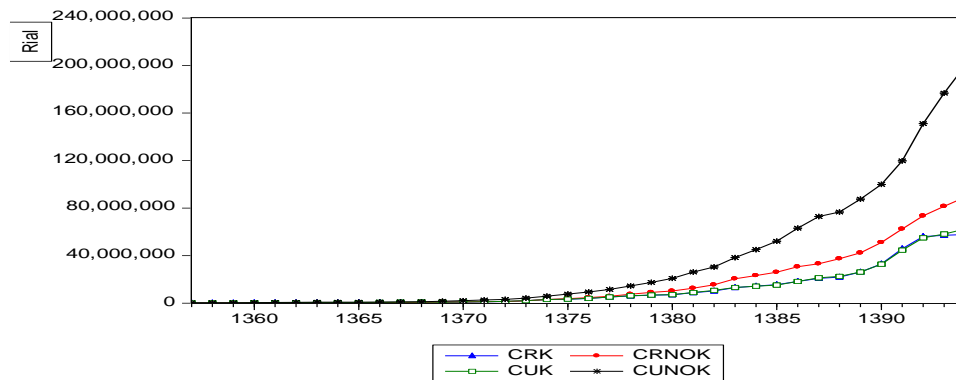
انواع هزینه‌های مصرفی	نام متغیر	میانگین	بیشترین	کمترین	میان
غیرخوراکی خانوار شهری	cunok	۳۵۴۷۵۳۶۷	۲۰۰۰۰۰۰۰	۳۰۷۹۹۰	۳۵۴۷۵۳۶۷
خوراکی خانوار شهری	cuk	۱۱۸۶۶۳۷۸	۶۲۴۳۱۰۰۰	۱۱۵۲۱۷	۸۶۶۳۷۸۱۱
غیرخوراکی خانوار روستایی	crnok	۱۷۱۸۱۵۶۶	۸۹۲۰۵۰۰۰	۱۰۸۸۸۸	۴۱۶۷۹۰۰
خوراکی خانوار روستایی	crk	۱۱۶۷۷۳۴۶	۵۷۷۷۸۰۰۰	۱۲۵۹۷۷	۳۵۷۸۰۱۶

منبع: یافته‌های تحقیق

آماره‌های جدول (۱) نشان می‌دهند که متوسط انواع هزینه‌های مصرفی غیرخوراکی یک خانوار شهری در طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۴ برابر ۳۵۴۷۵۳۶۷ ریال بوده، درحالی‌که متوسط این نوع هزینه‌ها برای یک خانوار روستایی برابر ۱۷۱۸۱۵۶۶ ریال است. به عبارتی هر خانوار شهری بیش از دو برابر یک خانوار روستایی دارای هزینه‌های مصرفی غیرخوراکی است. از طرفی، متوسط انواع هزینه‌های مصرفی خوراکی یک خانوار شهری در دوره بررسی برابر ۱۱۸۶۶۳۷۸ ریال می‌باشد درحالی‌که متوسط انواع هزینه‌های مصرفی خوراکی یک خانوار روستایی در دوره مشابه برابر ۱۱۶۷۷۳۴۶ ریال می‌باشد که گویای آن است که متوسط هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری و روستایی برای کالاهای مصرفی خوراکی تقریباً برابر می‌باشد.

در نمودار (۱) روند انواع هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری و روستایی در کشور رسم شده است.

۱. شایان ذکر است که چون در سال‌های ۵۷ و ۶۰ آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار صورت نگرفته است میانگین حسابی سال قبلی و بعدی، به‌عنوان میزان هزینه مصرفی خانوار در نظر گرفته شده است.



نمودار ۱: متوسط انواع هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری و روستایی در ایران برای دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۷

### ۵-۱. محاسبه ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی برای انواع هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری و روستایی

در این مقاله به منظور بررسی ضریب انباره عادات مصرفی برای متوسط انواع هزینه‌های خوراکی و دخانی خالص سالانه‌ی یک خانوار شهری (cuk)، متوسط انواع هزینه‌های غیرخوراکی خالص سالانه‌ی یک خانوار شهری (cunok)، متوسط انواع هزینه‌های خوراکی و دخانی خالص سالانه‌ی یک خانوار روستایی (crk)، و متوسط انواع هزینه‌های غیرخوراکی خالص سالانه‌ی یک خانوار روستایی (crnok)، از پارامتر  $\alpha$  در معادله اوپلر (۲۷) استفاده شده است. از آنجایی که یکی از شروط لازم برای استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، مانا بودن متغیرهایی است که در معادله اوپلر به کار گرفته می‌شوند، لذا نتایج آزمون‌های مانایی دیکی- فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس - پرون در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: بررسی مانایی متغیرهای مدل محاسبه شاخص انباره عادات برای مصرف خانوارهای شهری و روستایی ایران

نام سری	وضعیت	آزمون ADF	آزمون P.P
$cuk01 = cuk_{t+1}/cuk_t$	با عرض از مبدأ	-۴/۷۷۹۶	-۴/۶۳۶۰
$cuk21 = cuk_{t-1}/cuk_t$	با عرض از مبدأ	-۵/۱۸۰۴	-۵/۳۴۴۳
$cunok01 = cunok_{t+1}/cunok_t$	با عرض از مبدأ	-۳/۲۷۰۵	-۳/۲۷۷۷
$cunok21 = cunok_{t-1}/cunok_t$	با عرض از مبدأ	-۳/۲۸۰۰	-۳/۲۹۴۱
$crk01 = crk_{t+1}/crk_t$	با عرض از مبدأ	-۴/۳۷۵۵	-۴/۳۲۸۹
$crk21 = crk_{t-1}/crk_t$	با عرض از مبدأ	-۴/۵۹۵۸	-۴/۵۴۳۱
$crnok01 = crnok_{t+1}/crnok_t$	با عرض از مبدأ	-۴/۴۶۶۱	-۴/۴۶۶۱
$crnok21 = crnok_{t-1}/crnok_t$	با عرض از مبدأ	-۴/۴۰۱۵	-۴/۴۴۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است که تمام متغیرهایی که در معادلات مربوط به محاسبه شاخص اهمیت مصرف یعنی معادله (۳۷) استفاده شده‌اند در سطح معنی‌داری ۵٪ یا ۱۰٪ مانا هستند. حال نتایج برآورد شاخص اثر اهمیت عادات مصرفی به کمک حالت‌های مختلف معادله (۳۲) برای هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری و روستایی کشور که ذیلاً بازنویسی شده است، در جدول (۳) ارائه می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} R\beta E_t \left( \frac{cuk01 - \alpha}{1 - \alpha \cdot cuk21} \right)^{-\rho} = 1 \quad \text{معادله اولر هزینه های خوراکی خانوار شهری} \quad (32-1) \\ R\beta E_t \left( \frac{cunok01 - \alpha}{1 - \alpha \cdot cunok21} \right)^{-\rho} = 1 \quad \text{معادله اولر هزینه های غیرخوراکی خانوار شهری} \quad (32-2) \\ R\beta E_t \left( \frac{crk01 - \alpha}{1 - \alpha \cdot crk21} \right)^{-\rho} = 1 \quad \text{معادله اولر هزینه های خوراکی خانوار روستایی} \quad (32-3) \\ R\beta E_t \left( \frac{crnok01 - \alpha}{1 - \alpha \cdot crnok21} \right)^{-\rho} = 1 \quad \text{معادله اولر هزینه های غیرخوراکی خانوار روستایی} \quad (32-4) \end{array} \right.$$

جدول ۳: نتایج مربوط به محاسبه «ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی یا  $\alpha$  و ضریب ریسک‌گریزی نسبی  $\rho$ » با استفاده از فرمول‌های (۳۸) و روش GMM

نوع هزینه‌های مصرفی	$\alpha$	$\rho$	$J$	$J^* = N * J$
خوراکی خانوار شهری	(۰,۰۴) ۱/۵۰	(۰,۰۴۲) ۱/۷۳	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۴۹
غیرخوراکی خانوار شهری	(۰/۰۰) ۱/۴۱	(۰/۰۱۴) ۱/۷	۰/۰۱۵	۰/۵۴
خوراکی خانوار روستایی	(۰/۰۰) ۱/۶۲	(۰/۰۸) ۳/۹۸	۰/۰۲۱	۰/۷۴
غیرخوراکی خانوار روستایی	(۰/۰۰) ۱/۰۱	(۰/۰۰۱) ۰/۸۱	۰/۰۱۷	۰/۵۶

منبع: یافته‌های تحقیق

\* اعداد داخل پرانتز p-value مربوط به آماره t هر ضریب می‌باشد و  $\chi^2_{1,5\%} = 3.841$

آماره خوبی برازش نیز اعتبار همه مدل‌ها و متغیرهای ابزاری استفاده شده در آن‌ها را تأیید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 35 * 0.00014 = 0.0049 < \chi^2_{r-l,5\%} = \chi^2_{1,5\%} = 3.841$$

$$J^* = N * J = 36 * 0.015 = 0.54 < \chi^2_{r-l,5\%} = \chi^2_{1,5\%} = 3.841$$

$$J^* = N * J = 34 * 0.021 = 0.74 < \chi^2_{r-l,5\%} = \chi^2_{1,5\%} = 3.841$$

$$J^* = N * J = 33 * 0.017 = 0.56 < \chi^2_{r-l,5\%} = \chi^2_{1,5\%} = 3.841$$

ویژگی‌های مربوط به هر یک از معادله‌های اولر تخمینی برای تعیین اهمیت ضریب عادات مصرفی و پارامترهای ساختاری تابع مطلوبیت استفاده شده در پژوهش حاضر برای هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری و روستایی در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: ویژگی‌های ساختاری معادلات اولر برآورد شده برای تعیین اهمیت ضریب عادات مصرفی خانوارهای شهری و روستایی

متغیرهای ابزاری	مقادیر اولیه		نوع هزینه	معادله
	$\rho$	$\alpha$		
$rate(-2), cuk01(-2), cuk01(-1), c$	۱/۹	۱/۶	هزینه‌های خوراکی خانوار شهری	۳۸-۱
$rate(-2), rate(-1), cunok01(-1), c$	۳/۸	۴/۶	هزینه‌های غیرخوراکی خانوار شهری	۳۸-۲
$rate(-3), crk01(-2), crk01(-1), c$	۲/۸	۱/۶	هزینه‌های خوراکی خانوار روستایی	۳۸-۳
$rate(-1), crnok21(-3), crnok01(-3), c$	۲/۲	۱	هزینه‌های غیرخوراکی خانوار روستایی	۳۸-۴

منبع: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است که کرنل<sup>۱</sup> همه معادلات از نوع بارتلت<sup>۲</sup> بوده و پهنای باند ثابت<sup>۳</sup> و از نوع نیووست<sup>۴</sup> انتخاب شده است

## ۲-۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

نتایج تجربی برآوردها نشان می‌دهد که ضریب شکل‌گیری عادات برای مصرف مواد خوراکی یک خانوار شهری در ایران حدوداً برابر ۱/۵۰ می‌باشد. در حالی که این ضریب برای یک خانوار روستایی برابر ۱/۶۲ می‌باشد. بنابراین نتایج گویای آن است که، اولاً؛ هم خانوارهای شهری و هم خانوارهای روستایی، عادات مصرفی‌شان متأثر از مصرف دوره قبلی‌شان می‌باشد و هر دو گروه از خانوارها سعی می‌کنند استانداردهای مصرفی خود را حفظ نمایند. ثانیاً؛ شکل‌گیری عادت مصرفی و تأثیرپذیری مصرف دوره فعلی از مصرف دوره قبل برای مواد خوراکی در بین خانوارهای روستایی بیش از این تأثیرپذیری در مصرف مواد خوراکی در بین خانوارهای شهری می‌باشد. از طرف دیگر، ضریب شکل‌گیری عادات برای مصرف کالاهای غیرخوراکی یک خانوار شهری ۱/۴۱ می‌باشد درحالی که این ضریب برای یک خانوار روستایی برابر ۱/۰۱ می‌باشد. بنابراین هر دو گروه از خانوارها سعی می‌کنند برای به‌دست آوردن مطلوبیت بیشتر در زمان فعلی، مصرف خود را به نسبتی از مصرف دوره قبل افزایش دهند. همچنین، تأثیرپذیری مصرف فعلی یک خانوار شهری برای کالاهای غیرخوراکی حدوداً ۴۰ درصد بیشتر از این تأثیرپذیری در بین خانوارهای روستایی می‌باشد. به عبارتی شکل‌گیری عادات مصرفی خانوارهای شهری برای مصرف کالاهای غیرخوراکی قوی‌تر از آن برای خانوارهای روستایی

1. Kernel
2. Bartlett
3. Fixed
4. nw for Newey West

است. در مجموع، می‌توان بیان داشت که خانوارهای ایرانی اعم از خانوار شهری و روستایی ضمن اهمیت دادن به مصرف کالاهای خوراکی و غیرخوراکی در زمان حال، به الگوی مصرفی خود در دوره‌ی گذشته نیز توجه داشته و برایشان با اهمیت می‌باشد. از این رو سعی می‌نمایند با افزایش مصرف مبتنی بر شکل‌گیری عادت مصرفی خود، استانداردهای مصرفی خود را حفظ و از مطلوبیت لازم برخوردار شوند. هر چند که این شکل‌گیری عادات مصرفی برای دو گروه کالاهای مصرفی خوراکی و غیرخوراکی در بین خانوارهای شهری و خانوارهای روستایی از الگوی متفاوتی برخوردار می‌باشد. همچنین، ضریب ریسک‌گریزی  $\rho$  در تابع مطلوبیت برای مصرف کالاهای خوراکی خانوار شهری برابر  $1/73$  و این ضریب برای خانوار روستایی برابر  $3/98$  شده است. برای هزینه‌های مصرفی غیرخوراکی خانوارهای شهری نیز ضریب ریسک‌گریزی برابر  $1/7$  ولی این ضریب برای خانوار روستایی  $0/81$  می‌باشد. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که برای گروه هزینه‌های مصرفی خوراکی، خانوارهای روستایی ریسک‌گریزتر از خانوارهای شهری عمل می‌کنند، به عبارتی به مصرف دوره فعلی بیشتر توجه دارند. درحالی‌که برای گروه هزینه‌های مصرفی غیرخوراکی، ریسک‌گریزی خانوارهای شهری بیش از خانوارهای روستایی است، به عبارتی، خانوارهای شهری نسبت به خانوارهای روستایی، به مصرف کالاهای غیرخوراکی در زمان فعلی نسبت به دوره‌ی آینده بیشتر توجه کرده و کمتر مایلند که مصرف این نوع کالاها را به تعویق بیندازند. در نهایت، قابل ذکر است که آماره‌ی خوبی برآزش روش گشتاورهای تعمیم‌یافته با متغیرهای ابزاری یا J-هانس، نشان‌دهنده‌ی این است که ابزارهای انتخابی در همه‌ی معادلات برآوردی از اعتبار کافی برخوردار می‌باشند.

### نتیجه‌گیری

در این پژوهش سعی شد رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی ایرانی با تأکید بر شکل‌گیری عادات مصرفی بررسی شود. از این رو، انباره عادات مصرفی را به‌عنوان پارامتر در کنار هزینه‌های کالاهای خوراکی و غیرخوراکی وارد تابع مطلوبیت مصرف‌کننده کرده و با استفاده از معادلات اولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی خانوارهای شهری و روستایی ایران را در طول دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۷ به‌دست آوردیم. نتایج تحقیق نشان داد که نقش عادات مصرفی در تابع مطلوبیت خانوارهای شهری و روستایی برای هر دو گروه کالایی معنادار و با اهمیت می‌باشد و مصرف دوره‌های گذشته خانوارها بر مصرف دوره فعلی آنان تأثیرگذار می‌باشد؛ به‌طوری‌که، ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی برای هزینه‌های خوراکی خانوارهای روستایی بیش از این ضریب در بین خانوارهای شهری می‌باشد. از طرفی، ضریب انباره عادات مصرفی خانوارهای شهری برای کالاهای غیرخوراکی حدوداً ۴۰ درصد بیش از این ضریب برای خانوارهای روستایی می‌باشد. از طرف دیگر نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ضریب ریسک‌گریزی نسبی برای مصرف کالاهای خوراکی



خانوارهای روستایی بیش از این ضریب برای خانوارهای شهری می‌باشد. یعنی تمایل خانوارهای روستایی به مصرف کالاهای خوراکی در زمان حال بیشتر از تمایل خانوارهای شهری می‌باشد. درحالی‌که برای گروه کالاهای غیرخوراکی، ضریب ریسک‌گریزی نسبی برای خانوارهای شهری بیشتر از خانوارهای روستایی است، به عبارتی، خانوارهای شهری نسبت به خانوارهای روستایی، برای مصرف کالاهای غیرخوراکی در زمان فعلی تمایل بیشتری از خود نشان می‌دهند و کمتر حاضرند مصرف این نوع کالاها را به تعویق بیندازند. همچنین آماره‌های توصیفی بیانگر آنند که در طی دوره مورد بررسی، هر خانوار شهری به‌طور متوسط بیش از دو برابر یک خانوار روستایی دارای هزینه‌های مصرفی غیرخوراکی است. درحالی‌که متوسط هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری و روستایی برای کالاهای مصرفی خوراکی تقریباً برابر می‌باشد. در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که شکل‌گیری عادات در الگوی مصرفی خانوارهای شهری و روستایی ایرانی جایگاه معناداری دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود تا سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور با حمایت از بنگاه‌های تولیدی داخلی، شرایط را برای تولید کالاهای داخلی با کیفیت بالاتر و ایجاد فضای رقابتی فراهم آورند تا خانوارهای روستایی نیز، درصد بیشتری از هزینه‌های خود را صرف این نوع کالاها نمایند. در این راستا، در کنار توسعه‌ی فروشگاه‌های زنجیره‌ای در شهرها، ایجاد مراکز فروش کالاهای بادوام در روستاها به‌منظور دسترسی آسان‌تر و ارزان‌تر آنان به این نوع کالاها، می‌تواند در ترغیب خانوارهای روستایی برای تخصیص سهم بیشتری از درآمدها به کالاهای غیرخوراکی مؤثر باشد.

## منابع

- روشن، رضا؛ پهلوانی، مصیب و شهیکی تاش، محمدنسی (۱۳۹۲). «بررسی اهمیت مصرف نسبی و ریسک‌گریزی در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته». *مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۸): ۱۳-۳۱.
- فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۳). «ادوار تجاری حقیقی تحت ترجیحات مصرفی و فراغت در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۱): ۸۱-۱۰۶.
- Abel, A. (1990). "Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses". *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 80(2): 38-42.
- Auer, B. R. (2013). "Can habit formation under complete market integration explain the cross-section of international equity risk premia?", *Review of Financial Economics*, 22: 61-67.
- Bach, C. and Moller, S. (2011). "Habit-based asset pricing with limited participation consumption", *Journal of Banking & Finance*. 35: 2891-2901.
- Campbell, John Y. and John H. C. (1999). "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior". *Journal of Political Economy*, 107(2): 205-251.
- Carroll, C. D. (2000). "Solving Consumption Models with Multiplicative Habits", *Economics Letters*, 68(1): 67-77.
- Carroll, C. and Weil, D. (1994). "Saving and Growth: A Reinterpretation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40: 133-192.
- Constantinides, G. M. (1990). "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle", *Journal of Political Economy*, 98(3): 519-543.
- Deaton, A. S. (1992). *Understanding consumption*. New York: Clarendon Press; Oxford University Press.
- Deaton, A and Paxson, C. (1992). *Saving, Growth and Aging in Taiwan*, in D. Wise (eds.), in *Studies in the Economics of Aging*, University of Chicago Press.
- Dreyer, J. K.; Schneider, J. and Smith, W. (2013). "Saving-based asset-pricing". *Journal of Banking & Finance*, 37(9): 3704-3715.
- Dynan, K. (1993). *Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data*, Board of Governors of the Federal Reserve System, No.143.
- Ferson, W. and Constantinides, G. (1991). "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption, Empirical Tests", *Journal of Financial Economics*, Vol. 29: 199-240.
- Fridman, Milton. (1957). "A Theory of the Consumption Function". Princeton, NJ: Princeton university Press.
- Fuhrer, J. and Klein, W. (1998). "Risky Habits: On risk sharing, Habit Formation, and Interpretation of International Consumption Correlations", NBER Working paper No. 6736.
- Gali, J. (1994). "Keeping up with the joneses: Consumption externalities, portfolio choice, and asset prices". *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(1): 1-8.
- Garcia, R.; Lusardi, A. and Ng, S. (1997). "Excess Sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Banking and Credit*, 29(2): 154-176.

- Hansen, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50: 1029-1054.
- Hall E. Robert. (1978). "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory And Evidence". *Journal of Political Economy*, 86(6): 971-987.
- Heaton, J. (1995). "An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications", *Econometrica*, 63: 681-717.
- Kwan, Yum K.; Leung, Charles Ka Yui., Dong, Jinyue (2015). "Comparing consumption-based asset pricing models: The case of an Asian city", *Journal of Housing Economics*, 30(28): 18-41.
- Ryder, H. E.; Jr., G. and Heal, M. (1973). "Optimal Growth with Intertemporally Dependent-Preferences". *Review of Economics Studies*, 40: 1-31.
- Modigliani, Franco and Brumberg, Richard (1954). "Utility analysis and the consumption function: an interpretation of the cross-section data." Kenneth Kuribara (ed) *Post-Keynsian Economics* (New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 388-436
- Muellbauer, John N. (1988). "Habits, Rationality, and Myopia in the Life Cycle Consumption Function," *Annales d'economie et de Statistique*, 9: 47-70.
- Seckin, A. (1999). *Essays on Consumption with Habit Formation*, Ph.D. Dissertation, Carleton University, Ottawa.
- Sundaresan, S. M. (1989). "Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth". *Review of Financial Studies*, 2: 73-88.