

بررسی اثر شکل‌گیری عادات، دیرپایی کالاهای بادوام و چشم و

همچشمی در مصرف بین دوره ای خانوارهای ایرانی با استفاده از روش

گشتاورهای تعمیم یافته

رضا روشن *

مصیب پهلوانی^۱

محمد نبی شهیکی تاش^۲

چکیده

مقاله‌ی حاضر، شکل‌گیری عادات مصرفی، اثر دیرپایی کالاهای بادوام و پدیده چشم‌همچشمی در مصرف خانوارهای ایرانی را مورد بررسی قرار می‌دهد. برای انجام مطالعه‌ی تجربی، ابتدا دو پرتفوی موزون حاوی عمده‌ترین دارایی‌هایی که خانوارها در سبد دارایی‌های خود نگهداری می‌کنند، ساخته شده است. سپس، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته مدل‌هایی برای برآورد چگونگی تأثیر شکل‌گیری عادات، دیرپایی کالاها و اثر چشم‌همچشمی در مصرف برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ مورد آزمون قرار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برای کالاهای نیمه‌بادوام، اثر شکل‌گیری عادات مصرفی بر اثر دیرپایی کالاها غلبه می‌کند؛ اما، در مورد کالاهای بادوام این رابطه برعکس می‌باشد. در حالت ترکیبی (کالاهای بادوام و نیمه‌بادوام) نیز، اثر شکل‌گیری عادات مصرفی بر اثر دیرپایی کالاها غالب است. همچنین، نتایج گویای آن است که ضریب اثر چشم‌همچشمی به طور متوسط برابر ۰/۶۵ می‌باشد که این عدد بیانگر وجود اهمیت بالای مصرف‌نسی در الگوی مصرفی خانوارها ایرانی می‌باشد.

واژگان کلیدی: مصرف، شکل‌گیری عادات، دیرپایی کالاها، اثر چشم‌همچشمی (اهمیت مصرف‌نسی)، گشتاورهای تعمیم یافته

Keywords: Consumption, Habit Formation, Durability, Envious, GMM Method.

JEL Classification: C26, D91, G11.

re_roshan@yahoo.com

pahlavani@eco.usb.ac.ir

mohammad_tash@yahoo.com

*. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

^۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

^۲. استادیار اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

۱- مقدمه

شکل‌گیری عادات، دیرپایی کالاهای مصرفی و مقایسه مطلوبیت، تاریخ‌درازی در تحقیقات مربوط به رفتار مصرف‌کننده دارند. اولین نسخه فرمولی، به عنوان فرضیه درآمد نسبی توسط دوزنبری^۱ (۱۹۴۹) ارائه شد. او به رهیافت تابع مصرف‌کننده انتقاد کرد زیرا یکی از فروض آن این است که مصرف هر مصرف‌کننده انفرادی مستقل از مصرف دیگران است. بحث‌های دوزنبری بر اساس دو فرضیه بود: نخست اینکه، ترجیحات مصرف‌کننده نه فقط روی سطح مطلق مخارج مصرفی وی تعریف می‌شود بلکه همچنین روی سطح مصرف نسبی او نسبت به مصرف بقیه جمعیت یا مصرف سرانه تعریف می‌شود. دوم اینکه، نه تنها وجود سطح نسبی یا مطلق مصرف است که روی رفتار مصرفی وی اثر می‌گذارد، بلکه همچنین گذشته‌ی مصرف خود فرد در دوره‌های قبلی نیز بر رفتار مصرفی اش تاثیر می‌گذارد. بنابراین از دیدگاه رفتاری، حالت اول، به طور ضمنی منعکس‌کننده‌ی مسئله چشم‌همچشمی یا حساس بودن نسبت به مصرف دیگران می‌باشد. در این مقاله این نوع مصرف را اثر بیرونی^۲ می‌نامیم. دومین حالت ضمنی، شامل شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاهای مصرفی بادوام است که از آن به عنوان اثر درونی^۳ یاد می‌کنیم. در واقع یکبار که مصرف‌کننده به سطح مشخصی از مصرف دست می‌یابد آن سطح مصرف، جزو عادات وی می‌شود و برای وی مشکل است که مخارج مصرفی اش را در آینده کاهش دهد. در این مقاله سعی بر آن است که مصرف بین دوره‌ای با استفاده از ترجیحات جدایی‌ناپذیر^۴ بررسی شده و اجازه داده شود که دیرپایی کالاهای مصرفی بادوام^۵ وارد تابع مطلوبیت مصرف‌کننده شود. سعی می‌نماییم با استفاده مناسب از پارامتری کردن، تصمیمات مصرف‌کننده را به اثرات بیرونی و اثرات درونی تقسیم کنیم. منظور از اثرات درونی این است که گذشته مصرفی خود مصرف‌کننده، ماندگاری عادات^۶ مصرفی و دیرپایی کالاهای بادوام، روی سطح معاش وی و مصرف زمان حال او اثر می‌گذارند که این دلالت می‌کند که الگوهای گذشته مصرف و سطح آن یک سطح آستانه‌ای را شکل می‌دهند که مصرف جاری باید با آن مقایسه شود. همچنین،

¹. Duesenberry

². External

³. Internal

⁴. Time-Nonseparable

⁵. Durability Of Durables

⁶. Habit Persistence

اثرات بیرونی دلالت می‌کند که ترجیحات مصرف‌کننده به مصرف سایر مصرف‌کنندگان وابسته باشد و مصرف‌کننده نسبت به یک سطح مصرف مرجع^۱ حساس^۲ بوده و در مصرف عمل چشم‌همچشمی انجام دهد. در این مقاله، سطح مرجع، مصرف دهک‌های بالای جامعه در نظر گرفته شده است. در این مطالعه سعی بر آن است یک مدل که کالاهای بادوام و نیمه‌بادوام را در نظر می‌گیرد و فرض استاندارد جدایی‌پذیری^۳ در تصمیم‌سازی بین دوره‌ای مصرف‌کننده را نادیده می‌گیرد، مورد آزمون قرار گیرد. لازم به توضیح است که اثرات درونی و بیرونی همانند مدل استاندارد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM ارایه شده توسط هانسن^۴ (۱۹۸۲) بر روی داده‌های مصرفی کشور و بازدهی انواع دارایی‌ها، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در ادامه مقاله، ابتدا مروری بر مبانی نظری شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاها و اثر چشم‌همچشمی انجام می‌شود. سپس در بخش بررسی تجربی، با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به استخراج ضرایب و علایم اثرات مذکور مبادرت خواهد شد. در نهایت در مورد نتایج استخراج بحث شده و به ارایه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری و مدل تحقیق

این مقاله درصدد آن است که با توسعه‌ی مطلوبیت توانی ون-نیومن - مورگسترن استاندارد، بتواند با بهره‌گیری از ترجیحات جدایی‌ناپذیر، اثرات شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاهای مصرفی (اثرات درونی) را بر مطلوبیت مصرف‌کنندگان تحلیل نموده و در کنار آن با بکارگیری یک جزء مناسب، تاثیر سطح مصرف مرجع را بر مصرف‌کنندگان، که اصطلاحاً اثر بیرونی می‌نامیم مورد بررسی قرار دهد و شدت حساس بودن (چشم‌همچشمی) نسبت به مصرف دیگران را در داده‌های مصرفی کشور ارزیابی نماید.

می‌توان بیان داشت که دیرپایی بیشتر در کالاهای بادوام باعث می‌شود که به مخارج جاری کمتری نیاز باشد. اتفاق معکوس تحت شکل‌گیری عادات این است که مخارج مصرفی زیادتیر

^۱. Reference

^۲. Envious

^۳. در واقع در نظر گرفتن فرض جدایی‌پذیری باعث می‌شود که نتوان اثرات مصرف دوره‌های گذشته‌ی مصرف‌کننده را بر مصرف زمان حال و به تبع آن بر مطلوبیت وی لحاظ نمود، در نتیجه در عمل این نوع توابع مطلوبیت که در آنها جدایی‌ناپذیری در نظر گرفته نمی‌شود، نمیتوانند به طور کامل رفتار مصرف‌کننده را تبیین نمایند.

^۴. Hansen

دوره‌ی گذشته، باعث عادات بیشتر و سطح معاش بالاتر می‌شود و مصرف بیشتر مصرف‌کننده نیاز است تا همان مطلوبیت را در دوره‌های زمانی مختلف داشته باشد. بنابراین تاثیر دیرپایی کالاهای بادوام و شکل‌گیری عادات بر مطلوبیت مصرف‌کننده معکوس هم می‌باشد.

به صورت تئوری مدل‌سازی نحوه تاثیر اثر بیرونی بر مطلوبیت مصرف‌کننده، توسط افرادی چون ابل^۱ (۱۹۹۰)، گالی^۲ (۱۹۹۴) و کارول^۳ (۱۹۹۷) بنا شده است. در این مقاله، سعی می‌شود با استفاده از تعدادی مصرف‌مرجع (مصرف دهک‌های بالای جامعه) که به نظر می‌رسد بر مصرف خانوارها تاثیر گذارند بصورت تجربی پدیده‌ی حساس بودن مصرف‌کنندگان به سطوح مصرفی مرجع یا همان پدیده‌ی چشم‌همچشمی مورد آزمون قرار گیرد.

یک سوال مهم این است که چگونه یک فرم تابعی بین سطح مصرف خود مصرف‌کننده و سطح نسبی مصرف مشخص نماییم. در دهه‌های اخیر دیده می‌شود که در ادبیات مصرف توسعه‌های زیادی در مورد تصریح شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاهای مصرفی بادوام بوجود آمده است. گرچه این اثرات روی مصرف می‌تواند از چندین راه مدل‌سازی شود، ولی معمولاً دو تصریح رقیب در ادبیات مربوطه وجود دارد. این دو نوع مدل‌سازی عبارتند از: مدل‌های نسبت^۴ و مدل‌های

تفاضل^۵. در مدل‌های نسبت، مطلوبیت بر پایه تابع توانی از نسبت $\frac{C_i}{S_i}$ است. (برای مثال: کارهای ابل (۱۹۹۰)، هارباوگ^۶ (۱۹۹۶)، و فوهرر^۷ (۱۹۹۸)، فرانسیسکو آلوارز- سوادرادو، گنکالو مونتیرو، و استفن تورنوسکی^۸ (۲۰۰۴)، ناریشکین رمان و داویسون مات^۹ (۲۰۰۹))، که S_i مصرف مرجع یا معاش می‌باشد. در مدل‌های تفاضل، مطلوبیت بر پایه توانی از $(C_i - S_i)$ است. (برای مثال می‌توان به کارهای بلدترین و همکاران^{۱۰} (۱۹۹۵)، آلسینا و لوساردی^{۱۱} (۱۹۹۷)، یومینگ لی^۱ (۲۰۰۱)، ریچارد دنیس^۲ (۲۰۰۴)، آلسیا گریشچنکو^۳ (۲۰۱۰) مراجعه نمود).

1. Abel

2. Gali

3. Carrol

4. Ratio

5. Difference

6. Harbaugh

7. Fuhrer

8. Francisco Alvarez- Cuadrado, Goncalo Monteiro, Stephen J. Turnovsky

9. Naryshkin Roman, And Davison Matt

10. Boldrin Et Al

11. Alesie & Lusardi

پایه‌های مدل ارائه شده در این مقاله بر اساس کارهای بنیادی ابل (۱۹۹۰)، فرسن و کانستن تینیدز (۱۹۹۱)، براون و همکاران^۴ (۱۹۹۳)، گالی (۱۹۹۴)، کارول و همکاران (۱۹۹۷) و کمپبل و کوکران^۵ (۱۹۹۹) می‌باشد. در واقع مدل‌های شکل‌گیری عادات در این مقالات، ریشه‌شان بر اساس کارهای ساندارسان^۶ (۱۹۸۹) و کانستن تینیدز (۱۹۹۰) می‌باشد، شالوده‌ی کار آنها این است که فرض جدایی‌پذیری در ترجیحات ون-نیومن - مورگسترن (VNM)^۷ را نادیده گرفته و اجازه می‌دهند که مطلوبیت مصرف‌کننده، همچنین به مخارج مصرفی گذشته اش بستگی داشته باشد. در این مقاله سعی می‌شود مدل‌های قبلی طوری تعمیم داده شود که اجازه دهند مطلوبیت مصرف‌کننده به هر دوی اثرات درونی (شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاهای بادوام مصرفی) و اثر بیرونی (مصرف دیگران یا همان مصرف سطح مرجع) بستگی داشته باشد و مدل‌های قابل‌آزمون به وسیله داده‌های تجربی استخراج شود.

یکی از مسائلی که مطرح می‌باشد این است که چگونه تاریخ یا گذشته مصرف خود مصرف‌کننده باید مشخص شود. یک راه حل ممکن برای این موضوع آن است که فرض کنیم فرایند مربوط به انباره‌ی عادات S_t به صورت زیر رشد نماید:

$$(۱) \quad S_t = (1 - \psi)S_{t-1} + c_t$$

که ψ به عنوان پارامتر استهلاک در نظر گرفته می‌شود.

فرض کنید که مخارج انجام گرفته روی کالاهای در زمان t با استفاده از $c_t = \sum_{i=1}^N d_{i,t}$ نمایش داده شود. چنانچه کالای i یک کالای بادوام باشد دیرپایی این کالا متضمن آن است که مصرف‌کننده جریانی از خدمات را که خارج از انباره‌ی جاری کالاهایی که می‌خرد و توسط این کالا ایجاد می‌شود، مصرف می‌کند. همان‌طور که کالاها مستهلک می‌شوند، جریان جاری از خدمات به وسیله مخارج حال و گذشته فراهم می‌شود که به صورت زیر بیان می‌گردد:

1. Yuming Li
2. Richard Dennis
3. Grishchenko V. Olesya
4. Braun Et Al
5. Campbell & Cochrane
6. Sundaresan
7. Von Neumann-Morgenstern (Vnm)

$$(۲) \quad S_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau} c_{t-\tau}$$

که S_t مقدار خدمات فراهم شده به وسیله همه مخارج مصرفی است و $\tau > 0$ ، $c_{t-\tau}$ می‌باشد. پارامتر δ_{τ} نرخ دیرپایی کالای مصرفی است و $0 \leq \delta_{\tau} < 1$ ، $\sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau} = 1$ می‌باشد و با استفاده از این پارامتر می‌توان نرخ استهلاک کالاهای خریداری شده در زمان $t - \tau$ که هنوز در زمان t استفاده می‌شود و بقا دارد را اندازه گرفت، به طوری که $\delta_{\tau} = (1 - \psi_{\tau})$ و $0 \leq \psi_{\tau} < 1$ نرخ استهلاک است.

فرض می‌شود که مطلوبیت مصرف کننده، ترجیحات جدایی ناپذیر از زمان را به صورت زیر نشان دهد:

$$(۳) \quad U(c_t, c_{t-\varphi}) = \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\alpha X_t + (1-\alpha) \left(\frac{c_t}{c_{t-\varphi}^{\theta}} \right) \right]^{1-\gamma}, \\ \forall t \in [0, \infty). 0 < \gamma \neq 1, 0 \leq \theta \leq 1, 0 \leq \alpha \leq 1, \varphi > 0$$

جزء اول داخل کروشه دلالت بر اثر درونی و جزء دوم دلالت بر اثر بیرونی مصرف دارد. جمله $C_{t-\varphi}$ سطح قابل مشاهده از وقفه‌های مصرف مرجع در زمان t می‌باشد. برای یک مصرف کننده، این مصرف برون زاست و θ اهمیت مصرف نسبی را منعکس می‌کند. هرچه این پارامتر به یک نزدیک تر باشد، مصرف کننده نسبت به مصرف مرجع حساس تر است و به اصطلاح بیشتر چشم همچشمی نسبت به مصرف دیگران دارد. α درصد (کسر) بین اثر درونی و اثر بیرونی است و γ پارامتر تقعر تابع مطلوبیت است. برای وارد نمودن هر دوی پایداری عادات و دیرپایی کالاهای مصرفی در ترجیحات (اثر درونی) و یا تابع مطلوبیت مصرف کننده، جمله X_t بصورت زیر مدل‌سازی می‌شود (فرسن و کنستنتینیدز، ۱۹۹۱):

$$(۴) \quad X_t = S_t - h \sum_{s=1}^{\infty} a_s S_{t-s}$$

این اثر درونی، فاصله بین گذشته و حال جریان خدمات را نشان می دهد. شکل گیری عادات مستلزم این است که مطلوبیت آنی به تفاوت جریان جاری خدمات S_t از انباشت^۱ الگوهای مصرفی گذشته که درون عادات مصرفی شکل گرفته اند، بستگی داشته باشد. بنابراین تابع

$$h \sum_{s=1}^{\infty} a_s S_{t-s}$$

یک سطح معاش یا سطح خوشی^۲ را منعکس می کند که پارامتر $h \geq 0$ کسری از

مجموع وزنی جریان های مصرفی وقفه دار می باشد که یک سطح مصرف معاش (گذران) را ارایه می دهد. از طرف دیگر، کسرهای a_s و $0 \leq a_s < 1$ تداوم جریان وقفه دار مصرف در سطح

معاش را اندازه می گیرند به طوری که $\sum_{s=1}^{\infty} a_s = 1$ می باشد. در مجموع می توان بیان داشت که

این تابع مطلوبیت، جدایی پذیر نمی باشد، زیرا انتخاب مصرف هر دوره در سطح معاش تعادلی آینده و در نتیجه در مطلوبیت همه ی دوره های آینده انعکاس می یابد.

مدل بیان شده با توجه به انتخاب مناسب پارامترها، با حالت های مختلف زیر سازگار است:

۱. اگر $\alpha = 0$ و $\theta = 0$ باشد به مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت استاندارد دست می یابیم.

۲. اگر $\alpha = 0$ باشد مطلوبیت فقط بر پایه ی اثر بیرونی است و هر چه پارامتر θ به یک نزدیک تر باشد، اهمیت نسبی مصرف مرجع بیشتر می شود.

۳. اگر $\alpha = 1$ باشد، فقط اثر درونی روی مصرف در تابع مطلوبیت حضور خواهد داشت.

۴. $\alpha = 1$ و $h = 0$ باشد، تابع مطلوبیت (۳) به تابع مطلوبیت جدایی پذیر ون- نیومن - مورگسترون (VNM) استاندارد با پارامتر تقعر γ که انعکاس دهنده ی گرایش نسبی به سمت ریسک است، تقلیل می یابد.

۵. اگر $\alpha = 1$ ، $h = 0$ ، $\delta_0 = 1$ ، $\delta_\tau = 0$ ، $\tau \geq 1$ باشند، مدل در مخارج مصرفی، جدایی پذیر است.

برای نماد سازی مناسب برای عبارت بین وجود جریان خدمات و سطح معاش می توان نوشت:

$$(5) \quad X_t = S_t - h \sum_{s=1}^{\infty} a_s S_{t-s} = \sum_{\tau=0}^{\infty} b_\tau c_{t-\tau}$$

^۱. Accumulation

^۲. Bliss

که $(b_0 = 1)$ $b_\tau = \delta_\tau - h \sum_{i=1}^{\tau} a_i \delta_{\tau-i}$ ضریب متغیر در طول زمان می‌باشد و شامل پارامترهای δ_τ ، h و a_s است.

تاکنون در مورد چگونگی مدلسازی نرخ‌های شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاهای مصرفی بحثی نداشته‌ایم. اما بنا بر کارهای هایاشی^۱ (۱۹۸۵)، اچین بام و هانسن^۲ (۱۹۹۰)، فرسن و کانستن تینیدز (۱۹۹۱) در مورد دیرپایی کالاها و ماندگاری عادات، فرض میشود که این ضرایب با نرخ نمایی کاهش می‌یابند. یعنی $\delta_\tau = (1-\delta)\delta^\tau$ و $a_s = (1-\phi)\phi^{s-1}$ که $\delta = (1-\psi)$ و $\phi \leq 1$ ، $0 \leq \delta < 1$ حال با توجه به این ضرایب، معادل ضریب b_τ را بدست می‌آوریم. با جایگذاری معادل نرخ‌های δ_τ ، a_s و δ در (۵) داریم:

$$b_\tau = (1-(1-\psi))(1-\psi)^\tau - h \sum_{i=1}^{\tau} (1-\phi)\phi^{i-1}(1-(1-\psi))(1-\psi)^{\tau-i} = \psi(1-\psi)^\tau - h(1-\phi) \sum_{i=1}^{\tau} \phi^{i-1} \psi(1-\psi)^{\tau-i} \quad (۶)$$

$$= \psi(1-\psi)^\tau \left\{ 1 - h(1-\phi) \frac{1}{\phi} \left[\frac{\phi}{1-\psi} + \left(\frac{\phi}{1-\psi}\right)^2 + \left(\frac{\phi}{1-\psi}\right)^3 + \dots + \left(\frac{\phi}{1-\psi}\right)^{\tau-2} + \left(\frac{\phi}{1-\psi}\right)^{\tau-1} + \left(\frac{\phi}{1-\psi}\right)^\tau \right] \right\}$$

محتوای درون براکت (۶) می‌تواند به دو سری هندسی تفکیک شود که می‌توان به صورت جداگانه آنها را محاسبه نمود که پس از انجام محاسبات لازم خواهیم داشت^۳:

$$b_\tau = \psi(1-\psi)^\tau \left\{ 1 - h \left(\frac{1-\phi}{1-\psi-\phi} \right) \right\} + h\phi^\tau \psi \left(\frac{1-\phi}{1-\psi-\phi} \right) \quad (۷)$$

این ضریب شامل حالات زیر است:

الف) در فقدان ماندگاری عادات ($h = 0$) و با حضور دیرپایی کالاهای مصرفی این ضریب به $b_\tau = \psi(1-\psi)^\tau = (1-\delta)\delta^\tau > 0$ ، $\tau \geq 1$ کاهش می‌یابد و همیشه مثبت است.

ب) با حضور ماندگاری عادات ($h > 0$) و نبود دیرپایی کالاهای مصرفی ($\delta = 0$) این ضریب به $b_\tau = -h(1-\phi)\phi^{\tau-1} < 0$ ، $\tau \geq 1$ تبدیل شده و کوچکتر از صفر می‌شود.

^۱. Hayashi

^۲. Eichenbaum & Hansen

^۳. در صورت درخواست، محاسبات انجام گرفته توسط نویسندگان مقاله ارایه خواهد شد.

ج) زمانی که هم ماندگاری عادات و هم دیرپایی کالاهای مصرفی وجود دارد، ضریب b_τ در طول زمان بسته به بزرگی پارامترهای ترجیحات h ، ϕ و δ مثبت یا منفی می شود و تغییر می کند. اگر $(1-\psi) > \phi + h(1-\phi)$ باشد، ضریب برای هر $\tau \geq 0$ مثبت است. اگر $(1-\psi) \leq h(1-\phi)$ باشد b_τ برای همه ی $\tau \geq 1$ منفی است، و بالاخره، اگر $h(1-\phi) < \delta < \phi + h(1-\phi)$ پس برای وقفه های اخیر، مثبت و برای وقفه های با فاصله بیشتر، منفی است. این فرمول بندی نیروهای مخالف شکل گیری عادات و دیرپایی را روی ضرایب و وقفه های مخارج مصرفی روشن می کند. از آنجا که فرض بر این است که نرخ کاهشی نمایی برای هر دو شکل گیری عادات و دیرپایی برقرار است نتیجه می گیریم که اگر دیرپایی به وسیله ی ماندگاری عادات مغلوب شود، برای وقفه ی داده شده ی τ ، ضریب محاسبه شده b_τ منفی خواهد شد، پس این موضوع برای همه وقفه های بزرگتر نیز برقرار است یعنی $b_{\tau-\nu} < 0, \quad \nu > 0$.

بنابراین بر اساس کارهای فرسن و کانستن تینیدز^۱ (۱۹۹۱) و مدلی که ارائه شد، ماندگاری عادات دلالت بر این دارد که ضریب با وقفه مخارج مصرفی در مدل منفی باشد، در حالی که ضرایب دیرپایی مثبت است. به علاوه، اگر هر دو اثر وجود داشته باشد، آن که غالب است علامت را مشخص می کند.

بر اساس پارامترهای فوق، مسئله حداکثر سازی مصرف کننده که در این مقاله با آن مواجه ایم به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{Max}_{d_{i,t}, \lambda_{i,t}} [E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, C_{t-\phi}) | I_t] \quad (\text{A})$$

با محدودیت بودجه ای:

$$W_{t+1} = (w_t + Y_t \Delta t - c_t \Delta t) R_{t+1}^p, \quad R_{t+1}^p = \sum_{i=1}^k \lambda_{i,t} R_{t+1}^p, \quad c_t = \sum_{i=1}^N d_{i,t}$$

^۱. Ferson and Constantinides

با تصریح تابع مطلوبیت به شکل زیر:

$$U(c_t, C_{t-\varphi}) = \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\alpha X_t + (1-\alpha) \left(\frac{c_t}{C_{t-\varphi}^\theta} \right) \right]^{1-\gamma}$$

که Y_t و W_t درآمد نیروی کار و ثروت در زمان t می‌باشند، و $R_{t+1}^p = (1+r_{t+1}^p)\Delta t$ عامل بازدهی k بعدی روی دارایی هاست، r_{t+1}^p نرخ واقعی بازدهی روی پرتفوی بین دوره t و $t+1$ می‌باشد و $\beta = (1+\rho\Delta t)^{-1}$ عامل تنزیل و ρ نشان دهنده نرخ ذهنی ترجیحات زمان است. از این به بعد، فرض می‌شود که دوره‌های زمانی دارای طول برابرند و جمله Δt می‌تواند با یک مقدار دهی شود ($\Delta t = (t+1) - t = 1$). وزن‌های $\lambda_{i,t}$ در دوره t به طور بهینه انتخاب می‌شوند به طوری که $\sum_{i=1}^k \lambda_{i,t} = 1$ می‌باشد. بعضی از دارایی‌ها ممکن است بدون ریسک باشند که

نرخ بازدهی آنها مشروط به تحقق دوره $t+1$ از وضعیت آینده نمی‌باشند. E_t نشان دهنده عملگر ریاضی انتظارات مشروط به مجموعه اطلاعات قابل دسترس برای مصرف کننده در زمان t یعنی I_t می‌باشد. حال شروط مرتبه اول را برای دستگاه (۸) استخراج می‌نماییم:

$$\text{حالت (۱)} \quad \alpha = 0, \theta = 0$$

در غیاب اثرات درونی و بیرونی، نتایج متناظر با مدل ون-نیومن - مورگسترون استاندارد است. شرایط مرتبه اول برای دو دوره تعدیل، شکل آشنای معادله اولر زیر را می‌دهد:

$$E_t \beta \left\{ \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} R_{t+1}^i \right\} = 1 \quad (۹)$$

$$\text{حالت (۲)} \quad \alpha = 0$$

در این حالت که فقط اثر بیرونی داریم، بدست آوردن مقدار بهینه سراسر می‌باشد. مطلوبیت های نهایی نسبت به مصرف در دوره‌های t و $t+1$ عبارتند از:

$$U'(c_t) = \left(\frac{c_t}{C_{t-\varphi}^\theta} \right)^{-\gamma} \frac{1}{C_{t-\varphi}^\theta} \quad , \quad U'(c_{t+1}) = \left(\frac{c_{t+1}}{C_{t+1-\varphi}^\theta} \right)^{-\gamma} \frac{1}{C_{t+1-\varphi}^\theta} \quad (10)$$

بعد از وارد کردن رابطه های فوق در معادله اولر استاندارد، عبارت مربوط به مقدار بهینه به صورت زیر می شود:

$$E_t \left\{ \beta \left[\frac{\left(\frac{c_{t+1}}{C_{t+1-\varphi}^\theta} \right)^{-\gamma} \frac{1}{C_{t+1-\varphi}^\theta}}{\left(\frac{c_t}{C_{t-\varphi}^\theta} \right)^{-\gamma} \frac{1}{C_{t-\varphi}^\theta}} \right] R_{t+1}^i \right\} = 1 \quad \Rightarrow \quad E_t \left\{ \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{C_{t+1-\varphi}}{C_{t-\varphi}} \right)^{\theta(\gamma-1)} \right\} R_{t+1}^i = 1 \quad (11)$$

حالت ۳) $\alpha = 1$

در این حالت فقط اثر درونی وجود دارد. لذا، مسئله حداکثرسازی مصرف کننده در این حالت عبارتست از:

$$\max_{d_{i,t}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(X_t) \quad (12)$$

با محدودیت های زیر:

$$W_{t+1} = (W_t + Y_t - c_t) R_{t+1}^i \quad , \quad c_t = \sum_{i=1}^N d_{i,t} \quad (13)$$

برای حل دستگاه فوق، می توان مطلوبیت تنزیل شده ی کل دوره زندگی را بصورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} U &= U(X_t) + \beta U(X_{t+1}) + \beta^2 U(X_{t+2}) + \beta^3 U(X_{t+3}) + \dots \quad (14) \\ &= U(b_0 c_t + b_1 c_{t-1} + b_2 c_{t-2} + b_3 c_{t-3} + \dots) + \beta U(b_0 c_{t+1} + b_1 c_t + b_2 c_{t-1} + b_3 c_{t-2} + \dots) \\ &\quad + \beta^2 U(b_0 c_{t+2} + b_1 c_{t+1} + b_2 c_t + b_3 c_{t-1} + \dots) + \beta^3 U(b_0 c_{t+3} + b_1 c_{t+2} + b_2 c_{t+1} + b_3 c_t + b_4 c_{t-1} + \dots) + \dots \end{aligned}$$

مطلوبیت‌های نهایی برای مصرف دوره‌های t و $t+1$ عبارتند:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial c_t} &= U'(X_t)b_0 + \beta U'(X_{t+1})b_1 + \beta^2 U'(X_{t+2})b_2 + \beta^3 U'(X_{t+3})b_3 + \dots = U'(X_t)b_0 + \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau b_\tau U'(X_{t+\tau}) \\ \frac{\partial U}{\partial c_{t+1}} &= \beta U'(X_{t+1})b_0 + \beta^2 U'(X_{t+2})b_1 + \beta^3 U'(X_{t+3})b_2 + \beta^4 U'(X_{t+4})b_3 + \dots = \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau b_{\tau-1} U'(X_{t+\tau}) \end{aligned} \quad (15)$$

با جایگذاری معادل‌های فوق در معادله‌ی اولر استاندارد و با در نظر گرفتن این که $b_0 = 1$ خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} U'(X_t) + E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau b_\tau U'(X_{t+\tau}) &= E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau b_{\tau-1} U'(X_{t+\tau}) R_{t+\tau}^i \Rightarrow U'(X_t) = E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau U'(X_{t+\tau}) [b_{\tau-1} R_{t+\tau}^i - b_\tau] \\ 1 &= E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau \left[\frac{U'(X_{t+\tau})}{U'(X_t)} (b_{\tau-1} R_{t+\tau}^i - b_\tau) \right] \end{aligned} \quad (16)$$

شکل خاص تابع مطلوبیت در این حالت عبارت است از: $U = \frac{1}{(1-\gamma)} X_{t+\tau}^{1-\gamma} \quad \forall \tau \geq 0$ و مطلوبیت نهایی نسبت به $X_{t+\tau}$ برابر $X_{t+\tau}^{-\gamma}$ است. جایگذاری این عبارت درون معادله‌ی قبل، معادله اولر بازگشتی زیر را برای مقدار بهینه اثر درونی به دست می‌دهد (فرسن و کنستن تیندز ۱۹۹۱):

$$E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^\tau \left[\left(\frac{X_{t+\tau}}{X_t} \right)^{-\gamma} (b_{\tau-1} R_{t+\tau}^i - b_\tau) \right] = 1 \quad (17)$$

معادله غیر خطی فوق برای تخمین به صورت تجربی بسیار پیچیده است. بنابراین، به دنبال کارهای اچین بام و هانسن (۱۹۹۰)، فرسن و کنستن تیندز (۱۹۹۱) و تعداد دیگری از محققین، در این مقاله نیز مدل فقط برای یک وقفه محاسبه می‌شود، به عبارت دیگر $\tau \geq 2$ ، $b_\tau = 0$. در این صورت معادلات (۱۴) و (۱۵) به شکل زیر در می‌آیند:

$$\begin{aligned} U &= \frac{1}{(1-\gamma)} (X_t^{1-\gamma} + \beta X_{t+1}^{1-\gamma} + \beta^2 X_{t+2}^{1-\gamma}) = \frac{1}{(1-\gamma)} ((c_t + b_1 c_{t-1})^{1-\gamma} + \\ &\beta (c_{t+1} + b_1 c_t)^{1-\gamma} + \beta^2 (c_{t+2} + b_1 c_{t+1})^{1-\gamma}) \end{aligned} \quad (18)$$

$$\frac{\partial U}{\partial c_t} = X_t^{-\gamma} + \beta b_1 X_{t+1}^{-\gamma}, \quad \frac{\partial U}{\partial c_{t+1}} = \beta(X_{t+1}^{-\gamma} + \beta b_1 X_{t+2}^{-\gamma}) \quad (19)$$

بنابراین، معادله اولر در این حالت عبارت است از:

$$X_t^{-\gamma} + \beta b_1 X_{t+1}^{-\gamma} = E_t[\beta(X_{t+1}^{-\gamma} + \beta b_1 X_{t+2}^{-\gamma}) R_{t+1}^i] \quad (20)$$

عبارت فوق را می توان نسبت به جزء خطا u_{t+2} به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$u_{t+2} = E_t[\beta(X_{t+1}^{-\gamma} + \beta b_1 X_{t+2}^{-\gamma}) R_{t+1}^i] - E_t(X_t^{-\gamma} + \beta b_1 X_{t+1}^{-\gamma}) \quad (21)$$

اگر مدل صحیح باشد، $E_t[u_{t+2} | I_t] = 0$ می باشد. چنانچه $X_t = c_t + b_1 c_{t-1}$ را در نظر بگیریم و جزء اخلاص را با عامل $c_t^{-\gamma}$ مقیاس بندی کنیم، جزء اخلاص به صورت زیر خواهد شد:

$$u_{t+2}^* = E_t \left\{ \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} + b_1 \right)^{-\gamma} (R_{t+1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 \left(\frac{c_{t+2}}{c_t} + b_1 \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} R_{t+1}^i \right\} - \left[1 + b_1 \left(\frac{c_{t-1}}{c_t} \right) \right]^{-\gamma} \quad (22)$$

پس u_{t+2}^* نیز شروط گشتاوری $E_t[u_{t+2}^* | I_t] = 0$ را در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برقرار می سازد. برای تخمین تجربی در این مقاله در حالتی که فقط اثرات درونی در مدل وجود دارند از معادله ی فوق استفاده خواهد شد.

۳- بررسی تجربی

۳-۱- اثر شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها در مصرف خانوارهای ایرانی

برخی از کارشناسان اقتصادی کشور بر این باورند که «ارز» را می توان به عنوان یکی از داراییهایی در نظر گرفت که در سبد داراییهای خانوارهای ایرانی نگهداری می شود تا در زمان های مناسب که قیمت آن افزایش می یابد برای بدست آوردن سود ناشی از تغییرات قیمت، از آن استفاده

نمایند. اما در مقابل گروهی دیگر از کارشناسان معتقدند که وضعیت «ارز» و استفاده از بازده آن ناشی از تغییرات قیمت ارز در کشور ما به گونه ای نبوده است که باعث شود خانوارها به «ارز» به عنوان یک دارایی که در آینده بازدهی میدهد بنگرند و آن را در پرتفو یا سبد داراییهای خود به منظور بهره جستن از بازده آن در زمان آتی نگهداری کنند. از این رو، به علت وجود این دو دیدگاه در مورد «ارز» در بین کارشناسان پولی و مالی کشور، نویسندگان مقاله برای لحاظ هر دو دیدگاه، دو پرتفو را برای سبد دارایی های خانوارها در نظر گرفته اند که یکی شامل ارز می شود و دیگری شامل ارز نمی شود و سپس محاسبات و ضرایب مورد نظر در مقاله را با لحاظ هر دو پرتفو و به صورت جداگانه محاسبه نموده اند لذا، در این مقاله از بازده دو سبد دارایی موزون به نام های پرتفوی شماره ۱ شامل (سپرده های بانکی، سهام، طلا و مسکن) و پرتفوی شماره ۲ شامل (سپرده های بانکی، سهام، طلا، مسکن و ارز)، که در واقع شامل عمده ترین و مهم ترین داراییهایی است که در سبد دارایی های خانوارها قرار دارند استفاده شده است، که برای وزن سود سپرده های بانکی از «حجم سپرده های مدت دار»، برای وزن بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس»، برای وزن بازده مربوط به تغییرات قیمت طلا از داده های مربوط به «هزینه خانوار برای لوازم زینتی-طلا» در قسمت «متوسط انواع هزینه های غیر خوراکی سالانه یک خانوار شهری»، برای وزن بازده مسکن از «سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن» و برای وزن بازده نرخ ارز از «دارایی های ارزی سیستم بانکی» استفاده شده است که همه داده ها از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران اخذ شده است. در ادامه نحوه ایجاد پرتفوهای استفاده شده در مقاله به صورت کلی بیان می شود:

$$\begin{aligned}
 \text{portfol}(\text{portfo2}) &= \sum_{i=1}^k W_i R_i, \quad \sum_{i=1}^k W_i = 1, \quad W_i = \frac{V_i}{V}, \quad \sum_{i=1}^k V_i = V \\
 &, \quad R = (\text{exchange, stock, long_rate, gold, hou sin g})
 \end{aligned}
 \tag{۲۳}$$

که در آن: $\text{portfol}(\text{portfo2})$: بازده پرتفوی شماره ۱ شامل (سپرده های بانکی، سهام، طلا، مسکن) یا شماره ۲ شامل (سپرده های بانکی، سهام، طلا، مسکن و ارز)، V_i : حجم هر یک از دارایی های استفاده شده در سبد دارایی خانوار؛ V : مجموع کل حجم های دارایی های استفاده شده در سبد دارایی خانوار؛ W_i : وزن هر یک از دارایی های استفاده شده در سبد دارایی خانوار؛ R : بردار بازده دارایی های استفاده شده در سبد دارایی خانوار، شامل (بازده نرخ ارز،

بازده شاخص کل سهام، سود سپرده های بانکی، بازده طلا، بازده مسکن). در واقع، برای محاسبه وزن هر دارایی، ابتدا حجم دارایی های استفاده شده در سبد دارایی خانوار ها (به میلیارد ریال) که شامل: حجم سپرده های مدت دار، ارزش معاملات بازار بورس، هزینه خانوار برای لوازم زینتی- طلا، سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن و دارایی های ارزی سیستم بانکی می باشد را از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران اخذ نموده و مجموع کل آنها محاسبه شده است. سپس از آنجایی که وزن در واقع نسبت می باشد، حجم هر یک از دارایی ها را بر مجموع کل تقسیم نموده تا وزن هر دارایی بدست آید و همچنین برای بدست آوردن بازده هر یک از پرتفوها، وزن هر دارایی در بازده آن دارایی ضرب شده و در نهایت مجموع حاصل ضرب های بدست آمده به عنوان بازده هر پرتفو در نظر گرفته شده است.

در این قسمت برای مقایسه ی وضعیت شکل گیری عادات و دیر پایی کالاها و فایق آمدن هر یک از این اثرات بر دیگری، از مصرف کالاها نیمه بادوام^۱ (SG)، کالاها بادوام^۲ (DG) و بالاخره ترکیبی از کالاها نیمه بادوام و بادوام (DSG) استفاده می نماییم^۳ که داده های مربوطه نیز از «فهرست جداول هزینه ملی» قسمت «هزینه های مصرفی نهایی خانوارهای مناطق شهری و روستایی بر حسب نوع کالاها و خدمات» و از بانک مرکزی اخذ شده است.

در ابتدا برای محاسبه ی ضریب شکل گیری عادات و دیر پایی کالاها (یا b_1) از معادله ی (۲۴) با کالاها بادوام و نیمه بادوام (DSG) و پرتفوها مختلف استفاده می شود. ضروری است که کلیه ی متغیرهای بکار رفته در این معادله مانا باشند؛ لذا، مانایی متغیرهای بکار رفته در این معادله یعنی $xc1=DSG (-1)/DSG (-2)$ ، $xc2=DSG/D SG (-2)$ و $xc3=DSG (-2)/DSG (3)$ در کنار مانایی متغیرهای پرتفوی شماره ۱ (portfo1) شامل (سپرده های مدت

^۱. Semi Durable Goods

^۲. Durable Goods

^۳. شایان ذکر است که «بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسیها و سیاستهای اقتصادی، حسابهای ملی ایران، ۱۳۹۰»
 طریقه تفکیک کالاها را به صورت زیر بیان نموده است: «کالاها با دوام به آن دسته از کالاها می اطلاق می شود که معمولاً عمر مورد انتظار آنها بیش از یکسال باشد؛ مانند اتومبیل، اجاق گاز، یخچال، ماشین لباسشویی و نظایر آن. کالاها بی دوام آن دسته از کالاها می را تشکیل می دهد که عمر مورد انتظار آنها کمتر از یکسال باشد و مورد مصرف یکباره قرار گیرند؛ از قبیل مواد غذایی، مواد شوینده، دستمال کاغذی و امثال آنها. کالاها کم دوام یا نیمه بادوام شامل کالاها می است که عمر مورد انتظار آنها یکسال یا بیشتر باشد و به لحاظ دوام بین دو گروه کالاها فوق الذکر قرار داشته باشند؛ نظیر پوشاک و بسیاری از لوازم و اثاثیه مورد استفاده در خانه. طبقه بندی کالاها براساس میزان دوام آنها برای منظورهایی از قبیل تعیین موجودی کالاها در اختیار خانوار و بررسی تغییرات ادواری تقاضای مصرف کنندگان در این زمینه صورت گرفته است.»

دار، سهام، طلا و مسکن) و پرتفوی شماره ۲ (portfo2) شامل (سپرده های مدت دار، سهام، طلا، مسکن و ارز) به کمک آزمون ADF بررسی شد و نتایج حاکی از مانایی کلیه ی متغیرهای مذکور می‌باشد^۱. در ادامه نتایج مربوط به تخمین ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها در الگوی مصرف بین دوره ای ایران (یا b_1) با لحاظ کالاها ی بادوام و نیمه بادوام و پرتفویهای مختلف در جدول (۱) ارایه می‌شود.

$$E_{t-2} \left\{ \beta \left(\frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} + b_1 \right)^{-\gamma} (R_{t-1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 \left(\frac{c_t}{c_{t-2}} + b_1 \frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} \right)^{-\gamma} R_{t-1}^i \right\} - \left[1 + b_1 \left(\frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} \right) \right]^{-\gamma} = 0, \quad R = \text{portfo1, portfo2}$$

$$E_{t-2} \left\{ \beta (xc1 + b_1)^{-\gamma} (R_{t-1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 (xc2 + b_1 xc1)^{-\gamma} R_{t-1}^i \right\} - \left[1 + b_1 (xc3) \right]^{-\gamma} = 0 \quad (24)$$

جدول (۱): نتایج مربوط به محاسبه «شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 » با استفاده از فرمول (۲۴) و با

لحاظ پرتفویهای مختلف برای کالاها ی بادوام و نیمه بادوام با استفاده از روش GMM

J^*	b_1	γ	β	متغیر مربوط به پرتفو
۱/۶۵	-۰/۲۱(۰/۰۱)	۰/۴۰(۰/۰۰۱)	۰/۸۸(۰/۰)	portfo1
۱/۱۲	-۰/۳۴(۰/۰۲)	۰/۲۵(۰/۰۳)	۰/۸۷(۰/۰)	Sportfo2

*اعداد داخل پرانتز p-value مربوط به آماره t هر ضریب می‌باشد.

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی پرتفوی شماره ۱ شامل «سپرده های مدت دار، سهام، طلا و مسکن»:

برای تخمین معادله در این حالت، مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و b_1 به ترتیب: ۱، ۱، ۰/۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ، $xc1(-1,-2)$ ، $portfo1(-1)$ ، $xc2(-2,-3)$ و کرنل^۲ معادله از نوع کوادرتیک^۳ بوده و پهنای باند^۴ نیز از نوع

^۱. در صورت درخواست نتایج آزمون مانایی دیکی-فولر، ارایه خواهد شد.

^۲. Kernel

^۳. Quadratic

^۴. Bandwidth

نیووست (ثابت)^۱ انتخاب شده است. همچنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می کند زیرا:

$$J^* = N * J = 28 * 0.059 = 1.65 < \chi^2_{r-l} = \chi^2_{6-3, \%5} = 7.815$$

که در آن N تعداد مشاهدات، J آماره جی از خروجی Eviews، J^* آماره آزمون هانسن برای خوبی برازش مدل (اعتبار شروط متعامدی) که دارای توزیع خی دو می باشد، r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت های تعامدی یا شروط گشتاوری) و l نیز تعداد پارامترهای مدل می باشد که باید تخمین زده شوند. همان طور که از جدول پیداست علامت ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 منفی می باشد. توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی پرتفوی شماره ۲ شامل «سپرده های مدت دار، سهام، طلا، مسکن و ارز»:

مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و b_1 به ترتیب ۱، ۱، ۰/۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ و $xc1(-2)$ ، $xc2(-2)$ ، $xc3(-2,-3)$ و $portfo2(-2,-3)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند نیز از نوع نیووست (ثابت) انتخاب شده است. همچنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می کند زیرا:

$$J^* = N * J = 28 * 0.04 = 1.12 < \chi^2_{r-l} = \chi^2_{7-3, \%5} = 9.488$$

همان طور که از نتایج پیداست علامت ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 منفی می باشد.

در ادامه برای محاسبه ی ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها (یا b_1) از معادله ی (۲۵) با کالاهای بادوام (DG) و پرتفوی مختلف استفاده می شود. ضروری است که کلیه ی متغیرهای بکار رفته در این معادله نیز مانا باشند؛ لذا، مانایی متغیرهای بکار رفته در این معادله یعنی $k=DG(-1)/DG(-2)$ ، $l=DG/DG(-2)$ و $m=DG(-3)/DG(-2)$ در کنار مانایی

^۱. Fixed(Nw)

متغیرهای پرتفوی شماره ۱ (portfolio1) و پرتفوی شماره ۲ (portfolio2) مورد بررسی قرار گرفت و نتایج آزمون ADF گویای مانایی متغیرهای مزبور می‌باشد. در ادامه نتایج مربوط به تخمین ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها در الگوی مصرف بین دوره ای ایران (یا b_1) که با استفاده از معادله (۲۵) و با لحاظ کالاها با دوام بدست آمده است، در جدول (۲) ارائه می‌شود.

$$E_{t-2} \left\{ \beta \left(\frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} + b_1 \right)^{-\gamma} (R_{t-1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 \left(\frac{c_t}{c_{t-2}} + b_1 \frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} \right)^{-\gamma} R_{t-1}^i \right\} - \left[1 + b_1 \left(\frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} \right)^{-\gamma} \right]^{-\gamma} = 0 ,$$

$$R = \text{portfolio1, portfolio2}$$

$$E_{t-2} \left\{ \beta (k + b_1)^{-\gamma} (R_{t-1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 (l + b_1 k)^{-\gamma} R_{t-1}^i \right\} - [1 + b_1(m)]^{-\gamma} = 0$$

جدول (۲): نتایج مربوط به محاسبه «شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 » با استفاده از فرمول (۲۵) و با لحاظ پرتفویهای مختلف برای کالاها با دوام با استفاده از روش GMM

J^*	b_1	γ	β	متغیر مربوط به پرتفو
۰/۸۷	۰/۱۸	۰/۷۷(۰/۰۱)	۰/۸۹(۰/۰)	portfolio1
۱/۲	۰/۰۵	۰/۸۴(۰/۰۰۳)	۰/۹۱(۰/۰)	Portfolio2

«اعداد داخل پرانتز p-value مربوط به آماره J هر ضریب می‌باشد.»

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی پرتفوی شماره ۱ شامل «سپرده های مدت دار، سهام، طلا و مسکن»:

برای تخمین معادله در این حالت، مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و b_1 به ترتیب ۱، ۱ و ۰/۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از:

عرض از مبدأ و $\text{portfolio1}(-2)$ ، $m(-1)$ ، $l(-2)$ ، $k(-1,-3)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند نیز از نوع نیووست (ثابت) انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 29 * 0.03 = 0.87 < \chi_{r-1}^2 = \chi_{6-3, \%5}^2 = 7.815$$

همان طور که از جدول (۲) پیداست، علامت ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 مثبت می باشد.

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی پرتفوی شماره ۲ شامل « سپرده های مدت دار، سهام، طلا، مسکن و ارز»:

در این حالت برای مقادیر اولیه ضرایب β ، γ و b_1 به ترتیب ۱، ۱ و ۰/۱ لحاظ شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ و $k(-2)$ ، $l(-2)$ ، $portfo2(-1,-2)$ و $m(-1)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند نیز از نوع نیووست (ثابت) انتخاب شده است. همچنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می کند زیرا:

$$J^* = N * J = 30 * 0.04 = 1.2 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{6-3, \%5} = 7.815$$

در این حالت نیز علامت ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 مثبت می باشد. در انتها برای محاسبه ی ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها (یا b_1) از معادله ی (۲۶) با کالاها ی نیمه بادوام (SG) و پرتفوهای مختلف استفاده می شود. لازم است که همه ی متغیرهای بکار رفته در این معادله نیز مانا باشند؛ لذا، مانایی متغیرهای بکار رفته در این معادله یعنی: $kn=SG(-1)/SD(-2)$ ، $ln=SG/SD(-2)$ و $mn=SG(-3)/SG(-2)$ در کنار مانایی متغیرهای پرتفوی شماره ۱ (portfo1) و پرتفوی شماره ۲ (portfo2) با استفاده از آزمون ADF بررسی شد و مشخص گردید که کلیه ی متغیرها مانا هستند. در ادامه نتایج مربوط به تخمین ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها در الگوی مصرف بین دوره ای ایران (یا b_1) که با استفاده از معادله (۲۶) و با لحاظ کالاها ی نیمه بادوام و پرتفوهای مختلف بدست آمده است در جدول (۳) ارایه می شود.

$$E_{t-2} \left\{ \beta \left(\frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} + b_1 \right)^{-\gamma} (R_{t-1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 \left(\frac{c_t}{c_{t-2}} + b_1 \frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} \right)^{-\gamma} R_{t-1}^i \right\} - \left[1 + b_1 \left(\frac{c_{t-1}}{c_{t-2}} \right)^{-\gamma} \right] = 0 ,$$

$$R = portfo1, portfo2$$

$$E_{t-2} \left\{ \beta (kn + b_1)^{-\gamma} (R_{t-1}^i - b_1) + \beta^2 b_1 (ln + b_1 kn)^{-\gamma} R_{t-1}^i \right\} - [1 + b_1 (mn)]^{-\gamma} = 0$$

جدول (۳): نتایج مربوط به محاسبه «شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 » با استفاده از فرمول (۲۶) و با

لحاظ پرتفویهای مختلف برای کالاهای نیمه بادوام با استفاده از روش GMM

J^*	b_1	γ	β	متغیر مربوط به پرتفو
۱/۱	-۰/۲۰(۰/۰)	۰/۹۵(۰/۰۳)	۰/۸۹(۰/۰)	portfo1
۰/۸۴	-۰/۱۸(۰/۰۰۲)	۰/۹۳(۰/۰۲)	۰/۹۰(۰/۰)	Portfo2

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی پرتفوی شماره ۱ شامل «سپرده های مدت دار، سهام، طلا و مسکن»:

مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و b_1 به ترتیب ۱، ۱، ۰/۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ و $kn(-1)$ ، $mn(-1)$ ، $portfo1(-1,-2)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند نیز از نوع نیووست (متغیر)^۱ انتخاب شده است. همچنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 28 * 0.037 = 1.1 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{5-3, \%5} = 5.991$$

علامت ضریب شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 منفی می‌باشد.

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی پرتفوی شماره ۲ شامل «سپرده های مدت دار، سهام، طلا، مسکن و ارز»:

برای تخمین معادله در این حالت، مقادیر اولیه ی β ، γ و b_1 به ترتیب ۱، ۱، ۰/۱ می‌باشند و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ و $kn(-1,-2)$ ، $ln(-2)$ ، $portfo2(-)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند نیز از نوع نیووست (ثابت) انتخاب شده است. همچنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 30 * 0.028 = 0.84 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{5-3, \%5} = 5.991$$

نتایج گویای آن است که علامت ضریب شکل‌گیری عادات و دیرپایی کالاها یا b_1 منفی می‌باشد.

^۱. Variable -Newey -West

۳-۲- اثر چشم همچشمی در مصرف خانوارهای ایرانی

برای بررسی پدیده ی چشم همچشمی در کشور نیاز به یک یا چند مصرف معیار وجود دارد که در این مقاله در یک حالت متوسط هزینه های مصرفی دهک های هشتم، نهم و دهم با نام (dec1) و در حالت دیگر متوسط هزینه های مصرفی دهک های نهم و دهم با نام (dec2) به عنوان مصرف معیار در نظر گرفته شده است. همچنین متوسط مصرف یک خانوار ایرانی نیز با نام (cost) برای مقایسه با مصرف های معیار مد نظر قرار گرفته است. لازم به ذکر است از آنجایی که برای محاسبه ی شاخص چشم همچشمی (یا θ) از فرمول (۲۷) استفاده می شود و در این فرمول متغیرهای جدید و تغییر یافته ی x ، y و z به صورت های $x = \text{cost}/\text{cost}(-1)$ ، $y = \text{dec1}(-1)/\text{dec1}(-2)$ و $z = \text{dec2}(-1)/\text{dec2}(-2)$ بکار گرفته شده اند، ابتدا مانایی این متغیرها در کنار سایر متغیرها نظیر پرتفوی شماره ۱ (portfo1) و پرتفوی شماره ۲ (portfo2) بررسی شد و آماره ADF نشان داد که کلیه ی متغیرها مانا هستند. حال نتایج برآورد شاخص اثر چشم همچشمی به کمک معادله (۲۷) و با لحاظ پرتفویهای مختلف و همچنین مصرف معیارهای متفاوت، در جداول (۴) و (۵) ارایه میشود.

$$E_{t-1} \left\{ \beta \left(\frac{c_t}{c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \left(\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}} \right)^{\theta(\gamma-1)} \right\} R_t^i = 1 \quad , \quad R = \text{portfo1}, \text{portfo2} \quad (27)$$

$$E_{t-1} \left\{ \beta (x)^{-\gamma} (y)^{\theta(\gamma-1)} \right\} R_t^i = 1 \quad \text{or} \quad E_{t-1} \left\{ \beta (x)^{-\gamma} (z)^{\theta(\gamma-1)} \right\} R_t^i = 1$$

جدول (۴): نتایج مربوط به محاسبه «ضریب اثر چشم همچشمی در مصرف یا θ » با استفاده از فرمول (۲۷) و با لحاظ پرتفوی شماره ۱ شامل (سپرده های مدت دار، سهام، طلا و مسکن) با استفاده از روش GMM

مصرف معیار	J^*	θ	$\theta(\gamma-1)$	γ	β	متغیر مربوط به دارایی	نام دارایی
دهک های ۸،۹،۱۰	۰/۹۳	۰/۶۷۵	-۰/۲۵(۰/۰۳)	۰/۶۳(۰/۰۰۳)	۰/۹۹(۰/۰)	Portfo1	پرتفو (بدون ارز)
دهک های ۹،۱۰	۰/۲۵	۰/۶۸	-۰/۲۲(۰/۰۹)	۰/۶۸(۰/۰۰۲)	۰/۹۹(۰/۰)	Portfo2	پرتفو (بدون ارز)

اعداد داخل پرانتز p-value مربوط به آماره t هر ضریب می باشد.

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو (بدون ارز) و مصرف معیار، دهک های ۸،۹،۱۰»:

مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ مربوط به معادله حاوی پرتفو (بدون ارزش) به ترتیب برابر با ۰/۱، ۰/۱ و ۰/۱ می‌باشند و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ و $x(-1,-2), y(-1), \text{portfolio}(-1,-2)$ و کرنل معادله از نوع بارتلت بوده و پهنای باند ثابت و از نوع نیووست انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 31 * 0.03 = 0.93 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{6-3, \%5} = 7.815$$

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو (بدون ارزش) و مصرف معیار، دهک‌های ۹،۱۰»: برای این حالت، مقادیر اولیه ی ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ به ترتیب ۰/۱، ۰/۱ و ۰/۱ می‌باشند و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ، $x(-1), z(-1), \text{portfolio}(-1)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند از نوع اندروز^۱ انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 31 * 0.008 = 0.252 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{5-3, \%5} = 5.991$$

جدول (۵): نتایج مربوط به محاسبه «ضریب اثر چشم همچشمی در مصرف یا θ » با استفاده از فرمول (۲۷) و با لحاظ پرتفوی شماره ۲ شامل (سپرده های مدت دار، سهام، ارزش، طلا و مسکن) با استفاده از روش GMM

نام دارایی	متغیر مربوط به دارایی	β	γ	$\theta(\gamma-1)$	θ	J^*	مصرف معیار
پرتفو (با ارزش)	Portfo1	۰/۹۸(۰/۰)	۰/۵۹(۰/۰۲)	-۰/۲۷(۰/۰۳)	۰/۶۶	۱/۱۶	دهک‌های ۸،۹،۱۰
پرتفو (با ارزش)	Portfo2	۰/۹۹(۰/۰)	۰/۷۴(۰/۰)	-۰/۱۵(۰/۰۵)	۰/۵۸	۰/۰۲۱	دهک‌های ۹،۱۰

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو (با ارزش) و مصرف معیار، دهک‌های ۸،۹،۱۰»: مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ مربوط به معادله حاوی پرتفو با ارزش به ترتیب ۱، ۱ و ۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ، $x(-1,-$

^۱. Andrews

2)، portfo2(-4) و $y(-1)$ و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند اندروز انتخاب شده است. همچنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می کند زیرا:

$$J^* = N * J = 29 * 0.04 = 1.16 < \chi^2_{r-l} = \chi^2_{5-3, \%5} = 5.991$$

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو (با ارز) و مصرف معیار، دهک های ۹، ۱۰»:
در این حالت، مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ به ترتیب ۱، ۱ و ۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ، $x(-1), z(-1)$ ، portfo2 (-3) و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند ثابت و از نوع نیووست انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می کند زیرا:

$$J^* = N * J = 30 * 0.0007 = 0.021 < \chi^2_{r-l} = \chi^2_{4-3, \%5} = 3.841$$

۴- نتیجه گیری

در مجموع با توجه به نتایج برآورد مدل های مختلف برای محاسبه ی ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها (یا b_1) می توان بیان داشت که در مورد کالاهای نیمه بادوام، علامت این ضریب منفی می باشد. یعنی در مورد مصرف این نوع کالاها، اثر شکل گیری عادات مصرفی بر اثر دیرپایی کالاها غلبه می کند. اما، در مورد کالاهای بادوام این رابطه برعکس می باشد چرا که برای این نوع کالاها علامت ضریب شکل گیری عادات و دیرپایی کالاها مثبت شده است و این یعنی برای این نوع کالاها اثر دیرپایی کالاها بر شکل گیری عادات در رفتار مصرفی خانوارهای ایرانی فایق آمده است. بالاخره وقتی در مدل ها از کالاهای بادوام و نیمه بادوام (ترکیبی) استفاده می شود در این حالت نیز، شکل گیری عادات مصرفی بر اثر دیرپایی کالاها غلبه می کند.

همچنین، نتایج تجربی برآورد ضریب اثر چشم همچشمی در مصرف بین خانوارهای ایرانی، بیانگر آن است که ضریب اثر چشم همچشمی در مصرف بین ۰/۵۸ تا ۰/۶۸ می باشد و به طور متوسط برای هر چهار معادله ی برآورد شده مقدار این ضریب برابر ۰/۶۵ می باشد که این عدد بیانگر وجود درجه ی نسبتاً بالایی از اثر چشم همچشمی در مصرف بین خانوارهای ایرانی بوده و اهمیت بالای مصرف نسبی بین خانوارها را نشان می دهد (این ضریب بین صفر و یک قابل تغییر می باشد).

یافته‌های این مقاله نشان داد که شکل‌گیری عادات و اثرات دیرپایی کالاها در الگوی مصرف ایرانیان جایگاه معنی‌داری را دارا می‌باشد. لذا، از آنجایی که کالاهای بادوام و نیمه‌بادوام در شکل‌دهی این عادات مصرفی نقش موثر و ماندگارتری دارند، پیشنهاد می‌شود تا شرایطی فراهم شود که با توجه نمودن بیشتر به بنگاه‌های تولیدی چنین کالاهایی، در ارتقاء کیفی این کالاها اهتمام ورزیده شود تا ضمن حمایت از تولیدات داخلی، بخشی از درآمد خانوارها از خریدهای مجدد برای کالاهای باکیفیت کم و دارای طول عمر کوتاه، آزاد شده و به سوی بازارهای سرمایه و سرمایه‌گذاری سوق داده شود.

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

۱. رومر، دیوید (۱۳۸۵). اقتصاد کلان پیشرفته؛ مهدی تقوی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
۲. شاکری، عباس (۱۳۸۷). اقتصاد کلان نظریه ها و سیاست ها، (جلد دوم)، انتشارات پارس نویسا.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Abel, Andrew B. (1990). "Asset Price under Habit Formation and Catching up with the Joneses". American Economic Review **80**: 38-42.
2. Alesie. R. & Lusardi, A. (1997). "Consumption, Saving and Habit Formation". Economics Letters **55**: 103-108.
3. Boldrin, M., Christiano, L.J. & Fisher, J.D.M. (1997). "Habit Persistence and Asset Returns in an Exchange Economy". Working Paper 4/97. Federal Reserve Bank of Chicago.
4. Braun A. Phillip, Constantinides M. George and Ferson E. Wayne (1993). "Time nonseparability in aggregate consumption international evidence". European economic Review **37**: 897-920.
5. Campbell, John Y. and Cochrane, John H. (1999). "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior". Journal of Political Economy **107**: 205-51
6. Carroll, C.D. (1997). "Death to the Log-linearized Consumption Euler-equation". NBER Working Paper No.6298.
7. Constantinides, George M. (1990). "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle". The Journal of Political Economy **98**(3): 519-543.
8. Dennis Richard (2009). "Consumption Habits in a New Keynesian Business Cycle Model". Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing **41**(5): 1015-1030
9. Eichenbaum, M.S & Hansen, L.P. (1990). "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data". Journal of Business and Economic Statistics **8**: 53-69.
10. Ferson, E. Wayne & Constantinides, M. George (1991). "Habit persistence and durability in aggregate consumption Empirical tests". Journal of Financial Economics **29**: 199-240.

11. Francisco Alvarez- Cuadrado, Goncalo Monteiro, Stephen J. Turnovsky, (2004). "Habit Formation, Catching up with the Joneses, and Economic Growth, Department of Economics". University of Washington, 9th annual meeting of the society for computational economics held in Seatel.
12. Fuhrer, C. Jeffrey (2000). "Habit Formation in Consumption and its Implication for Monetary-Policy Models". The American Review **90**(3): 367-390.
13. Gali, J. (1994). "Keeping up with the Joneses: Consumption Externalities, Portfolio Choice, and Asset Prices". Journal of Money, Credit and Banking **26**: 1-8.
14. Grishchenko V. Olesya (2010). "Internal vs External Habit Formation: The Relative Importance for Asset Pricing, Department of Finance". Smeal College of Business, Penn State University.
15. Hansen, L.P, (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". Econometrica **50**: 1029-1054.
16. Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models". Econometrica **50**: 1269-1286.
17. Harbaugh, R. (1996). "Falling behind the Joneses: Relative Consumption and Growth-Saving Paradox". Economics Letters **53**: 297-304.
18. Hayashi, F. (1985). "The Effect of Liquidity Constrain on Consumption; A Cross-Sectional Analysis". The Quarterly Journal of Econometrics **100**: 183-206.
19. Li, Yuming (2001). "Expected Returns and Habit Persistence". California state university, fullerton, The Review of Financial Studies **14**(3): 861-899.
20. Mansoorian, Arman (1998). "Habits and durability in consumption, and the dynamics of the current account". Journal of International Economics **44**: 69-82.
21. Naryshkin Roman, and Davison Matt (2009). "Utility Function and Optimum Consumption in the models with Habit Formation and Catching up with the Joneses". <http://arxiv.org>. Department of Applied Mathematics, University of Western Ontario. pp. 1-11.
22. Sundaresan, S.M. (1989). "Intertemporally Dependent Preference and the Volatility of Consumption and Wealth". Review of Financial Studies **2**: 73-88.