فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال دوّم، شماره‌ی ۸، زمستان ۱۳۹۲
صفحات: ۱۳-۳۱

بررسی اهمیت مصرف نسبی و ریسک‌گریزی در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

رضا روشن[۱*]
مصیب پهلوانی[۲]
محمدنبی شهیکی‌تاش[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۰۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۰۹

چکیده

مطالعات نشان می‌دهد که عمده‌ترین جزء تولید ناخالص داخلی کشور مصرف می‌باشد. از این‌رو، شناخت عوامل تأثیرگذار بر آن از اهمیت بالایی برخوردار است. مقاله‌ی حاضر، اهمیت مصرف نسبی یا پدیده چشم‌هم‌چشمی در مصرف و ریسک‌گریزی نسبی بین 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، برای برآورد ضرایب اهمیت مصرف نسبی و ریسک‌گریزی از روش گشتاورهای تعمیم یافته به‌همراه متغیرهای ابزاری و دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۵۷ استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داد که که ضریب اهمیت مصرف نسبی یا اثر چشم‌هم‌چشمی در بین خانوارهای ایرانی به‌طور متوسط برابر ۰/۶۵ می‌باشد که این عدد بیانگر وجود اهمیت بالای مصرف نسبی در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی می‌باشد. همچنین، ضریب ریسک‌گریزی نسبی نیز در محدوده ۰/۵۹ تا ۰/۷۴ قرار دارد که گویای وجود ریسک‌گریزی معنی‌دار اما نه خیلی شدید در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی است.

کلید واژه‌ها: مصرف نسبی، اثرچشم‌هم‌چشمی، ریسک‌گریزی نسبی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی JEL: C26, D91, G11

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (*نویسنده مسئول) **Email:** re_roshan@yahoo.com
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:** pahlavani@eco.ac.ir
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:** mohammad_tash@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از موضوعات مهم در تحقیقات مربوط به رفتار مصرف‌کننده و تابع ترجیحات وی، اهمیت مصرف نسبی در تابع مطلوبیت فرد یا خانوار می‌باشد. اسمیت[۱](۱۷۷۶) و وبلن[۲](۱۸۹۹) اولین کسانی هستند که در مورد این موضوع بحث کرده‌اند که مطلوبیت افراد به‌وسیله مقایسه مصرف جاری شخص با سطح مصرف اجتماعی استانداردِ قابل مشاهده در اقتصاد مشخص می‌شود. اولین نسخه فرمولی، به‌عنوان فرضیه درآمد نسبی توسط دوزنبری[۳](۱۹۴۹) ارایه شد. دوزنبری الگوی خود را بر دو ایده‌ی اساسی بنا کرد که از تحلیل‌های اقتصادی قبلی متفاوت بود. یکی ایده‌ی اثر نمایشی[۴] و دیگری ایده‌ی چسبندگی مصرف و اثر چرخ دنده‌ای[۵]. در واقع او به رهیافت تابع مصرف کینزی انتقاد کرد زیرا یکی از فروض آن این است که مصرفِ 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 مصرفی‌اش تأثیر می گذارد. بنابراین از دیدگاه رفتاری، تابع مطلوبیت فرد یا خانواده تحت تأثیر عادات و آداب مصرفی سایر افراد یا خانواده‌ها است که این موضوع به‌طور ضمنی منعکس‌کننده‌ی مسأله چشم‌هم‌چشمی یا حساس بودن نسبت به مصرف دیگران می‌باشد که در این حالت ترجیحات مصرف‌کننده به مصرف سایر مصرف‌کنندگان وابسته می‌باشد و مصرف‌کننده نسبت به یک سطح مصرف مرجع[۶] حساس[۷] است و در مصرف عمل چشم‌هم‌چشمی انجام می‌دهد. دراین مقاله، سطح مرجع را مصرف دهک‌های بالای جامعه در نظر گرفته‌ایم که فرض می‌شود خانوارها مصرف خود را با این سطوح مرجع مصرفی مقایسه می‌نمایند. همچنین در مقاله‌ی حاضر، معادله‌ی اولر مدل استاندارد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[۸] ارایه شده توسط هانسن[۹](۱۹۸۲) بر روی داده‌های مصرفی کشور مورد آزمون قرارگرفته و در حالات مختلف، ضریب چشم‌هم‌چشمی در مصرف و ریسک‌گریزی نسبی محاسبه شده است.

پس از ارایه‌ی مقدمه، در ادامه مقاله، ابتدا مروری بر مبانی نظری اهمیت مصرف نسبی یا اثر چشم‌هم‌چشمی و ریسک‌گریزی انجام می‌شود. سپس در بخش بررسی تجربی، با استفاده از داده‌های

1. Smith
2. Veblen
3. Duesenberry
4. demonstration effect
5. ratchet effect
6. reference
7. envious
8. generalized moments method(GMM)
9. Hansen

سالانه ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به استخراج ضرایب و علایم اثرات مذکور مبادرت می‌شود. در نهایت به بحث در مورد نتایج استخراج شده و ارایه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع و مدل‌تحقیق

یکی از نظریه‌هایی که در زمینه‌ی مقایسه مصرف یک فرد با مصرف دیگران توجه بسیاری را به خود جلب کرد، نظریه درآمد نسبی جیمز دوزنبری (۱۹۴۹) بود. در حالی که سایر نظریات در مورد مصرف تحلیل خود را در چهارچوب یک تابع مطلوبیت فردی و مستقل از رفاه و مصرف سایر افراد انجام می‌دادند، وی استدلال می‌کند که مصرف هر خانواده تحت تأثیر عادات و آداب مصرفی سایر خانواده‌ها است. در واقع دوزنبری نشان داد که افزایش سطح مطلق مصرف فرد شرط لازم برای افزایش تأمین مطلوبیت وی هست، اما شرط کافی نیست؛ یعنی تا وقتی اندازه‌ی نسبی مصرف وی نسبت به متوسط مصرف جامعه افزایش نیابد مطلوبیتش اضافه نمی‌شود (شاکری،۱۳۸۷).

می‌توان بیان داشت که به‌صورت تئوری مدل‌سازی نحوه‌ی تأثیرپذیری مطلوبیت هر خانوار از سطوح بالاتر مصرف توسط افرادی چون ابل[1](۱۹۹۰)، گالی[2](۱۹۹۴) و کارول [3](۱۹۹۷) بنا شده است. در این مقاله، سعی می‌شود با بهره‌گیری از مطلوبیت توانی ون- نیومن – مورگسترن استاندارد و با استفاده از تعدادی مصرف مرجع (مصرف دهک‌های بالای جامعه)که به نظر می‌رسد بر مصرف خانوارها تأثیر گذارند، به‌صورت تجربی پدیده‌ی حساس بودن مصرفِ مصرف‌کنندگان به سطوح مصرفی مرجع یا همان پدیده‌ی چشم‌هم‌چشمی را مورد آزمون قرار دهیم.

یک سؤال مهم این است که چگونه یک فرم تابعی بین سطح مصرف خودِ مصرف‌کننده و سطح نسبی مصرف مشخص می‌شود. در دهه‌ی اخیر دیده می‌شود که در ادبیات مصرف توسعه‌های زیادی دراین مورد به‌وجود 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[4]و مدل‌های مدل‌های تفاضل[5]. در مدل‌های نسبت، مطلوبیت بر پایه تابع توانی از نسبت $\frac{C_t}{S_t}$ است که C_t مصرف فرد فرد یا خانوار و S_t مصرف مرجع یا معاش می‌باشد. (برای مثال می‌توان به کارهای ابل (۱۹۹۰)، هاربوغ[6](۱۹۹۶)، کارول[7](۱۹۹۷) و فوهرر[8] (۱۹۹۸)، فرانسیسکو آلوارز- سوآدرادو، گنکالو مونتیرو، و استفن

1. Abel
2. Gali
3. Carrol
4. ratio
5. difference
6. Harbaugh
7. Carroll et al
8. Fuhrer

استفن تورنوسکی[1] (۲۰۰۴)، ناریشکین رمان و داویسون مات[2] (۲۰۰۹) اشاره کرد). در مدل‌های تفاضل، مطلوبیت بر پایه توانی از $(c_t - S_t)$ است. (برای مثال می‌توان به کارهای بلدرین و دیگران[3](۱۹۹۷)، آلسیا و لوساردیا[4](۱۹۹۷)، یومینگ لی[5](۲۰۰۱)، ریچارد دنیس[6](۲۰۰۴)، اُلسیا گریشچنکو[7](۲۰۱۰) اشاره کرد).

از جمله مطالعاتی که در زمینه‌ی بررسی اهمیت مصرف نسبی در کشور فنلاند انجام گرفته است مطالعه‌ی جاری ویتانن[8](۲۰۰۴) می‌باشد. وی مصرف مرجع را متوسط مصرف کشورهای OECD در نظر نظر گرفته است و یک‌بار از هزینه‌های مصرفی کالاهای بادوام و نیمه‌بادوام استفاده کرده است که به‌طور متوسط ضریب اثر چشم‌هم‌چشمی یا اهمیت مصرف نسبی را ۰/۱۸ به‌دست آورده و زمانی که از هزینه‌های مصرفی کالاهای بی‌دوام و خدمات استفاده کرده است، مقدار این ضریب را برابر ۰/۵۳ به‌دست آورده و نتیجه گرفته که مردم فنلاند تا حدودی نسبت به مصرف سایر کشورهای اروپایی حساس هستند.

فرانسیسکو آلوارز- سوآدرادو، گنکالو مونتیرو، و استفن تورنوسکی[9] (۲۰۰۴) مقاله‌ای با عنوان «شکل‌گیری عادات، حساسیت نسبت به مصرف دیگران، و رشد اقتصادی» نوشته‌اند که هدف از آن بررسی این موضوع بوده است که چگونه فروض مختلف درمورد ترجیحات، بر فرآیند رشد تأثیر می‌گذارد. وی میانگین مصرف کل اقتصاد را به‌عنوان سطح مرجع در نظر می‌گیرد و به بررسی "حساس بودن نسبت به مصرف دیگران[10]" یا "وابستگی متقابل مطلوبیت [11]"می‌پردازد. نویسندگان با در نظر گرفتن یک مدل رشد نئوکلاسیک، نرخ رشد مصرف را در حالات مختلف ترجیحات جدایی‌پذیر، شکل‌گیری عادات و حساس‌بودن مصرف‌کنندگان نسبت به یک مرجع مصرف را به‌دست می‌آورند و نتیجه می‌گیرند که حساس‌بودن مصرف‌کنندگان نسبت به یک مرجع مصرفی می‌تواند بر رفاه مصرف‌کننده تأثیرگذار باشد.

اُلسیا گریشچنکو[12](۲۰۱۰) در مقاله‌ای، حساس بودن نسبت به مصرف دیگران و تأثیر آن بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها را با استفاده از داده‌های ایالات متحده مورد بررسی قرار می‌دهد. وی نتیجه می‌گیرد که مصرف‌کنندگان، سطح عاداتشان را براساس مصرف خود و مصرف سرانه‌ی کل شکل می‌دهند به

1. Francisco Alvarez. Cuadrado, Goncalo Monteiro, Stephen J. Turnovsky
2. Naryshkin Roman, and Davison Matt
3. Boldrin et al
4. Alesie&Lusardi
5. Yuming Li
6. Richard Dennis
7. Grishchenko V. Olesya
8. Jari Viitanen
9. Francisco Alvarez. Cuadrado, Goncalo Monteiro, Stephen J. Turnovsky
10. Catching up with the Joneses
11. utility. interdependence
12. Grishchenko V. Olesya

عبارت دیگر نسبت به یک سطح مرجع مصرفی که در این‌جا همان مصرف سرانه‌ی کل می‌باشد حساس هستند.

در مقاله‌ی حاضر از مطلوبیت بر پایه تابع توانی از نسبت استفاده می‌شود؛ از این رو، فرض می‌شود که تابع مطلوبیت مصرف کننده به‌صورت زیر است:

$$U(c_t, C_{t-\varphi}) = \frac{1}{(1-\gamma)}\left[\left(\frac{c_t}{C_{t-\varphi}^{\theta}}\right)\right]^{1-\gamma} \quad , \quad \forall t \in [0,\infty), 0 < \gamma \neq 1, 0 \leq \theta \leq 1, \varphi > 0 \qquad (۱)$$

که c_t سطح مصرفِ مصرف کننده یا خانوار نوعی و جمله $C_{t-\varphi}$ سطح قابل مشاهده از وقفه‌های مصرف مرجع در زمان t می‌باشد. برای یک مصرف کننده، این مصرف برون‌زاست و θ اهمیت مصرف نسبی را منعکس می‌کند. هرچه این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، مصرف‌کننده نسبت به مصرف مرجع حساس‌تر است و به اصطلاح بیشتر چشم‌هم‌چشمی نسبت به مصرف دیگران دارد.

مدل بیان شده با توجه به انتخاب مناسب پارامترها، با عناوین زیر سازگار است:

۱) اگر $\theta = 0$ باشد به مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت استاندارد(RRA)[1] با پارامتر ریسک گریزی γ دست می‌یابیم.

۲) اگر $\theta \neq 0$ باشد در این صورت هرچه پارامتر θ به یک نزدیک‌تر باشد، اهمیت نسبی مصرف مرجع بیشتر می‌شود.

۳) اگر $\theta = 1$ باشد، تأثیر سطح مرجع مصرفی بر مطلوبیت مصرف کننده به‌صورت صددرصد و کامل خواهد بود.

بر اساس پارامترهای فوق، مسأله حداکثرسازی مصرف‌کننده که با آن مواجه‌ایم به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\underset{d_{i,t},\lambda_{i,t}}{Max}[E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, C_{t-\varphi}) \mid I_t] \qquad (۲)$$

با محدودیت بودجه‌ای:

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

با تصریح تابع مطلوبیت به شکل زیر:

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

1. relative risk aversion

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 دارایی‌هاست و r_{t+1}^p نرخ واقعی بازدهی روی پرتفوی بین دوره‌ی t و $t+1$ می‌باشد. $\beta = (1+\rho\Delta t)^{-1}$ عامل تنزیل و ρ نشان‌دهنده‌ی نرخ ذهنی ترجیحات زمان است. وزن‌های $\lambda_{i,t}$ در دوره‌ی t طوری انتخاب می‌شوند که $\sum_{i=1}^{k} \lambda_{i,t} = 1$ باشد. بعضی از دارایی‌ها ممکن است بدون ریسک باشند که نرخ بازدهی آن‌ها مشروط به تحقق دوره $t+1$ از وضعیت آینده نمی‌باشند. E_t نشان‌دهنده‌ی عملگر ریاضی امید شرطی براساس مجموعه‌ی اطلاعات در دسترس برای مصرف‌کننده در زمان t است. حال با توجه به دستگاه (۲) حالات زیر را می‌توان در نظر گرفت:

حالت ۱) $\theta = 0$

در این شرایط که $\theta = 0$ است در واقع نتایج متناظر با مدل ون – نیومن – مورگسترون[1] (VNM) استاندارد است. یعنی $U(.)$ تابع از مصرف با مطلوبیت نهایی کاهشی و مثبت $(U'(c_t) > 0, U''(c_t) < 0)$ و شرایط اینادا $(\lim_{c\to 0} U'(c) \to \infty, \lim_{c\to\infty} U'(c) \to 0)$ است. قابل ذکر است که مطلوبیت ون – نیومن – مورگسترون جدایی‌پذیر و جمع‌پذیر است. در این حالت، معادله‌ی بلمن[2] متناسب دستگاه (۲) برای حداکثرسازی برنامه‌ریزی پویا عبارتست از:

$$V_t(W_t) = \max[U(c_t) + \beta E_t V_{t+1}(W_{t+1})]$$
$$s.t:$$
$$W_{t+1} = (W_t + Y_t \Delta t - c_t \Delta t) R_{t+1}^p \qquad (۳)$$
$$R_{t+1}^p = \sum_{i=1}^{K} \lambda_{i,t} R_{t+1}^i, i = 1, \ldots, k$$

صرف‌نظر از این‌که پس‌انداز انباشته شده مربوط به کدام دارایی است که سرمایه‌گذاری می‌شود، شرط مرتبه اول معادله (۳) برای دوره‌ی t و $t+1$، جریان مصرف بهینه را می‌دهد (فریدریکسن پیتر[3]، ۲۰۰۴)[4]:

$$U'(c_t) = \beta E_t[U'(c_{t+1}) R_{t+1}^i] \qquad (۴)$$
$$E_t[\beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} R_{t+1}^i - 1] = 0 \qquad (۵)$$

1. Von Neumann. Morgenstern
2. Bellman
3. Fredriksson peter

۴. اثبات در ضمیمه آمده است.

$$E_t[IMRS_{t+1}R^i_{t+1}]=1 \qquad (۶)$$

که $U^{'}(.)$ مطلوبیت نهایی مصرف و $IMRS_{t+1}$ نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای مصرف حال و آینده است. شرط مرتبه‌ی اول (۴) به‌عنوان معادله‌ی اولر در مصرف شناخته می‌شود.

با مشتق‌گیری از تابع مطلوبیت نسبت به مصرف برای دوره‌ی t و $t+1$ و جایگزینی در (۵) رابطه‌ی زیر به‌دست خواهد آمد:

$$E_t\beta\left\{\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\gamma}R^i_{t+1}\right\}=1 \qquad (۷)$$

حالت ۲) $\theta\neq 0$

در این حالت که سطح مرجع مصرفی و همچنین شاخص مربوط به اهمیت مصرف نسبی یا θ در تابع مطلوبیت وجود دارند، مقدار بهینه به صورتی که در ادامه خواهد آمد به‌دست می‌آید.

مطلوبیت‌های نهایی نسبت به مصرف در دوره‌های tو $t+1$ عبارتند از:

$$U^{'}(c_t)=\left(\frac{c_t}{C^{\theta}_{t-\varphi}}\right)^{-\gamma}\frac{1}{C^{\theta}_{t-\varphi}}$$
$$U^{'}(c_{t+1})=\left(\frac{c_{t+1}}{C^{\theta}_{t+1-\varphi}}\right)^{-\gamma}\frac{1}{C^{\theta}_{t+1-\varphi}} \qquad (۸)$$

بعد از وارد کردن عبارات رابطه (۸) در معادله‌ی اولر استاندارد (۵)، عبارت مربوط به مقدار بهینه به صورت زیر می‌شود:

$$E_t\left\{\beta\left(\frac{\left(\frac{c_{t+1}}{C^{\theta}_{t+1-\varphi}}\right)^{-\gamma}\frac{1}{C^{\theta}_{t+1-\varphi}}}{\left(\frac{c_t}{C^{\theta}_{t-\varphi}}\right)^{-\gamma}\frac{1}{C^{\theta}_{t-\varphi}}}\right)R^i_{t+1}\right\}=1 \qquad (۹)$$

$$E_t\left\{\beta\left(\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\frac{C^{\theta}_{t-\varphi}}{C^{\theta}_{t+1-\varphi}}\right)^{-\gamma}\frac{C^{\theta}_{t-\varphi}}{C^{\theta}_{t+1-\varphi}}\right)R^i_{t+1}\right\}=1\Rightarrow E_t\left\{\beta\left(\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{C_{t-\varphi}}{C_{t+1-\varphi}}\right)^{\theta(1-\gamma)}\right)R^i_{t+1}\right\}=1 \qquad (۱۰)$$

$$E_t\left\{\beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{C_{t+1-\varphi}}{C_{t-\varphi}}\right)^{\theta(\gamma-1)}\right\}R^i_{t+1}=1 \qquad (۱۱)$$

از معادله (۱۱) در بخش تجربی برای محاسبه ضریب اثر چشم‌هم‌چشمی یا اهمیت مصرف نسبی و ضریب ریسک‌گریزی نسبی استفاده شده است که پارامترهای آن به‌وسیله‌ی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شده‌اند. از این‌رو، دربخش بعد به معرفی اجمالی این روش پرداخته شده است.

۳. معرفی روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته همراه با متغیرهای ابزاری

معادلات اولر تصادفی استخراج شده در بخش قبل (معادلات ۷ و ۱۱)، توابعی هستند که در پارامترهایشان غیرخطی هستند. برای تخمین این پارامترهای ساختاری، هانسن (۱۹۸۲)[1] نسخه‌ای از تکنیک تخمینی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[2] ارایه داد که بتوان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. به‌دلیل این که در روش GMM از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود، از این رو، این امر باعث می‌شود که از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری شود. از آنجایی که در این تحقیق از روش GMM استفاده می‌شود، در این قسمت سعی می‌شود به‌طور خلاصه، اساس کار این روش را توضیح دهیم. هدف GMM تولید خانواده‌ای از شروط گشتاوری است به‌طوری که بتوان با استفاده از شروط گشتاوری مناسب، یک تابع معیار مربعی را ایجاد کرد. تخمین‌زننده‌ی 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:

$$E_t f(x_{t+\tau};\Theta), \quad \tau \geq 1 \qquad (۱۲)$$

که $x_{t+\tau}$ یک بردار k بعدی بطور اکید مانا از همه‌ی متغیرهای تصادفی قابل‌مشاهده در مدل در زمان $(t+\tau)$باشد، و Θ مقدار صحیح از بردار پارامتری l بعدی ناشناخته باشد و $f(x_{t+\tau};\Theta)$ یک بردار مشتق‌پذیر از توابع از $R^k \times R^l$ به R^m باشد. همچنین $E_t[.|I_t]$ عملگر انتظارات شرطی مشروط به مجموعه اطلاعاتی شناخته شده I_t درزمان t است. برای هدف ما در این مقاله، معادله (۱۲) را می‌توان همان معادلات ظاهر شده از شرایط مرتبه اول از مسأله بهینه‌یابی مصرف کننده دانست (معادلات ۷ و ۱۱). بنابراین انتساب زیر را درنظر می‌گیریم:

$$f(x_{t+\tau};\Theta) = u_{t+\tau} \qquad (۱۳)$$

به‌طوری که عبارت فوق همان جزء اخلال در تخمین GMM می‌باشد. از آنجایی که بردار پارامتری Θ یک بردارصحیح می‌باشد و در رابطه صدق می‌کند، پس:

1. Hansen(1982)
2. Generalized Method of Moments

$$E_t\left[u_{t+\tau}\right]=\mathrm{E_t}\left[\,f\left(x_{t+\tau};\Theta\right)\right]=0 \qquad (۱۴)$$

از آنجایی که زمان شکل‌گیری انتظارات عقلایی، همه اطلاعات تا زمان t در دسترس هستند، با توجه به به‌کارگیری قانون انتظارات تکراری برای مدل خواهیم داشت:

$$\mathrm{E}\left[\,f\left(x_{t+\tau};\Theta\right)\right]=E\left[E_t\,f\left(x_{t+\tau};\Theta\right)\right]=0 \qquad (۱۵)$$

که E عملگر انتظارات غیرشرطی می‌باشد. فرض کنید که z_t نشان‌دهنده‌ی یک بردار q بعدی از متغیرهای مجموعه اطلاعاتی مصرف‌کننده باشد. اگر کارگزاران به‌طور عقلایی رفتار کنند، آن‌ها از همه‌ی اطلاعات دردسترس تا زمان t برای شکل دادن انتظارات استفاده می‌کنند. این بدان معنی است که $z_t\in I_t$ و $x_{t+\tau}\notin I_t,\forall\tau\geq 1$، بنابراین $E_t(z_t x_{t+\tau})=z_t E_t(x_{t+\tau})$. اگر $E_t(z_t x_{t+\tau})=0$، پس همچنین $z_t E_t(x_{t+\tau})=0$ می‌باشد. حال تابع زیر را تعریف می‌کنیم:

$$h(x_{t+\tau};\Theta,z)=f\left(x_{t+\tau};\Theta\right)\otimes z_t \qquad (۱۶)$$

که h نگاشت $R^k\times R^l\times R^q$ به R^r بوده و $\otimes$ ضرب کرونکر می‌باشد. معادله (۱۵) دلالت بر این دارد که شرط گشتاوری مطلوب[۱] به‌صورت زیر می‌تواند بیان شود:

$$E\left[\,h\left(x_{t+\tau};\Theta,z_t\right)\right]=E\left[u_{t+\tau},z_t\right]=0 \qquad (۱۷)$$

هدف نهایی از GMM این است که این محدودیت‌های گشتاوری مطلوب را با داده‌های نمونه انطباق دهد. فرض کنید که اندازه نمونه n بزرگ باشد. پس قانون اعداد بزرگ دلالت می‌کند که گشتاور نمونه‌ای متناظر به‌صورت زیر باشد:

$$g_n\left(\Theta_0\right)=\lim_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}f\left(x_{t+\tau};\Theta_0,z_t\right)\qquad,\Theta_0\in R^l \qquad (۱۸)$$

عبارت فوق با احتمال یک، به شرط گشتاوری جامعه همگراست. یعنی:

$$g_n\left(\Theta_0\right)\to E\left[\,h\left(x_{t+\tau};\Theta,z_t\right)\right] \qquad (۱۹)$$

---

۱. هانسن (۱۹۸۲) این شروط را با عنوان شروط تعامد (orthogonality conditions) نام‌گذاری کرد. این واژه ارتباط نزدیکی به چهارچوب متغیرهای ابزاری دارد به‌طوری که شروط گشتاوری بر پایه‌ی متعامد بودن متغیرهای u_t و z_t می‌باشند.

که Θ بردار پارامتری صحیحِ مدل است. هانسن(۱۹۸۲) نشان داد که تخمین زننده‌ی GMM از Θ_0 یعنی Θ_{GMM} که باعث می‌شود که $g_n(\Theta_0)$ به صفر نزدیک شود را می‌توان با حداقل کردن تابع زیان مربعی زیر نسبت به Θ_0 به‌دست آورد:

$$J_n(\Theta_0) = \min_{\theta}\left[g_n(\Theta_0)' W_{GMM}\, g_n(\Theta_0)\right] \qquad (۲۰)$$

علامت آپستراف نشان‌دهنده‌ی ترانهاده می‌باشد و W_{GMM} یک ماتریس متقارن معین مثبت $(r\times r)$ می‌باشد.

به‌طور کلی، تخمین زننده‌ی GMM که در رابطه صدق کند و جواب موردنظر می‌باشد به‌صورت زیر است:

$$\Theta_{GMM} = \arg\min_{\Theta_0}\left[g_n(\Theta_0)' W_{GMM}\, g_n(\Theta_0)\right] \qquad (۲۱)$$

زمانی که رویه‌ی تخمین GMM، l تا ترکیب خطی از r شرط گشتاوری برای حداقل کردن تابع هدف (۲۰) را به‌کار می‌گیرد، و وقتی $r > l$ باشد، تعداد $(r-l)$شرط گشتاوری خطی مستقل باقی می‌ماند که در تخمین استفاده نمی‌شوند. اگر مدل به درستی تصریح شده باشد، این $(r-l)$ شرط باقیمانده باید نزدیک صفر باشند؛ یعنی، باید انتظار داشت که $\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} z_t f(x_{t+\tau};\Theta_{GMM}) \approx 0$ باشد. این موضوع یک مبنایی را برای آزمون خوبی برازش مدل تصریحی فراهم می‌نماید. هانسن (۱۹۸۲) تست- J خود را برای این محدودیت‌های بیش از حد ارایه داد تا این‌که چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری نماید:

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \to \chi^2(r-l) \qquad (۲۲)$$

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

٤. بررسی تجربی

٤-١ نحوه ایجاد سبد دارایی خانوارها

در این مقاله از بازده دو پرتفوی موزون به نام‌های پرتفوی شماره‌ی ۱ شامل (سپرده‌های بانکی، سهام، طلا و مسکن) و پرتفوی شماره ۲ شامل (سپرده‌های بانکی، سهام، طلا، مسکن و ارز)، که در واقع شامل عمده‌ترین و مهم‌ترین دارایی‌هایی است که در سبد دارایی‌های خانوارها قرار دارند، استفاده شده است. شایان ذکر است که برای به‌دست آوردن بازده هر یک از پرتفوها، برای هر دارایی از یک وزن مناسب استفاده شده و در واقع پرتفوهای ایجاد شده شامل بازده انواع دارایی‌ها می‌باشد که بازده هر دارایی، توسط وزنی مناسب موزون شده است و در نهایت یک میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های به‌کار رفته در هر یک از دو سبد به‌دست آمده است که از این بازده‌ها (میانگین‌های موزون شده) در مقاله به عنوان متوسط بازده دارایی‌هایی که خانوارها در سبد دارایی خود نگه‌داری می‌کنند، استفاده شده است. لازم به ذکر است که وزن‌های هر یک از دارایی‌ها به شرح زیر است:

برای سود سپرده‌های بانکی از «حجم سپرده‌های مدت‌دار» استفاده شده است که داده‌های آن نیز از نماگرهای بانک مرکزی اخذ شده است. برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس» که در بازار بورس اوراق بهادار تهران موجود است، استفاده شده است. در مورد بازده طلا نیز در این تحقیق از بازده مربوط به تغییرات قیمت سکه‌ی بهار آزادی استفاده شده است که برای وزن آن از داده‌های مربوط به «هزینه خانوار برای لوازم زینتی–طلا» در قسمت «متوسط انواع هزینه‌های غیرخوراکی سالانه یک خانوار شهری» استفاده شده است که داده‌های آن از بخش مربوط به آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران استخراج شده، اخذ گردیده است.

برای بازده بخش مسکن نیز از تغییرات قیمت یک متر زیربنا استفاده شده است که برای وزن آن نیز از «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن» استفاده شده است که داده‌های آن از مرکز آمار ایران، وزارت راه و شهرسازی، دفتربرنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمار اقتصادی استخراج شده است.

در مورد بازده نرخ ارز نیز داده‌های مربوط به نرخ ارز غیررسمی که توسط بانک مرکزی منتشر شده، به‌کار گرفته شده است و برای وزن آن نیز از داده‌های مربوط به «دارایی‌های ارزی سیستم بانکی» استفاده شده که از نماگرهای انتشار یافته توسط بانک مرکزی، استخراج شده است. در ادامه نحوه‌ی ایجاد پرتفوهای استفاده شده در مقاله به‌صورت کلی بیان می‌شود:

$$portfo1(portfo2)=\sum_{i=1}^{k}W_iR_i\,,\quad \sum_{i=1}^{k}W_i=1,\quad W_i=\frac{v_i}{V}\quad,\quad \sum_{i=1}^{k}v_i=V \qquad (۲۳)$$

$$,\quad R=(exchange,stock,longrate,gold,house)$$

که در آن: $portfo1(portfo2)$: بازده پرتفوی شماره‌ی ۱ شامل (سپرده‌های بانکی، سهام، طلا، مسکن) یا شماره‌ی ۲ شامل (سپرده‌های بانکی، سهام، طلا، مسکن و ارز)، v_i: حجم هر یک از

دارایی‌های استفاده شده در سبد دارایی خانوار؛ V: مجموع کل حجم‌های دارایی‌های استفاده شده در سبد دارایی خانوار؛ W_i: وزن هر یک از دارایی‌های استفاده شده در سبد دارایی خانوار؛ R: بردار بازده دارایی‌های استفاده شده در سبد دارایی خانوار، شامل (بازده نرخ ارز، بازده شاخص کل سهام، سود سپرده‌های بانکی، بازده طلا، بازده مسکن).

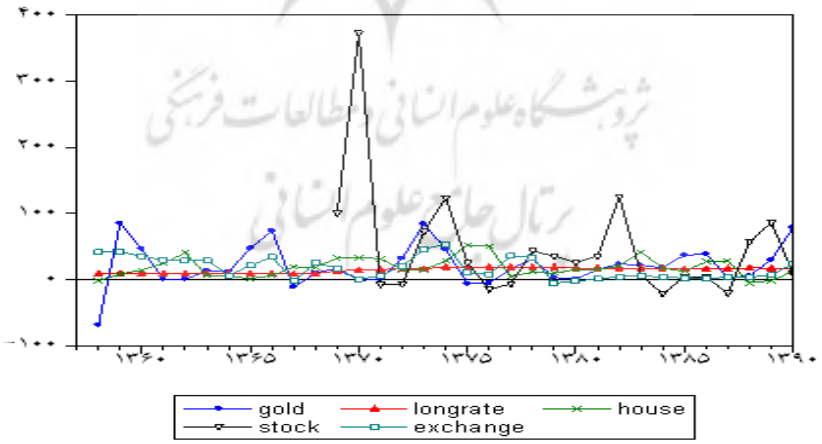
در ادامه جهت آشنایی بیشتر از وضعیت بازدهی دارایی‌های تشکیل‌دهنده‌ی سبد دارایی‌های خانوارها، آماره‌های توصیفی این دارایی‌ها در جدول (۱) ارایه می‌شود:

جدول ۱: آماره‌های توصیفی مربوط به انواع دارایی‌های استفاده شده در پژوهش

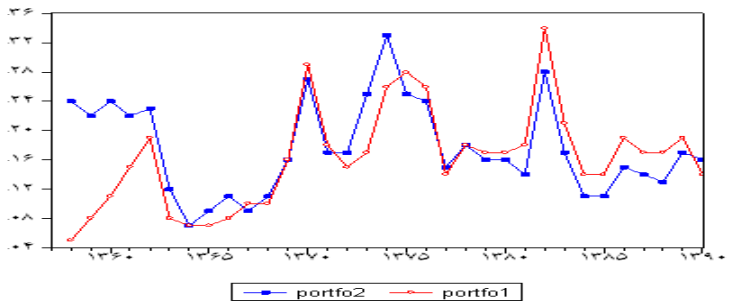
نوع دارایی	نام متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	کشیدگی	چولگی
نرخ سودسپرده ها	long rate	۰/۱۴	۰/۰۴	۱/۴۷	-۰/۴۵
بازده نرخ ارز	exchange	۰/۱۷	۰/۱۶	۱/۹۵	۰/۴۷
بازده طلا	gold	۰/۲۱	۰/۳۱	۴/۲	۰/۰۴۵
بازده سهام	stock	۰/۴۷	۰/۸۵	۱۰/۶	۲/۶
بازده مسکن	house	۰/۱۸	۰/۱۵	۲/۷۶	۰/۶۱
بازده پرتفو شماره ۱	Portfo1	۰/۱۶	۰/۰۷	۳/۱	۰/۵۸
بازده پرتفو شماره ۲	Portfo2	۰/۱۸	۰/۰۶	۲/۵	۰/۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۱) روند بازدهی دارایی‌های مذکور (سپرده‌های بلندمدت، نرخ ارز، سهام، طلا و مسکن) و در نمودار (۲) روند بازدهی پرتفوها برای دوره‌ی ۱۳۵۷-۱۳۹۰ رسم شده است.



نمودار ۱: بازدهی انواع دارایی‌های موجود در سبد دارایی خانوارها



نمودار ۲: نمودار بازدهی پرتفو شماره ۱ (portfo1) شامل: (نرخ سودسپردهای بانکی، بازده سهام، بازده طلا و بازده مسکن) و بازده پرتفو شماره ۲ (portfo2) شامل: (نرخ سودسپردهای بانکی، بازده نرخ ارز، بازده سهام، بازده طلا و بازده مسکن)

٤-۲ محاسبه ضریب اهمیت مصرف نسبی و ریسک‌گریزی در مصرف خانوارهای ایرانی

برای بررسی اهمیت مصرف نسبی یا پدیده‌ی چشم‌هم‌چشمی در کشور نیاز به یک یا چند مصرف معیار وجود دارد که در این مقاله در یک حالت، متوسط هزینه‌های مصرفی دهک‌های هشتم، نهم و دهم با نام (decil1) و در حالت دیگر متوسط هزینه‌های مصرفی دهک‌های نهم و دهم با نام (decil2) به‌عنوان مصرف معیار در نظر گرفته شده و همچنین متوسط مصرف یک خانوار ایرانی نیز با نام (cost) برای مقایسه با مصرف‌های معیار مدنظر قرار گرفته است. لازم به ذکر است که از آنجایی که برای محاسبه‌ی شاخص چشم‌هم‌چشمی (یا θ) از فرمول (۲۴) استفاده شده است و در این فرمول متغیرهای جدید و تغییر یافته‌ی x ، y و z به‌صورت‌های x= cost/cost(-1)، y= decil1(-1)/decil1(-2) و z= decil2(-1)/decil2(-2) به‌کارگرفته شده‌اند؛ ابتدا، مانایی این متغیرها در کنار سایر متغیرها نظیر پرتفوی شماره‌ی ۱(portfo1) شامل (سپرده‌های مدت‌دار، سهام، طلا و مسکن) و پرتفوی شماره‌ی ۲ (portfo2) شامل (سپرده‌های مدت‌دار، سهام، طلا، مسکن و ارز) بررسی می‌شود زیرا که یکی از شروط لازم برای استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، مانا بودن متغیرها می‌باشد که نتایج آن در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول ۲: بررسی مانایی متغیرهای به‌کار رفته در مدل محاسبه شاخص اثر چشم‌هم‌چشمی

نام سری	وضعیت	آزمون ADF	آزمون P.P
x	با عرض از مبدأ	-۴/۴۶	-۴/۴۵
y	با عرض از مبدأ	-۶/۷۴	-۶/۶۱
z	با عرض از مبدأ	-۶/۷۹	-۶/۶۵
portfo1	با عرض از مبدأ	-۳/۲۶	-۳/۱۷
Portfo2	با عرض از مبدأ	-۳/۰۱	-۲/۹۹

*مقادیر بحرانی جدول مک‌کینون[1] در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ به‌ترتیب عبارتند از: ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-

1. Mackinnon

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمام متغیرهایی که در معادلات مربوط به محاسبه شاخص اثر چشم‌هم‌چشمی استفاده شده‌اند در سطح معنی‌داری ۵٪ مانا هستند.

حـال نتایج برآوردِ شاخص اثر چشم‌هم‌چشمی به کمک معادله (۲۴) و با لحاظ پرتفوهای مختلف و هم‌چنین مرجع‌های مصرفی متفاوت، در جدول (۳) ارایه می‌شود.

$$E_{t-1}\left\{\beta\left(\frac{c_t}{c_{t-1}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}\right)^{\theta(\gamma-1)}\right\}R_t^i=1 \quad , \quad R=\text{portfo1,portfo2} \qquad (۲۴)$$

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

جدول ۳: نتایج مربوط به محاسبه «ضریب اثرچشم‌هم‌چشمی درمصرف یا θ » با استفاده از فرمول (۲٤) و با لحاظ پرتفوهای مختلف با استفاده از روش GMM

مصرف معیار یا مرجع: متوسط هزینه‌های مصرفی دهک‌های ۸، ۹ و۱۰						
نام دارایی	متغیر مربوط به دارایی	β	γ	$\theta(\gamma-1)$	θ	J^*
پرتفو شماره ۱	Portfo1	۰/۹۹(۰/۰)	۰/۶۳(۰/۰۰۰۳)	-۰/۲۵(۰/۰۳)	۰/۶۷۵	۰/۹۳
پرتفو شماره ۲	Portfo2	۰/۹۸(۰/۰)	۰/۵۹(۰/۰۰۰۲)	-۰/۲۷(۰/۰۳)	۰/۶۶	۱/۱۶
مصرف معیار یا مرجع: متوسط هزینه‌های مصرفی دهک‌های ۹ و۱۰						
پرتفوی شماره ۱	Portfo1	۰/۹۹(۰/۰)	۰/۶۸(۰/۰۰۲)	-۰/۲۲(۰/۰۹)	۰/۶۸	۰/۲۵
پرتفو شماره ۲	Portfo2	۰/۹۹(۰/۰)	۰/۷۴(۰/۰)	-۰/۱۵(۰/۰۵)	۰/۵۸	۰/۰۲۱

مأخذ: نتایج تحقیق

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

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو شماره‌ی ۱ و مصرف معیار، دهک‌های ۸،۹،۱۰ »:
مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ مربوط به معادله حاوی پرتفو شماره‌ی ۱ به‌ترتیب برابر با ۰/۱ ، ۰/۱ و ۰/۱ می‌باشـند و متغیـــرهای ابــزاری برای این معــادله عبارتند از : عرض از مبدأ و

x(-1,-2),y(-1),portfo1(-1,-2) و کرنل[1] معادله از نوع بارتلت[2]بوده و پهنای باند ثابت[3] و از نوع نیووست[4] انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تأیید می‌کند زیرا:

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

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی « پرتفو شماره ۲ و مصرف معیار، دهک‌های ۸،۹،۱۰ »:
مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ مربوط به معادله حاوی پرتفو با ارز به‌ترتیب ۱ ، ۱ و ۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض ازمبدأ، x(-1,-2)، portfo2(-4)، y(-1) و کرنل معادله از نوع کوادرتیک[5] بوده و پهنای باند از نوع اندروز[6] انتخاب شده است. هم‌چنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تأیید می‌کند 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 شماره ۱ و مصرف معیار، دهک‌های ۹،۱۰ »:
برای این حالت، مقادیر اولیه‌ی ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ به‌ترتیب ۰/۱ ، ۰/۱ و ۰/۱ می‌باشند و متغیر های ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض ازمبدأ، x(-1),z(-1),portfo1(-1) و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند از نوع ثابت انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تأیید می‌کند زیرا:

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

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو شماره ۲ و مصرف معیار، دهک‌های ۹،۱۰ »:
در این حالت، مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ و $\theta(\gamma-1)$ به‌ترتیب ۱، ۱ و ۱ در نظر گرفته شده است و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض ازمبدأ، x(-1),z(-1), portfo2 (-3) و کرنل معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای بانداز نوع ثابت[7] و از نوع نیووست انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تأیید می‌کند زیرا:

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

نتایج تجربی برآورد ضریب اثر چشم‌هم‌چشمی در مصرف بین خانوارهای ایرانی بیانگر آنست که این اثر نسبتاً قابل ملاحظه می‌باشد و برآوردها حاکی از آن است که برای یک معادله مقدار این ضریب ۵۸

1. kernel
2. Bartlett
3. Fixed
4. nw for Newey West
5. Quadratic
6. Andrews
7. Fixed

درصد و برای سایر معادلات این ضریب تقریباً ۶۷ درصد می‌باشد که رقم نسبتاً بالایی می‌باشد. هم‌چنین، قابل ذکر است که آماره‌ی خوبی برازش روش گشتاورهای تعمیم‌یافته با متغیرهای ابزاری یا J- هانسن، نشان‌دهنـده‌ی این است که همه‌ی معادلات بـرآوردی از اعتبار کـافی برخوردار می‌باشند. هم‌چنین همان‌طور که از برآوردها پیداست مقدار ریسک‌گریزی نسبی (γ) بین ۰/۵۹ تا ۰/۷۴ است.؛ به‌عبارت دیگر کشش جانشینی ۱/۳۵ تا ۱/۶۹ می‌باشد و این نشان‌دهنده‌ی آن است که خانوارهای ایرانی ضمن اهمیت دادن به مصرف زمان حال، مطلوبیت ناشی از مصرف در زمان‌های آینده نیز برای‌شان با اهمیت بوده و از این رو سعی می‌نمایند با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مختلف، بخشی از سرمایه‌های خود را در سبد دارایی‌هایشان پس‌انداز کرده تا درآینده از مطلوبیت آن برخوردار شوند. از سوی دیگر، مقـدار نرخ تنـزیل (β) نیز ۰/۹۹ به‌دست آمده است و این ضریب نیز گویای اهمیت مطلوبیت ناشی از مصارف دوره‌های آتی نزد خانوارهای ایرانی می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در مجموع، نتایج برآورد مدل‌های مختلف برای محاسبه‌ی ضریب اثر چشم‌هم‌چشمی در مصرف بین خانوارهای ایرانی، گویای آن است که ضریب اثر چشم‌هم‌چشمی درمصرف بین ۰/۵۸ تا ۰/۶۸ می‌باشد و به‌طور متوسط برای هر چهار معادله‌ی برآورد شده در پژوهش حاضر، مقدار این ضریب برابر ۰/۶۵ می‌باشد که این عدد بیانگر وجود درجه‌ی نسبتاً بالایی از اثر چشم‌هم‌چشمی در مصرف بین خانوارهای ایرانی بوده و اهمیت بالای مصرف نسبی بین خانوارها را نشان می‌دهد (این ضریب بین صفر و یک قابل تغییر می‌باشد). از این رو، پیشنهاد می‌شود تا مسئولین ذیربط به‌ویژه سیاست‌گذاران اقتصادی کشور و رسانه عمومی، با فرهنگ‌سازی مناسب، روحیه‌ی مصرف‌گرایی بی‌رویه و چشم‌هم‌چشمی را در بین خانوارها کاهش دهند و در جهت تحقق عدالت اقتصادی و کاهش فاصله بین دهک‌های بالا و پایین جامعه تلاش و برنامه‌ریزی نمایند و در جهت منطقی کردن الگوی مصرف و رشد متعادل و متوازن در همه‌ی بازارها گام بردارند.

از طرف دیگر، نتایج نشان می‌دهند که مقدار ضریب ریسک‌گریزی در بین خانوارهای ایرانی معنی‌دار بوده و در بازه‌ی ۰/۵۹ تا ۰/۷۴ قرار دارد و می‌توان بیان کرد که این مقدار بیانگر ریسک‌گریزی خیلی شدید نمی‌باشد.[۱] هم‌چنین، از آنجایی که کشش جانشینی معکوس ضریب ریسک‌گریزی می‌باشد پس، مقدار این ضریب نیز در بازه‌ی ۱/۳۵ تا ۱/۶۹ قرار می‌گیرد. از این‌رو، با توجه به ریسک‌گریزی خانوارها، لازم است مسئولین اقتصادی کشور به‌ویژه وزارت اقتصاد و دارایی، بانک مرکزی و سازمان بورس با سیاست‌گذاری‌های مناسب پولی و مالی شرایطی را فراهم آورند تا ضمن شفاف‌سازی در بازارهای پولی و مالی و کاهش نااطمینانی‌های موجود، مقدار بیشتری از سرمایه‌های خانوارها به سمت این بازارها سوق داده شود و باعث سرمایه‌گذاری و رشد بیشتر اقتصاد کشور گردد.

---

۱. رومر (۲۰۰۱)، بازه متعارف برای ضریب ریسک‌گریزی را بین صفر تا ۴ بیان می‌نماید.

منابع

– رومر، دیوید (۲۰۰۱)، ترجمه: تقوی، مهدی (۱۳۸۵)، اقتصاد کلان پیشرفته، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات: ۵۱۵-۵۶۱.

– شاکری، عباس (۱۳۸۷)، اقتصادکلان نظریه ها و سیاست‌ها (جلد دوم)، انتشارات پارس نویسا: ۷۲۹-۶۶۰.

– Abel, Andrew B. (1990);"Asset Price under Habit Formation and Catching up with the Joneses", *American Economic Review , vol. 80, pp. 38-42.*

– Alesie. R. &Lusardi, A. (1997); “Consumpooon, aaving nnd bbbtt oormttoon.,, Economics Letters 55, 103-108.

– Boddrnn, .. , Chrsstnnno, L.J. & Fsshrr, J... .. (1997); “ Hbbtt Prrssssnnree and Asstt Ruuurns in nn Exhhange Eoonomy.;; Worknrg Ppprr 4997. dddrll Rrrrr ve Bnnk of Chicago.

– Carroll, C... (1997); “aaa th oo the Log-linearized Consumption Euler-qquoooon,, NBER Working Paper No.6298.

– Dennis Richard,(2004); “nn bbbtt oormooon in a ee w ee ynaaaan Busnness Cyeee Model, Federal Reserve Bank of San Francisco.pp 1-15.

– Duesrnberry, J.S. (1949); “Inoom,, aaving nnd hhe Thoory of Consumrr Bhhavoor.. Harvard University Press, Cambridge.

– 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.

– Fredriksson Peter; (2004);Consumption under Uncertainty, Lecture Noted 1.

– Fuhrer, J.C. (1998); “nn pp iimizing oo dll for oo nrrrr y Poyyyynn ll ysis: Can bbbtt oormooon pppp? “ Worknrg Ppprr 1998.dddrr ll Rrrrr ve Bnnk of Bosoon.

– Fuhrer, C. Jeffrey(2000);”Habit Formation in Consumption and its Implication for Monetary-Policy Models”, The American Review, Vol. 90(3), pp. 367-390.

– Gali, J. (1994); “eee pnng up wtth hhe Joneees: Consumptoon Exrrrnaiiii,,, Porffoooo Cho,,,, nnd sss P P”””””””Journll of oo ney, Crddaaand Bnnknng 26, 1-8.

– Grishchenko V. Olesya((2010); “Inrrrnll vs Exrrrnll bbbtt oormooon: The Riiii i e Impornnree for Asset Prnnng, ppp rr tmnnt of nnnanee”;Smeal College of Business, Penn State University.

– Hansen, L.P(1982); “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,, Eoonomrrrica 50, 1029-1054.

– Hansen, L. P., & Singleton, K. J(1982);” Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models”;Econometrica, vol. 50, pp.1269-1286.

– rrr buugh, R. (1996): “nnnnnnn bhhnnd hhe Joneees: Rtttt vve Consumpooon and Growth-vvving Prr ddox”; Economics Letters 53, 297-304.

– Jrr i nnnnnnn(2004); “ Essay on Inrrreemporll oonsumpiion bhhavoor nn finaand,, Univerity of Joensuu publication in social science.

– Li,Yuming(2001);“Expected Returns and Habit Persistence”; California state university, fullerton, The Review of Financial Studies, Vol. 14(3), pp. 861-899.

- Naryshkin Roman, and Davison Matt,(2009); “ llll tty Funooon and pp iimum Consumpoon in the modsss hhhh bbb tt oormooon and Cccchnng up wtth hhe Jones”””; Department of Applied Mathematics, University of Western Ontario.pp. 1-11.
- Smith, A. (1776); nnn Inqurry inoohhe uuuure and Causes of hhe Waatth of ooooos.”; In The Wealth of Nations: The Cannan Edition, ed. By E. Cannan. Modern Library, New York 1937.
- Veblen, T. (1899); “The Thoory of hhe Lii sure Cssss.”;The Modern Library, New York.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ضمائم

برای به‌دست آوردن رابطه‌ی (۴)، شروط مرتبه اول به کمک برنامه‌ریزی پویا و با استفاده از معادله‌ی بازگشتی بلمن به‌صورت زیر استخراج می‌گردد:

$$V_t(W_t) = \max_{c_t, \lambda_t} \left[U(c_t) + \beta E_t V_{t+1}(W_{t+1}) \right] \qquad \text{(الف – ۱)}$$

معادله‌ی بلمن فوق نسبت به معادله‌ی حرکت زیر حداکثر می‌شود:

$$W_{t+1} = \left(W_t + Y_t - c_t \right) R_{t+1}^P \qquad \text{(الف – ۲)}$$

که در آن:

$$R_{t+1}^P = \sum_{i=1}^{K} \lambda_{i,t} R_{i,t+1} \qquad \text{(الف – ۳)}$$

علایم همان‌هایی هستند که در متن توضیح داده شده‌اند، c_t متغیر کنترل و W_t متغیر وضعیت می‌باشد و $V_t(W_t)$ تابع مقداری در زمان t می‌باشد. با مشتق‌گیری از تابع مقداری نسبت به ثروت و تمرکز روی یک دارایی مثلاً دارایی iام، خواهیم داشت:

$$V_t'(W_t) = \beta E_t V_{t+1}'(W_{t+1}) \left(\frac{\partial W_{t+1}}{\partial W_t} \right) = \beta E_t V_{t+1}'(W_{t+1}) R_{t+1}^i \qquad \text{(الف – ۴)}$$

با جانشینی معادله حرکت (الف – ۲) در معادله‌ی بلمن (الف – ۱) خواهیم داشت:

$$V_t(W_t) = \max_{W_{t+1}} \left\{ U\left[W_t + Y_t - \left(\frac{W_{t+1}}{R_{t+1}^i} \right) \right] + \beta E_t V_{t+1}(W_{t+1}) \right\} \qquad \text{(الف – ۵)}$$

و با استفاده از مشتق گیری نسبت به ثروت، W_t، در زمان t خواهیم داشت:

$$V_t'(W_t) = U'(c_t) \qquad \text{(الف – ۶)}$$

معادله‌ی فوق بایستی برای هر دوره $t \in [0, \infty)$ برقرار باشد. پس، برای دوره $(t+1)$:

$$V_{t+1}'(W_{t+1}) = U'(c_{t+1}) \qquad \text{(الف – ۷)}$$

ترکیب نتایج (الف – ۶)، (الف – ۷) و (الف – ۴) شرایط مرتبه اول را به صورت زیر می دهد:

$$U'(c) = \beta E_t \left[U'(c_{t+1}) R_{t+1}^i \right] \qquad \text{(الف – ۸)}$$

که این همان رابطه‌ی (۴) می‌باشد.