

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

رضا روشن<sup>۱\*</sup>

مصیب پهلوانی<sup>۲</sup>

محمدنبی شهیکی‌تاش<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۰۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۵/۱۲

### 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 تعمیم‌یافته به‌همراه متغیرهای ابزاری و دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داد 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، اثر چشم‌هم‌چشمی، ریسک‌گریزی نسبی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی JEL: C26, D91, G11

**Email:** re\_roshan@yahoo.com

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)

**Email:** pahlavani@eco.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

**Email:** mohammad\_tash@yahoo.com

۳. استادیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

## 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<sup>۱</sup> (۱۷۷۶) و ویبلن<sup>۲</sup> (۱۸۹۹) اولین کسانی هستند که در مورد این موضوع بحث کرده‌اند که مطلوبیت افراد به وسیله مقایسه مصرف جاری شخص با سطح مصرف اجتماعی استاندارد قابل مشاهده در اقتصاد مشخص می‌شود. اولین نسخه فرمولی، به عنوان فرضیه درآمد نسبی توسط دوزنبری<sup>۳</sup> (۱۹۴۹) ارائه شد. دوزنبری الگوی خود را بر دو ایده‌ی اساسی بنا کرد که از تحلیل‌های اقتصادی قبلی متفاوت بود. یکی ایده‌ی اثر نمایشی<sup>۴</sup> و دیگری ایده‌ی چسبندگی مصرف و اثر چرخ دنده‌ای<sup>۵</sup>. در واقع او به رهیافت تابع مصرف کینزی 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 این که، 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 این که، 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 می‌گذارد. 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<sup>۶</sup> حساس<sup>۷</sup> است و در مصرف عمل چشم‌هم‌چشمی انجام می‌دهد. در این 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<sup>۸</sup> ارائه شده توسط هانسن<sup>۹</sup> (۱۹۸۲) بر روی داده‌های مصرفی کشور مورد آزمون قرار گرفته و در حالات مختلف، ضریب چشم‌هم‌چشمی در مصرف و ریسک‌گریزی نسبی محاسبه شده است.

پس از ارائه‌ی 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 آرایه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

## ۲. ادبیات موضوع و مدل تحقیق

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 (شاگری، ۱۳۸۷).

می‌توان بیان داشت که به‌صورت تئوری مدل‌سازی نحوه‌ی تأثیرپذیری مطلوبیت هر خانوار از سطوح بالاتر مصرف توسط افرادی چون ابل<sup>۱</sup> (۱۹۹۰)، گالی<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) و کارول<sup>۳</sup> (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 مصرف کنندگان 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 خود مصرف کننده و سطح نسبی مصرف مشخص می‌شود. در دهه‌ی اخیر دیده می‌شود که در ادبیات مصرف توسعه‌های زیادی در این 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<sup>۴</sup> و مدل‌های مدل‌های تفاضل<sup>۵</sup>. در مدل‌های نسبت، مطلوبیت بر پایه تابع توانی از نسبت  $\frac{C_i}{S_i}$  است که  $C_i$  مصرف فرد

فرد یا خانوار و  $S_i$  مصرف مرجع یا معاش می‌باشد. (برای مثال می‌توان به کارهای ابل (۱۹۹۰)، هاربوغ<sup>۶</sup> (۱۹۹۶)، کارول<sup>۷</sup> (۱۹۹۷) و فوهرر<sup>۸</sup> (۱۹۹۸)، فرانسیسکو آوارز - سوآرادو، گنکالو مونتیرو، و استفن

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

استفن تورنوسکی<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، ناریشکین رمان و داویسون مات<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) اشاره کرد. در مدل‌های تفاضل، مطلوبیت بر پایه توانی از  $(c_i - S_i)$  است. (برای مثال می‌توان به کارهای بلدین و دیگران<sup>۳</sup> (۱۹۹۷)، آلسیا و لوساردیا<sup>۴</sup> (۱۹۹۷)، یومینگ لی<sup>۵</sup> (۲۰۰۱)، ریچارد دنیس<sup>۶</sup> (۲۰۰۴)، آلسیا گریشچنکو<sup>۷</sup> (۲۰۱۰) اشاره کرد).

از جمله مطالعاتی که در زمینه‌ی بررسی اهمیت مصرف نسبی در کشور فنلاند انجام گرفته است مطالعه‌ی جاری ویتانن<sup>۸</sup> (۲۰۰۴) می‌باشد. وی مصرف مرجع را متوسط مصرف کشورهای OECD در 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  $0/18$  به‌دست آورده و زمانی که از هزینه‌های مصرفی کالاهای بی‌دوام و خدمات استفاده کرده است، مقدار این ضریب را برابر  $0/53$  به‌دست آورده و نتیجه گرفته که مردم فنلاند تا حدودی نسبت به مصرف سایر کشورهای اروپایی حساس هستند.

فرانسیسکو آلوآرز-سوآدرا، گنکالو مونتیرو، و استفن تورنوسکی<sup>۹</sup> (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"<sup>۱۰</sup> یا "وابستگی متقابل مطلوبیت"<sup>۱۱</sup> می‌پردازد. نویسندگان با در نظر گرفتن یک مدل رشد نئوکلاسیک، نرخ رشد مصرف را در حالات مختلف ترجیحات جدایی‌پذیر، شکل‌گیری عادات و حساس بودن مصرف‌کنندگان نسبت به یک مرجع مصرف را به‌دست می‌آورند و نتیجه می‌گیرند که حساس بودن مصرف‌کنندگان نسبت به یک مرجع مصرفی می‌تواند بر رفاه مصرف‌کننده تأثیرگذار باشد.

آلسیا گریشچنکو<sup>۱۲</sup> (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 این جا 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 به صورت زیر است:

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

که  $c_t$  سطح مصرف 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  $\theta$  اهمیت مصرف نسبی را منعکس می‌کند. هرچه این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، مصرف کننده 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)<sup>۱</sup> با پارامتر ریسک‌گریزی  $\gamma$  دست می‌یابیم.

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

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

بر اساس پارامترهای فوق، مسأله حداکثرسازی مصرف کننده که با آن مواجه‌ایم به صورت زیر خواهد شد:

$$Max_{d_{i,t}, \lambda_{i,t}} [E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, C_{t-\varphi}) | I_t] \quad (2)$$

با محدودیت بودجه‌ای:

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

با تصریح تابع مطلوبیت به شکل زیر:

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

1. relative risk aversion

که  $W_t$  و  $Y_t$  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  $\rho$  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<sup>۱</sup> (VNM) استاندارد است. یعنی  $U(\cdot)$  تابع از مصرف با مطلوبیت نهایی کاهشی و مثبت  $(U'(c_t) > 0, U''(c_t) < 0)$  و شرایط اینادا  $(\lim_{c \rightarrow 0} U'(c) \rightarrow \infty, \lim_{c \rightarrow \infty} U'(c) \rightarrow 0)$  است. قابل ذکر است که مطلوبیت ون - نیومن - مورگسترون جدایی‌پذیر و جمع‌پذیر است. در این حالت، معادله‌ی بلمن<sup>۲</sup> 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 :

$$W_{t+1} = (W_t + Y_t \Delta t - c_t \Delta t) R_{t+1}^p \quad (3)$$

$$R_{t+1}^p = \sum_{i=1}^K \lambda_{i,t} R_{t+1}^i, i = 1, \dots, k$$

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<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴):<sup>۴</sup>

$$U'(c_t) = \beta E_t [U'(c_{t+1}) R_{t+1}^i] \quad (4)$$

$$E_t [\beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} R_{t+1}^i - 1] = 0 \quad (5)$$

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

۴. اثبات در ضمیمه آمده است.

$$E_t[IMRS_{t+1}R_{t+1}^i] = 1 \quad (۶)$$

که  $U'(\cdot)$  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:

$$E_t \beta \left\{ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} R_{t+1}^i \right\} = 1 \quad (۷)$$

حالت ۲)  $\theta \neq 0$

در این حالت که سطح مرجع مصرفی و همچنین شاخص مربوط به اهمیت مصرف نسبی یا  $\theta$  در تابع مطلوبیت وجود دارند، مقدار بهینه به صورتی که در ادامه خواهد آمد به‌دست می‌آید. مطلوبیت‌های نهایی نسبت به مصرف در دوره‌های  $t$  و  $t+1$  عبارتند از:

$$U'(c_t) = \left( \frac{c_t}{C_{t-\varphi}^\theta} \right)^{-\gamma} \frac{1}{C_{t-\varphi}^\theta} \quad (۸)$$

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

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

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

$$E_t \left\{ \beta \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \frac{C_{t-\varphi}^\theta}{C_{t+1-\varphi}^\theta} \right)^{-\gamma} \frac{C_{t-\varphi}^\theta}{C_{t+1-\varphi}^\theta} \right] R_{t+1}^i \right\} = 1 \Rightarrow E_t \left\{ \beta \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_{t-\varphi}^\theta}{C_{t+1-\varphi}^\theta} \right)^{\theta(1-\gamma)} \right] R_{t+1}^i \right\} = 1 \quad (۱۰)$$

$$E_t \left\{ \beta \left[ \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_{t+1-\varphi}^\theta}{C_{t-\varphi}^\theta} \right)^{\theta(\gamma-1)} \right] R_{t+1}^i \right\} = 1 \quad (۱۱)$$

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 به‌وسیله روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شده‌اند. از این‌رو، در بخش 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)<sup>۱</sup> نسخه‌ای از تکنیک تخمینی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)<sup>۲</sup> ارائه داد که بتوان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. به دلیل این که در روش GMM از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود، از این‌رو، این امر باعث می‌شود که از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلاص 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:

$$E_t f(x_{t+\tau}; \Theta), \quad \tau \geq 1 \quad (12)$$

که  $x_{t+\tau}$  یک بردار  $k$  بعدی بطور اکید مانا از همه‌ی متغیرهای تصادفی قابل مشاهده در مدل در زمان  $(t + \tau)$  باشد، و  $\Theta$  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  $E_t[\cdot | I_t]$  عملگر انتظارات شرطی مشروط به مجموعه اطلاعاتی شناخته شده  $I_t$  در زمان  $t$  است. برای هدف ما در این مقاله، معادله (۱۲) را می‌توان همان معادلات ظاهر شده از شرایط مرتبه اول از مسأله بهینه‌یابی مصرف‌کننده دانست (معادلات ۷ و ۱۱). بنابراین انتساب زیر را در نظر می‌گیریم:

$$f(x_{t+\tau}; \Theta) = u_{t+\tau} \quad (13)$$

به‌طوری که عبارت فوق همان جزء اخلاص در تخمین GMM می‌باشد. از آنجایی که بردار پارامتری  $\Theta$  یک بردار صحیح می‌باشد و در رابطه صدق می‌کند، پس:

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



$$E_t[u_{t+\tau}] = E_t[f(x_{t+\tau}; \Theta)] = 0 \quad (14)$$

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:

$$E[f(x_{t+\tau}; \Theta)] = E[E_t f(x_{t+\tau}; \Theta)] = 0 \quad (15)$$

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 در دسترس 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:

$$h(x_{t+\tau}; \Theta, z_t) = f(x_{t+\tau}; \Theta) \otimes z_t \quad (16)$$

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

$$E[h(x_{t+\tau}; \Theta, z_t)] = E[u_{t+\tau}, z_t] = 0 \quad (17)$$

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:

$$g_n(\Theta_0) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n f(x_{t+\tau}; \Theta_0, z_t), \quad \Theta_0 \in R^l \quad (18)$$

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

$$g_n(\Theta_0) \rightarrow E[h(x_{t+\tau}; \Theta, z_t)] \quad (19)$$

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  $\Theta$  بردار پارامتری صحیح مدل است. 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:

$$J_n(\Theta_0) = \min_{\theta} [g_n(\Theta_0)' W_{GMM} g_n(\Theta_0)] \quad (20)$$

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

به‌طور کلی، تخمین زنده‌ی GMM که در رابطه صدق کند و جواب موردنظر می‌باشد به صورت زیر است:

$$\Theta_{GMM} = \arg \min_{\Theta_0} [g_n(\Theta_0)' W_{GMM} g_n(\Theta_0)] \quad (21)$$

زمانی که رویه‌ی تخمین GMM،  $l$  تا ترکیب خطی از  $r$  شرط گشتاوری برای حداقل کردن تابع هدف (۲۰) را به کار 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 این که چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری نماید:

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \rightarrow \chi^2(r-l) \quad (22)$$

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 خی-دو 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 ارایه خواهد شد.

## ۴. بررسی تجربی

### ۱-۴ نحوه ایجاد سبد دارایی خانوارها

در این مقاله از بازده دو پرتفوی موزون به نام‌های پرتفوی شماره 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 به دست 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 به کار رفته در هر یک از دو سبد به دست 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 زیرینا 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، دفتر برنامه‌ریزی 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، به کار 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 به صورت کلی بیان می‌شود:

$$portfo1(portfo2) = \sum_{i=1}^k W_i R_i, \quad \sum_{i=1}^k W_i = 1, \quad W_i = \frac{v_i}{V}, \quad \sum_{i=1}^k v_i = V \quad (23)$$

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

که در آن:  $portfo1(portfo2)$ : بازده پرتفوی شماره ۱ شامل (سپرده‌های بانکی، سهام، طلا، مسکن) یا شماره 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).

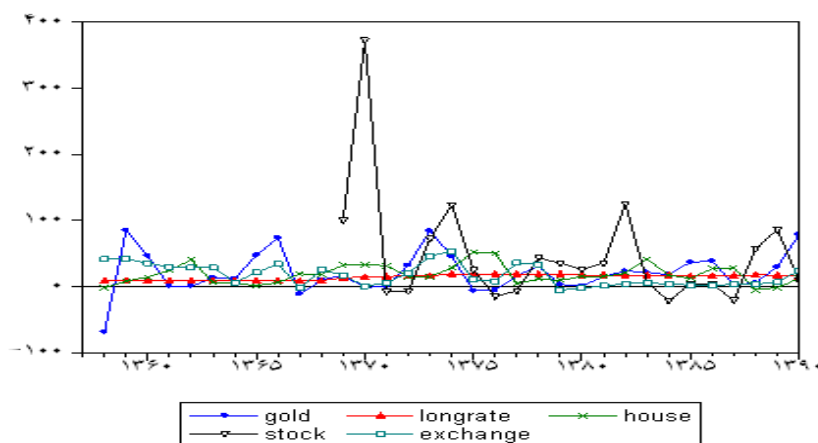
در ادامه جهت آشنایی بیشتر از وضعیت بازدهی دارایی‌های تشکیل‌دهنده‌ی سبد دارایی‌های خانوارها، آماره‌های توصیفی این دارایی‌ها در جدول (۱) ارائه می‌شود:

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

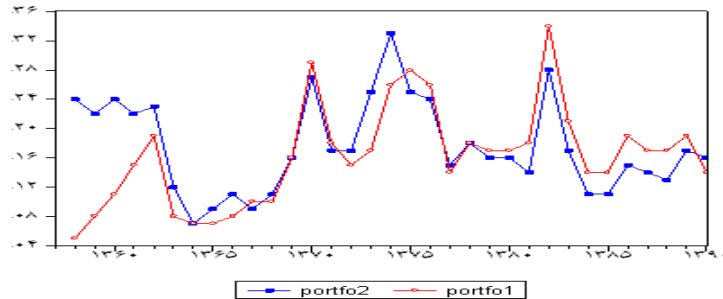
| نوع دارایی          | نام متغیر | میانگین | انحراف استاندارد | کشیدگی | چولگی |
|---------------------|-----------|---------|------------------|--------|-------|
| نرخ سودسپرده ها     | long rate | ۰/۱۴    | ۰/۰۴             | ۱/۴۷   | -۰/۴۵ |
| بازده نرخ ارز       | exchange  | ۰/۱۷    | ۰/۱۶             | ۱/۹۵   | ۰/۴۷  |
| بازده طلا           | gold      | ۰/۲۱    | ۰/۳۱             | ۴/۲    | -۰/۴۵ |
| 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 (portfolio1) شامل: (نرخ سودسپردهای بانکی، بازده سهام، بازده طلا و بازده مسکن) و بازده پرتفو شماره ۲ (portfolio2) شامل: (نرخ سودسپردهای بانکی، بازده نرخ ارز، بازده سهام، بازده طلا و بازده مسکن)

## ۲-۴ 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  $\theta$ ) از فرمول (۲۴) استفاده شده است و در این فرمول متغیرهای جدید و تغییر یافته‌ی  $x$ ،  $y$  و  $z$  به‌صورت‌های  $x = \text{cost}/\text{cost}(-1)$ ،  $y = \text{decil1}(-1)/\text{decil1}(-2)$  و  $z = \text{decil2}(-1)/\text{decil2}(-2)$  به‌کار گرفته شده‌اند؛ ابتدا، مانایی این متغیرها در کنار سایر متغیرها نظیر پرتفوی شماره‌ی ۱ (portfolio1) شامل (سپرده‌های مدت‌دار، سهام، طلا و مسکن) و پرتفوی شماره‌ی ۲ (portfolio2) 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) ارائه 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     |
| portfolio1 | با عرض از مبدأ | -۳/۲۶     | -۳/۱۷     |
| Portfolio2 | با عرض از مبدأ | -۳/۰۱     | -۲/۹۹     |

\*مقادیر بحرانی جدول مک‌کینون<sup>۱</sup> در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به‌ترتیب عبارتند از: -۳/۶۵، -۲/۹۵ و -۲/۶۱

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمام متغیرهایی که در معادلات مربوط به محاسبه شاخص اثر چشم‌هم‌چشمی استفاده شده‌اند در سطح معنی‌داری ۵٪ مانا هستند. حال نتایج برآورد شاخص اثر چشم‌هم‌چشمی به کمک معادله (۲۴) و با لحاظ پرتفویهای مختلف و هم‌چنین مرجع‌های مصرفی متفاوت، در جدول (۳) ارائه می‌شود.

$$E_{t-1} \left\{ \beta \left( \frac{c_t}{c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_{t-1}}{C_{t-2}} \right)^{\theta(\gamma-1)} \right\} R_t^i = 1 \quad , \quad R = \text{portfo1, portfo2} \quad (24)$$

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

جدول ۳: نتایج مربوط به محاسبه «ضریب اثر چشم‌هم‌چشمی در مصرف یا  $\theta$ » با استفاده از فرمول (۲۴) و با لحاظ پرتفویهای مختلف با استفاده از روش GMM

| مصرف معیار یا مرجع: متوسط هزینه‌های مصرفی دهک‌های ۸، ۹ و ۱۰ |          |                    |              |           |                       |                |
|---|----------|--------------------|--------------|-----------|-----------------------|----------------|
| $J^*$   | $\theta$ | $\theta(\gamma-1)$ | $\gamma$     | $\beta$   | متغیر مربوط به دارایی | نام دارایی     |
| ۰/۹۳  | ۰/۶۷۵    | -۰/۲۵(۰/۰۳)        | ۰/۶۳(۰/۰۰۰۳) | ۰/۹۹(۰/۰) | Portfo1               | پرتفو شماره ۱  |
| ۱/۱۶  | ۰/۶۶     | -۰/۲۷(۰/۰۳)        | ۰/۵۹(۰/۰۰۰۲) | ۰/۹۸(۰/۰) | Portfo2               | پرتفو شماره ۲  |
| مصرف معیار یا مرجع: متوسط هزینه‌های مصرفی دهک‌های ۹ و ۱۰    |          |                    |              |           |                       |                |
| ۰/۲۵  | ۰/۶۸     | -۰/۲۲(۰/۰۹)        | ۰/۶۸(۰/۰۰۰۲) | ۰/۹۹(۰/۰) | Portfo1               | پرتفوی شماره ۱ |
| ۰/۰۲۱   | ۰/۵۸     | -۰/۱۵(۰/۰۵)        | ۰/۷۴(۰/۰)    | ۰/۹۹(۰/۰) | Portfo2               | پرتفو شماره ۲  |

مأخذ: نتایج تحقیق

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

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو شماره ۱ و مصرف معیار، دهک‌های ۸، ۹، ۱۰»: مقادیر اولیه برای ضرایب  $\beta$ ،  $\gamma$  و  $\theta(\gamma-1)$  مربوط به معادله حاوی پرتفو شماره ۱ به ترتیب برابر با ۰/۱، ۰/۱ و ۰/۱ می‌باشند و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از: عرض از مبدأ و

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو شماره ۲ و مصرف معیار، دهک‌های ۸،۹،۱۰»  
 مقادیر اولیه برای ضرایب  $\beta$ ،  $\gamma$  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،  $x(-1)$   
 $y(-1)$ ،  $portfolio2(-4)$ ،  $1$ ،  $2$  و کرنل معادله از نوع کوادرتیک<sup>۵</sup> بوده و پهنای باند از نوع اندروز<sup>۶</sup> انتخاب  
 شده است. هم‌چنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تأیید 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 شماره ۱ و مصرف معیار، دهک‌های ۹،۱۰»  
 برای این حالت، مقادیر اولیه ضرایب  $\beta$ ،  $\gamma$  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،  $x(-1)$ ،  $z(-1)$ ،  $portfolio1(-1)$  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:

$$J^* = N * J = 29 * 0.04 = 1.16 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{5-3, \%5} = 5.991$$

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفو شماره ۲ و مصرف معیار، دهک‌های ۹،۱۰»  
 در این حالت، مقادیر اولیه ضرایب  $\beta$ ،  $\gamma$  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،  $x(-1)$ ،  $z(-1)$ ،  $portfolio2(-3)$  و کرنل  
 معادله از نوع کوادرتیک بوده و پهنای باند از نوع ثابت<sup>۷</sup> و از نوع نیووست انتخاب شده است. آماره خوبی  
 برازش نیز اعتبار مدل را تأیید می‌کند زیرا:

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

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

$$J^* = N * J = 30 * 0.0007 = 0.021 < \chi^2_{r-1} = \chi^2_{4-3, \%5} = 3.841$$

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  $J$ -هانس، نشان‌دهنده‌ی این است که همه‌ی معادلات برآوردی از اعتبار کافی برخوردار می‌باشند. هم‌چنین همان‌طور که از برآوردها پیداست مقدار ریسک‌گریزی نسبی ( $\gamma$ ) بین  $0/59$  تا  $0/74$  است؛ به عبارت دیگر کشش جانشینی  $1/35$  تا  $1/69$  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 در آینده از مطلوبیت آن برخوردار شوند. از سوی دیگر، مقدار نرخ تنزیل ( $\beta$ ) نیز  $0/99$  به دست 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 در مصرف بین  $0/58$  تا  $0/68$  می‌باشد و به‌طور متوسط برای هر چهار معادله‌ی برآورد شده در پژوهش حاضر، مقدار این ضریب برابر  $0/65$  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  $0/59$  تا  $0/74$  قرار دارد و می‌توان بیان کرد که این مقدار بیانگر ریسک‌گریزی خیلی شدید نمی‌باشد.<sup>۱</sup> هم‌چنین، از آنجایی که کشش جانشینی معکوس ضریب ریسک‌گریزی می‌باشد پس، مقدار این ضریب نیز در بازه‌ی  $1/35$  تا  $1/69$  قرار می‌گیرد. از این رو، 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)، اقتصاد کلان نظریه ها و سیاستها (جلد دوم)، انتشارات پارس نويس: ۷۳۹-۶۶۰.
- 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); "Consumption, Saving and Habit Formation.", *Economics Letters* 55, 103-108.
- 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.
- Carroll, C.D. (1997); "Death to the Log-linearized Consumption Euler-equation", NBER Working Paper No.6298.
- Dennis Richard.(2004); "On Habit Formation in a New Keynesian Business Cycle Model, Federal Reserve Bank of San Francisco.pp 1-15.
- Duesnberry, J.S. (1949); "Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior". 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, 9<sup>th</sup> annual meeting of the society for computational economics held in seatel.
- Fredriksson Peter; (2004); Consumption under Uncertainty, Lecture Noted 1.
- Fuhrer, J.C. (1998); "An Optimizing Model for Monetary Policy Analysis: Can Habit Formation Help? " Working Paper 1/98. Federal Reserve Bank of Boston.
- 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); "Keeping up with the Joneses: Consumption Externalities, Portfolio Choice, and Asst Prices." *Journal of Money, Credit and Banking* 26, 1-8.
- 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.
- Hansen, L.P(1982); "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica* 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.
- Harbaugh, R. (1996): "Falling behind the Joneses: Relative Consumption and Growth-Saving Paradox"; *Economics Letters* 53, 297-304.
- Jari Viitanen(2004); " Essay on Intertemporal consumption behavior in finland", University 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); “ Utility Function and Optimum Consumption in the models with Habit Formation and Catching up with the Joneses”; Department of Applied Mathematics, University of Western Ontario.pp. 1-11.
  - Smith, A. (1776); “An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations.”; In The Wealth of Nations: The Cannan Edition, ed. By E. Cannan. Modern Library, New York 1937.
  - Veblen, T. (1899); “The Theory of the Leisure Class.”;The Modern Library, New York.

## ضمائم

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

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

معادله‌ی بلمن فوق نسبت به معادله‌ی حرکت زیر حداکثر می‌شود:

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

که در آن:

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

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  $i$  ام، خواهیم داشت:

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

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

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

و با استفاده از مشتق‌گیری نسبت به ثروت،  $W_t$ ، در زمان  $t$  خواهیم داشت:

$$V_t'(W_t) = U'(c_t) \quad (\text{الف} - ۶)$$

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

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

ترکیب نتایج (الف - ۶)، (الف - ۷) و (الف - ۴) شرایط مرتبه اول را به صورت زیر می‌دهد:

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

که این همان رابطه‌ی (۴) می‌باشد.