فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هشتم، شماره ۱ «پیاپی ۲۵»، بهار ۱۳۹۳، صفحات ۶۵-۵۳)

بررسی قاعده‌ی سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در ایران

رضا روشن،* مصیب پهلوانی،** محمد نبی شهیکی تاش+

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۰/۳۰

چکیده

هدف از مقاله حاضر این است که چند درصد از خانوارهای ایرانی صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و به اصطلاح بر طبق قاعده‌ی سرانگشتی در مصرف عمل می‌نمایند. بنابراین در این مقاله با استفاده از تابع مطلوبیت ارایه شده توسط اپستین و زین، ضمن جداسازی ضریب جانشینی بین دوره‌ای و ریسک‌گریزی نسبی، ضریب قاعده‌ی سرانگشتی در مصرف نیز برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد حدود ۲۶/۵ درصد از خانوارهای ایرانی بر اساس قاعده‌ی سرانگشتی در مصرف عمل می‌کنند و بقیه‌ی خانوارها نیز بر اساس درآمد دایمی عمل نموده و دارای برنامه مصرفی بین دوره‌ای هستند. هم‌چنین، یافته‌های تحقیق گویای وجود ریسک‌گریزی معنادار اما پایین در بین خانوارها می‌باشد که مقدار آن بین ۰/۰۸ تا ۰/۲۲ می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL : C26, D91, G11

واژگان کلیدی: قاعده سرانگشتی، فرضیه درآمد دایمی، ریسک‌گریزی نسبی، جانشینی بین دوره‌ای، روش گشتاورهای تعمیم یافته.

* دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: re_roshan@yahoo.com

** دانشیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، پست الکترونیکی: pahlavani@eco.usb.ac.ir

+ استادیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، پست الکترونیکی: mohammad_tash@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

پس از ارایه‌ی نظریه "گام تصادفی هال" که مبتنی بر فرضیه‌ی درآمد دایمی و انتظارات عقلایی بود، فرضیه‌ی درآمد دایمی به طور اساسی مورد نقد قرار گرفت. از جمله این انتقادها که در رفتارهای تجربی و سری زمانی مصرف نیز مشاهده می‌شود این است که مصرف بین دوره‌ای بیش از آنچه فرضیه‌ی درآمد دایمی بیان می‌دارد نسبت به درآمد جاری (یا درآمد پیش‌بینی شده) حساس است که این موضوع توسط یک قاعده که آن را قاعده‌ی سرانگشتی[۱] در مصرف یا حساس بودن مصرف نسبت به درآمد جاری می‌نامند، قابل بررسی است. به عبارت دیگر، می‌توان بیان داشت خانوارهای با رفتار قاعده سرانگشتی، به طور ساده ۱۰۰درصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند در حالی که در مقابل، خانوارهای با درآمد دایمی، خانوارهایی هستند که مسیرهایی از مصرف را بر اساس درآمد طول عمر، برای حداکثرسازی تابع مطلوبیت دوره‌ی زندگی‌شان انتخاب می‌کنند.

یکی از مشکلاتی که در تحقیقات مربوط به مصرف بین دوره‌ای و رهیافت معادله‌ی اولر و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف[۲] با آن مواجه هستیم این است که ضریب ثابت ریسک گریزی نسبی (CRRA)[۳] و کشش جانشینی بین دوره‌ای (EIS)[۴] در مدل و تعریف فوق معکوس هم هستند و نمی‌توان آنها را از همدیگر جدا نمود که در این مقاله سعی می‌نماییم با بهره‌گیری از ترجیحات معرفی شده به وسیله اقتصاددانان از جمله اپستین و زین[۵] این دو پارامتر را از هم جدا ساخته و با توسعه کار کمپبل و منکیو و استفاده از رهیافت مطلوبیت غیرانتظارانه که توسط دانشمندانی چون سلدن[۶] (۱۹۷۸)، کرپس و پورتز (۱۹۷۹)، ویل[۷] (۱۹۹۰) و اپستین و زین[۸] (۱۹۹۱) ارایه شده و امکان جداسازی ضریب ریسک گریزی نسبی و جانشینی بین دوره‌ای را فراهم می‌سازد، مشخص نماییم که چند درصد از درآمد قابل تصرف به سمت خانوارهایی می‌رود که به سادگی[۹] درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و چند درصد نیز به صورت درآمد دایمی

---

[1] Rule-of-Thumb
[2] Consumption-Based Capital Asset Pricing Model (CCAPM)
[3] Constant Coefficient of Relative Risk Aversion
[4] Elasticity of Intertemporal Substitution
[5] Epstein-Zin
[6] Selden
[7] Weil
[8] Epstein & Zin
[9] Rule-of-Thumb

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف می‌شود. در مطالعات گذشته که بر روی رفتار قاعده سرانگشتی در مصرف صورت گرفته است نوعاً از تابع مطلوبیت توانی با چارچوب مطلوبیت انتظاری ون- نیومن- مورگسترن[1] (VNM) و معادلات اولر خطی- لگاریتمی استفاده شده که در آنها نمی‌توان ضریب جانشینی بین دوره‌ای و ریسک‌گریزی را از همدیگر جدا نمود. جداناپذیری این دو باعث ایجاد سردرگمی در کارهای تجربی مربوط به تعیین پارامترهای ترجیحات مصرف‌کننده می‌شود. برای مثال، یک مقدار نزدیک به صفر از EIS (به دست آمده به وسیله‌ی هال[2](۱۹۸۸)) دلالت بر مقدار نامحدودی برای ریسک‌گریزی دارد که با رفتار مشاهده شده برای مصرف‌کننده نسبت به گرایش به ریسک در تضاد است. در این مطالعه سعی می‌نماییم که با بهره‌گیری از ترجیحات تعریف شده توسط اپستین – زین و معادله اولر استخراج شده توسط آنان که امکان جداسازی ضرایب یاد شده را فراهم می‌آورد و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، به برآورد ضریب قاعده‌ی سرانگشتی در مصرف و هم‌چنین به برآورد پارامترهای ترجیحات مبادرت ورزیم.

در ادامه‌ی مقاله، ابتدا مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه‌ی قاعده‌ی سرانگشتی در مصرف انجام می‌شود. سپس در بخش بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش، با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به استخراج ضرایب و پارامترهای ترجیحات اقدام می‌شود. در نهایت به بحث در مورد نتایج استخراج شده و ارایه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

در این قسمت سعی می‌نماییم مروری بر مطالعات انجام گرفته در زمینه محاسبه‌ی ضریب قاعده سرانگشتی در مصرف[3] در شرایط مختلف انجام دهیم. در این راستا می‌توان به مطالعه‌ی هال و میشکین[4] (۱۹۸۲) اشاره کرد[5] که برای مصرف مدلی را تخمین زدند که در آن کسر ثابتی از درآمد درآمد قابل تصرف به خانوارهایی تخصیص می‌یافت که صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کردند و اصطلاحاً گفته می‌شد که این خانوارها بر اساس قاعده سرانگشتی، مصرف می‌نمایند.

[1] Von-Neumann-Morgenstern
[2] Hall
[3] Rule of Thumb
[4] Mishkin

Archive of SID

www.SID.ir

نویسندگان بی‌شماری مدل‌های مشابهی را برای مصرف تخمین زده‌اند که رفتار مصرفی خانوارها و انطباق آن با این مدل را بررسی نموده‌اند. اغلب این محققان معادلات لگاریتمی خطی شبیه مدل زیر را استفاده نموده‌اند:

$$\Delta c_{t+1} = \alpha_0 + \lambda \Delta y_{t+1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + \varepsilon_{t+1} \quad (۱)$$

که Δc_{t+1} تغییر در لگاریتم مخارج مصرفی، Δy_{t+1} تغییر در درآمد قابل تصرف، X سایر متغیرهای مستقلی است که در رگرسیون قرار می‌گیرند و β_i نیز ضرایب (شیب‌ها) هستند. در اینجا می‌توان به کار پایه‌ای کمپبل و منکیو (۱۹۸۹)[1] اشاره کرد که دو نوع خانوار را در نظر گرفتند. نخست، خانوارهایی که بر اساس فرضیه درآمد دایمی عمل ننموده، بلکه کل درآمد جاری خود را مصرف می‌کنند. فرض می‌شود که نسبتی از درآمد قابل تصرف تخصیص داده شده به این خانوارها برابر λ باشد. دوم، خانوارهایی که بر اساس فرضیه درآمد دایمی عمل می‌نمایند و در حقیقت نسبتی از درآمد قابل تصرف که به این خانوارها تخصیص می‌یابد را برابر $1-\lambda$ در نظر گرفتند. تخمین‌های آنان انحراف کمی بزرگ و از نظر آماری معنادار راجع به پیش‌بینی‌های الگوی گام تصادفی ارایه می‌دهد و فرضیه صفر عدم اثرگذاری به شدت رد می‌شود و از آنجا که تخمین‌های λ بسیار کوچک‌تر از یک می‌باشند این نشان می‌دهد که فرضیه‌ی درآمد دایمی نیز از نظر درک رفتار مصرف اهمیت فراوانی دارد (تقوی، ۱۳۸۵ :۵۲۳).

نتایج تجربی مقالات مورد بررسی را می‌توان در دو گروه طبقه‌بندی نمود. برای مثال گروه اول شامل مقالات مربوط به آروباچ و هاست[2] (۱۹۹۱)، کارول و دان[3] (۱۹۹۷)، کارول، فوهرر و ویل کاکس[4] (۱۹۹۴)، هایاشی[5] (۱۹۸۲)، دلنگ و سامرز[6] (۱۹۸۶)، جاپلی و پگانو[7](۱۹۸۹)، کمپبل و منکیو[8] (۱۹۸۹و۱۹۹۰)، کاشینگ[9](۱۹۹۲) و گراهام[10] (۱۹۹۳) که تخمین‌های معناداری از λ را بین بین ۰/۳۳ تا ۰/۶۰ برآورد نموده‌اند. البته شایان ذکر است که هایاشی (۱۹۸۲) چندین اندازه از

[1] Campebell and Mankiw
[2] Auerbach and Hassett
[3] Carroll and Dunn
[4] Carroll, Fuhrer and Wilcox
[5] Hayashi
[6] DeLong and Summers
[7] Jappelli and Pagano
[8] Campbell and Mankiw
[9] Cush ing
[10] Graham

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف را در کارهای تجربی‌اش استفاده نموده و برای حالتی که جریان خدمات ناشی از کالاهای مصرفی بادوام را در مدل‌هایش وارد نمود، وی مقدار λ را بین ۰/۸۶۱ و ۰/۹۴۳ به دست آورد. هم‌چنین، گروه دوم مانند مقالات مربوط به هال و میشکین (۱۹۸۲)، هایاشی (۱۹۸۵)، بلیندر و دیتون[1] (۱۹۸۵)، اسچاور[2] (۱۹۹۳)، وبر[3] (۱۹۹۸و۱۹۹۹)، هاهم و استیجروال[4] (۱۹۹۹) که همگی همگی تخمین کوچکی را برای λ گزارش کرده‌اند که به طور میانگین محدوده موردنظر برای λ برابر۰/۱۱ و ۰/۲۳ بوده است (وبر، ۲۰۰۰: ۴۹۸).

تعداد دیگری از مقالات و پژوهش‌ها که ضمن توسعه مدل‌های قبلی، به محاسبه‌ی ضریب قاعده سرانگشتی در مصرف یا λ برای کشورهای مختلف پرداخته‌اند در ادامه مرور می‌شود.

فبیو آگوستو گومز و همکاران[5] (۲۰۰۹: ۲۹) در مقاله‌ای با آزمون قاعده سرانگشتی بر اساس معادله قیمت‌گذاری دارایی‌ها و روش جی- هانسن[6]، ضمن ورود شکل‌گیری عادات مصرفی و قاعده سرانگشتی در مدل مورد مطالعه، نتیجه گرفته‌اند که ضریب قاعده سرانگشتی برای داده‌های ایالات متحده بین ۰/۳۰ تا ۰/۵۶ می‌باشد.

آدام ملانچاک[7] (۲۰۱۰: ۱۶) در پژوهشی برای داده‌های نیوزلند، مقدار λ را با بهره‌گیری از روش کمپبل و منکیو بین ۰/۲۱ تا ۰/۵۷ درآورده است که با هفت مجموعه از متغیرهای ابزاری متنوع مانند $\Delta Y, \Delta G \Delta I,$ کار تجربی خود را انجام داده است.

مانوئل بیتن کورت و همکاران[8] (۲۰۱۲: ۲۳) در مقاله‌ای با بهره‌گیری از روش TSLS و متغیرهای ابزاری و داده‌های فصلی برای دوره ۱۹۸۷-۲۰۰۹، مقدار ضریب λ را برای کشور مالاوی بالای ۰/۹۲ به دست آورده‌اند.

[1] Blinder and Deaton
[2] Aschauer
[3] Weber
[4] Hahm and Steigerwald
[5] Fabio Augusto Reis Gomes et al.
[6] J-Hansen
[7] Adam Malanchak
[8] Manoel Bittencourt et al.

Archive of SID

www.SID.ir

۳. مبانی نظری مدل

در قسمت قبل ذکر شد که اغلب این محققان برای تخمین ضریب λ ، معادلات لگاریتمی خطی شبیه مدل (۱) را استفاده نموده‌اند؛ اما، یکی از مسایلی که در مورد تخمین چنین معادله‌هایی مطرح است این موضوع است که کسانی که با استفاده از وارد نمودن نرخ بهره واقعی در مجموعه متغیرهای مستقل(یعنی درX)، کشش جانشینی بین دوره‌ای را برآورد نموده‌اند، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای را مرتبط با هم درنظر گرفته و از یک ضریب برای تفسیر این دو استفاده نموده‌اند؛ که برای مثال در این رابطه، می‌توان به کار هال (۱۹۸۸) اشاره نمود. اما اگر ضریب ریسک‌گریزی خانوار نوعی برابر معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای نباشد، پس در این حالت، مدل‌های شبیه معادله‌ی (۱) دارای تصریح صحیح نمی‌باشند و نتایج تخمین λ بالقوه تورش دارند. برای اجتناب از این مساله، سعی می‌شود در این مقاله، مقدارλ مستقیماً از معادله اولر مصرف برای خانوار نوعی با درآمد- دایمی تخمین زده شود و از نسخه‌ی تعدیل شده از ترجیحات مطرح شده توسط اپستین و زین استفاده گردد به طوری که این امکان را بدهد که علاوه بر جداسازی ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای، هم‌چنین بتوان نسبت خانوارهایی که بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف رفتار می‌نمایند را محاسبه نمود.

به دنبال ادبیات مربوط به قاعده سرانگشتی در مصرف، فرض کنید که دو نوع خانوار وجود دارد: خانوارهای با درآمد دایمی که مسیرهای مصرف را برای حداکثرسازی تابع مطلوبیت دوره زندگی‌شان انتخاب می‌کنند، و خانوارهای با رفتار قاعده سرانگشتی که به طور ساده ۱۰۰٪ درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند. فرض کنیم که نسبتی از درآمد قابل تصرف کل تخصیص داده شده به خانوارهایی با رفتار قاعده سرانگشتی در مصرف، برابر λ باشد که فرض می‌شود مقداری ثابت است و $\lambda \in [0,1]$ می‌باشد. اگر مصرف برطبق درآمد- دایمی و مصرف براساس درآمد جاری را در دوره‌ی t به ترتیب با C_{pt} و C_{rt} نشان دهیم، بنابراین مصرف کل C_t به صورت زیر است:

$$C_t = C_{pt} + C_{rt} \qquad (۲)$$

درآمد قابل تصرف را با Y_t نشان می‌دهیم و مقداری از درآمد قابل تصرف که به خانوارهایی که براساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌کنند را با Y_{rt} نشان می‌دهیم و داریم $Y_{rt} = \lambda Y_t$ پس:

$$C_{rt} = Y_{rt} = \lambda Y_t \qquad (۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

به طوری که:

$$C_t = C_{pt} + \lambda Y_t \quad (۴)$$

برای مدل کردن رفتار خانوارهای با درآمد دایمی با استفاده از ترجیحات مطرح شده توسط اپستین و زین، فرض می‌کنیم که تابع مطلوبیت دوره‌ی زندگی چنین خانوارهایی شکل بازگشتی زیر داشته باشد (اپستین- زین،۱۹۹۱: ۲۶۶):

$$U_t = \{(1-\beta)C_{pt}^{\rho} + \beta(E_t U_{t+1}^{\alpha})^{\frac{\rho}{\alpha}}\}^{\frac{1}{\rho}} \quad (۵)$$

که β نرخ تنزیل ذهنی و α, ρ پارامترهای تابع مطلوبیت‌اند. اپستین و زین (۱۹۹۱)، خواص این تابع مطلوبیت را بررسی نموده و به طور ویژه ارتباط بین پارامترα و ریسک‌گریزی و پارامتر ρ و جانشینی بین دوره‌ای با جزییات کامل مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. برای هدف ما در این پژوهش، مهم این است که آنها نشان داده‌اند که معادله اولر دلالت شده به وسیله تابع مطلوبیت دوره زندگی (۵) عبارتست از:

$$E_t\left[\beta^{\gamma}\left(\frac{C_{pt+1}}{C_{pt}}\right)^{\gamma(\rho-1)} M_t^{\gamma-1} R_t\right] = 1 \quad (۶)$$

که E_t عملگر انتظارات مشروط به اطلاعات در دسترس در زمان t است و M_t نرخ واقعی خالص از بازدهی پرتفوی بازار بین دوره‌ی t و $t+1$ می‌باشد. R_t نرخ ناخالص واقعی بازدهی روی هر دارایی تکی است و$\gamma = {}^{\alpha}/_{\rho}$ می‌باشد.

همان طور که اپستین و زین (۱۹۹۱) نشان دادند برای $\alpha = \rho(\gamma = 1)$، یک پارامتر، هردوی ریسک گریزی و جانشینی بین دوره‌ای را دربرمی‌گیرد و معادله اولر (۶) به تابع مطلوبیت انتظاری با ریسک‌گریزی نسبی ثابت معمولی (CRRA) که توسط هانسن و سینگلتون (۱۹۸۲ و۱۹۸۳)[1] تخمین زده شده، تقلیل می‌یابد:

$$E_t\left[\beta\left(\frac{C_{pt+1}}{C_{pt}}\right)^{\alpha-1} R_t\right] = 1 \quad (۷)$$

[1] Hansen and Singleton

Archive of SID

www.SID.ir

برای محاسبه نسبت خانوارهایی که رفتار قاعده سرانگشتی در مصرف دارند، می‌توان با به کارگیری رابطه‌ی (۴) و جایگزینی C_{pt} و C_{pt+1} در (۶) رابطه‌ی زیر را به دست آورد:

$$E_t\left[\beta^{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}-\lambda Y_{t+1}}{C_t-\lambda Y_t}\right)^{\gamma(\rho-1)} M_t^{\gamma-1}R_t\right]=1 \qquad (۸)$$

برای مشاهده اشارات ضمنی معادله‌ی فوق برای کارهای تجربی بر اساس مدل‌های خطی- لگاریتمی[1] شبیه (۱)، می‌توان با توجه به رویکرد هانسن و سینگلتون (۱۹۸۳) فرض کنیم که $ln\left(\frac{C_{pt+1}}{C_{pt}}\right)$ و $\ln(R_t)$ دارای توزیع مشترک نرمال هستند، این دلالت می‌کند که با استفاده از مجموعه اطلاعات در زمان t داریم:

$$ln\left[\left(\frac{C_{pt+1}}{C_{pt}}\right)^{\alpha-1} R_t\right]\sim N(\mu,\sigma^2) \qquad (۹)$$

با جایگزینی (۴) در (۷) و لگاریتم‌گیری و استفاده از (۹) (می‌توان به طور ساده از (۸) تحت محدویت $\alpha=\rho(\gamma=1)$ لگاریتم گرفت) خواهیم داشت (وبر،۲۰۰۰: ۴۹۹):

$$\ln(\beta)+(\alpha-1)E_t\left[ln\left(\frac{C_{t+1}-\lambda Y_{t+1}}{C_t-\lambda Y_t}\right)\right]+E_t[\ln(R_t)]+\frac{\sigma^2}{2}=0 \qquad (۱۰)$$

نمی‌توان (۱۰) را بیش‌تر مرتب سازی نمود و هم‌چنین در حالت کلی عبارت $ln\left(\frac{C_{t+1}-\lambda Y_{t+1}}{C_t-\lambda Y_t}\right)$ برابر با $ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)-\lambda ln\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right)$ نمی‌باشد. این موضوع به طور تلویحی بیان می‌نماید که معادلات اولر لگاریتمی- خطی شبیه (۱) که در واقع ستون فقرات مطالعات رفتار قاعده سرانگشتی در مصرف را تشکیل می‌دهند، برای تخمین رفتار قاعده سرانگشتی در مصرف در داده‌ها مناسب نیستند. بنابراین، مناسب است که برای تخمین λ به طور مستقیم از روش گشتاورهای تعمیم یافته[2] (GMM) و معادله (۱۰) استفاده نماییم تا این که به طور بالقوه محدودیت‌های لگاریتمی- خطی نامناسب را روی مدل تخمینی تحمیل نماییم. بنابراین برای این منظور فرض می‌کنیم که$y_{t+1}=\frac{Y_{t+1}}{Y_t}$ و $c_t=$ $\frac{C_s}{Y_s}$برای $s=t$ و $t+1$، حال صورت و مخرج انتظارات در (۸) را بر $Y_t^{\gamma(\rho-1)}$ تقسیم می‌کنیم که در زمان t شناخته شده است، با جای‌گذاری y_{t+1} و c_s در تعریف، خواهیم داشت:

[1] log-Linear
[2] Generalized Moment Method

Archive of SID

www.SID.ir

$$E_t\left[\beta^{\gamma}\left(\frac{c_{t+1}y_{t+1}-\lambda y_{t+1}}{c_t-\lambda}\right)^{\gamma(\rho-1)}M_t^{\gamma-1}R_t\right]=1 \qquad (۱۱)$$

حال با استفاده از رابطه (۱۱) علاوه بر پارامترهای تابع مطلوبیت دوره‌ی زندگی ارایه شده توسط اپستین و زین، می‌توان برآوردی برای پارامترλ نیز، که نشان‌دهنده‌ی کسری از درآمد قابل تصرفی است که به خانوارهای با رفتار قاعده سرانگشتی در مصرف تخصیص داده می‌شود، به دست آورد که در بخش بعدی (بخش تجربی) نیز از معادله (۱۱) برای به دست آوردن λ استفاده می‌نماییم.

۴. بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

در این بخش برای آن که بتوانیم از معادله (۱۱) که در بخش مبانی نظری مدل به آن دست یافتیم استفاده نماییم، در ابتدا به تشریح چگونگی ایجاد پرتفوی بازار یا (M) می‌پردازیم زیرا یکی از مهم‌ترین متغیرهای به کار رفته در معادله‌ی (۱۱) می‌باشد. سپس، به بررسی مانایی متغیرهای مدل پرداخته و در نهایت با تخمین مدل موردنظر، ضمن برآورد پارامترهای ترجیحات، ضریب قاعده سرانگشتی در مصرف یا λ نیز برآورد می‌نماییم.

در قسمت قبل بیان نمودیم که به دنبال کارهای اپستین و زین (۱۹۸۹) و هم‌چنین کار وبر(۱۹۸۹)، می‌توان برای تخمین رفتار «قاعده سرانگشتی» یا تخمین λ به طور مستقیم از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ارایه شده توسط هانسن (۱۹۸۲) و معادله (۱۱) بهره گرفت. لازم به توضیح است که در این پژوهش، برای بازدهی پرتفوی بازار یا (M) دو سبد با نام‌های پرتفوی (۱) (portfo1) شامل(سپرده‌های مدت‌دار، سهام، طلا و مسکن) و پرتفوی (۲) (portfo2) شامل(سپرده‌های مدت‌دار، سهام، طلا ، مسکن و ارز) در نظر گرفته شده است. در این راستا، برای سود سپرده‌های بانکی از «حجم سپرده‌های مدت‌دار»، برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازاربورس»، در مورد بازده طلا از داده‌های مربوط به «هزینه خانوار برای لوازم زینتی- طلا»، برای بازده بخش مسکن از «سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن» و برای بازده نرخ ارز نیز از داده‌های مربوط به «دارایی‌های ارزی سیستم بانکی» استفاده شده است. لازم به توضیح است که کلیه‌ی داده‌ها از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران اخذ شده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

هم‌چنین برای بازدهی دارایی یا (R)، بازده سهام (stock) لحاظ شده است. شایان ذکر است که برای متغیر مصرف از مصرف کل بخش خصوصی (cons) استفاده شده است و برای کار تجربی و استفاده از معادله (۱۱) از برخی متغیرهای تبدیل یافته استفاده شده است که این متغیرها توابعی از درآمد ملی و مصرف می‌باشند که این متغیرها به صورت px=cons/income، pxc= cons (-1) / income (-1) و y=income/income (-1) تعریف شده‌اند. بنابراین می‌توان معادله‌ی (۱۱) را مطابق با متغیرهای به کاررفته در بخش تجربی پژوهش به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$E_{t-1}\left[\beta^{\gamma}\left(\frac{px_t y_t-\lambda y_t}{pxc_{t-1}-\lambda}\right)^{\gamma(\rho-1)} M_{t-1}^{\gamma-1}R_{t-1}\right]=1 \qquad (۱۲)$$

از آنجا که یکی از پیش شرط‌های استفاده از از روش گشتاورهای تعمیم یافته با متغیرهای ابزاری برای محاسبه و تخمین ضرایب مدل، شرط مانایی متغیرهای استفاده شده در مدل می‌باشد، بنابراین در ادامه وضعیت مانایی متغیرها را در جدول (۱) ارایه می‌نماییم.

جدول۱. بررسی مانایی متغیرهای مدل محاسبه ضریب قاعده سرانگشتی در مصرف یا λ

نام سری	وضعیت	آزمون ADF	آزمون P.P
px	با عرض از مبدأو روند	-۳/۲۹	-۴/۴۵
pxc	با عرض از مبدأو روند	-۳/۴۹	-۴/۴۶
y	با عرض از مبدأو روند	-۴/۱۷	-۴/۵۶
Stock	با عرض از مبدأ	-۷/۹۱	-۳/۸۷
portfo1	با عرض از مبدأ	-۳/۱۷	-۳/۰۸
portfo2	با عرض از مبدأ	-۲/۹۷	-۳

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

همان طور که ملاحظه می‌شود تمام متغیرهایی که برای تعیین ضریب λ (یا نسبت خانوارهایی که بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف رفتار می‌نمایند) استفاده شده‌اند، مانا می‌باشند.

[1] Mackinnon

Archive of SID

www.SID.ir

در ادامه نتایج مربوط به تخمین ضریب λ به همراه سایر پارامترها که با استفاده از معادله (۱۲) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته با متغیرهای ابزاری حاصل شده است را در جدول (۲) ارایه می‌نماییم.

جدول ۲. نتایج مربوط به محاسبه «ضریب مصرف بر اساس درآمد جاری یا λ» با استفاده از فرمول (۱۲) و روش گشتاورهای تعمیم یافته

پرتفو	β	γ	λ	$\gamma(\rho-1)$	ρ	α	J^*
portfo1	۰/۸۸(۰/۰۰)	−۱۱/۴(/۰۰۶)	۰/۲۵(۰/۰۰)	۱۲/۴۲(۰/۰۰۳)	−۰/۰۸	۰/۹۲	۷/۲۲
portfo2	۰/۸۹(۰/۰۰)	−۳/۷(/۰۰۵)	۰/۲۸(۰/۰۰۰۱)	۴/۵۱(۰/۰۱)	−۰/۲۱	۰/۷۸	۲/۴۷

منبع: یافته‌های تحقیق.

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

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفوی (۱) و بازده سهام»: در معادله حاوی بازده سهام، مقادیر اولیه برای ضرایب β ، γ ، λ و $\gamma(\rho-1)$ به ترتیب برابر ۲ ، ۴ ، ۰/۱ و ۲ می‌باشند و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از:

عرض ازمبدأ، px(-2,-3) ، y(-2,-4) ، pxc(-2) ، portfo1(-1,-3) ، stock (-1) و کرنل[1] معادله از نوع کوادرتیک[2] بوده و پهنای باند آندروز[3] انتخاب شده است. هم‌چنین، آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 19 * 0/38 = 7/22 < \chi^2_{r-l} = \chi^2_{9-4,\%5} = 11/071$$

از آنجا که طبق نظر اپستین و زین، ضریب ریسک‌گریزی نسبی برابر $1-\alpha$ و کشش جانشینی بین دوره‌ای نیز برابر $\frac{1}{1-\rho}$ می‌باشد بنابراین این دور مقدار به ترتیب برابر ۰/۰۸ و ۰/۹۳ می‌باشند.

توضیحات مربوط به معادله تخمینی حاوی «پرتفوی (۲) و بازده سهام»

مقادیر اولیه برای ضرایب β ، $\boldsymbol{\gamma}$ ، λ و $\gamma(\rho-1)$ مربوط به معادله حاوی بازده سهام به ترتیب برابر ۲، ۴، ۰/۱ و ۲ می‌باشند و متغیرهای ابزاری برای این معادله عبارتند از:

[1] Kernel
[2] Quadratic
[3] Andrews

Archive of SID

www.SID.ir

عرض ازمبدأ، px (-2,-3) ، y(-2,-4) ، portfo2 (-1,-4) ، stock (-1) و کرنل معادله از نوع بارتلت بوده و پهنای باند ثابت[1] و از نوع نیووست[2] انتخاب شده است. آماره خوبی برازش نیز اعتبار مدل را تایید می‌کند زیرا:

$$J^* = N * J = 19 * 0.13 = 2.47 < \chi^2_{r-l} = \chi^2_{8-4,\%5} = 9.488$$

ضریب ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای در این حالت به ترتیب برابر ۰/۲۲ و ۰/۸۳ می‌باشند.

۵. نتیجه‌گیری

نتایج نشان می‌دهد که مقدار «ضریب مصرف براساس درآمد جاری» بین ۲۵ درصد تا ۲۸ درصد می‌باشد که میانگین حسابی این دو عدد برابر ۲۶/۵٪ خواهد بود که نشان‌دهنده‌ی درصدی از خانوارهای ایرانی است که صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و اصطلاحا بر طبق قاعده‌ی سرانگشتی در مصرف رفتار می‌نمایند و بقیه‌ی خانوارها یعنی حدود ۷۳/۵٪ از خانوارها نیز، برنامه‌ی مصرفی خود را براساس درآمد دایمی‌شان تنظیم می‌نمایند و در واقع برنامه‌ریزی بین دوره‌ای برای مصرف خود دارند.

هم‌چنین، یافته‌های تحقیق گویای وجود ریسک‌گریزی معنادار اما پایین در بین خانوارها می‌باشد که مقدار آن بین ۰/۰۸ و ۰/۲۲ می‌باشد و کشش جانشینی بین دوره‌ای نیز بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۳ به دست آمده است که این مقادیر بیانگر آن است که افراد در کنار تنظیم برنامه‌ی مصرفی خود، در سایر بازارها چون بازار پولی و مالی و دارایی‌هایی نظیر سهام، طلا ، مسکن و ارز و .... نیز مشارکت می‌نمایند و حاکی از این موضوع است که چنانچه شرایط مناسب در بازارها برقرار باشد افراد متمایلند که بخشی از مصرف خود را برای دوره‌های بعد انتقال دهند و در دارایی‌های نامبرده سرمایه‌گذاری کنند.

[1] Fixed

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

- رومر، دیوید (۱۳۸۵). اقتصاد کلان پیشرفته. ترجمه: مهدی تقوی، تهران، انتشارات واحد علوم و تحقیقات، تهران.
- Campbell, J.Y., & Mankiw, G.N. (1989). Consumption, income, and interest eates: Reinterpreting the time series evidence. NBER, Macroeconomics Annual, 4: 185-216.
- Epstein, L. G., & Zin, S. E (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. *Journal of Political Economic*, 99(2): 263-286.
- Fabio Augusto Reis Gomes, Joao Victor Issler. (2009). Testing the optimal of aggregate consumption decisions: Is there Rule-of-Thumb Behavior? Econometric society meeting of Vienna and Mexico city, 1-42.
- Hall, R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. *Journal of Political Economy*, 96(2): 339-357.
- Hall, R. E., & Mishkin, F. (1982).The sensitivity of consumption to transitory income. *Econometrica*, 50(2): 461-481.
- Hansen, L.P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4): 1029-1054.
- Kreps, D.M., & Porteus, E.I (1979a). Temporal von neumann-morgenstern and induced preferences. *Journal of Economic Theory*, 20(1): 81-109.
- Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, 50(5): 1269-1286.
- Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1983). Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Jouranal of Political Economy*, 91(1): 249-265.
- Manoel Bittencourt, et al.(2012). Financial reforms and consumption behavior in Malawi. University of Pretoria department of economics working paper series, 10: 1-30.
- Malanchak, A. (2010). An investigation into rule of thumb behavior in New Zealand. , Victoria University of Wellington.
- Selden, L. (1978). A new representation of preferences over 'certain×uncertain consumption Paris: The ordinary certainty equivalent hypothesis. *Econometrica*, 46(1): 1045-1060.
- Weber, E. C. (2000). Rule-of-Thumb, consumption, intertemporal substitution, and risk aversion. *Journal of Business & Statistics*, 18(4): 497- 502.
- Weil, P. (1990). Nonexpected utility in macroeconomics.*The Quarterly Journal of Economics*, 105(1): 29-42.

Archive of SID

www.SID.ir