Archive of SID

فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال سیزدهم، شماره ۱ «پیاپی ٤٥» بهار ۱۳۹۸، صفحه‌های ۱۸۲-۱۵۹)

جداسازی و محاسبه ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای (رویکرد ترجیحات بازگشتی و برنامه‌ریزی پویا)

رضا روشن*

تاریخ دریافت: ۹٦/۰۷/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۷/۱۲/۱۵

چکیده

هدف این مقاله جداسازی و محاسبه ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای با استفاده از ترکیب ترجیحات بازگشتی و قید بودجه مصرف‌کننده است. بدین منظور، ابتدا پرتفوی دارایی‌های خانوارهای ایرانی تشکیل شد و سپس، به کمک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و تابع مطلوبیت، معادلات اولر طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج برآورد مدل‌های مختلف نشان داد رابطه دوسویه معکوس بین دو پارامتر یاد شده وجود ندارد و خانوارهای ایرانی، تمایل به تثبیت و هموارسازی مصرف در شرایط و زمان‌های مختلف دارند. بر اساس نتایج، پیشنهاد می‌شود توسعه و شفاف‌سازی بیشتر بازارهای مالی در دستور کار برنامه‌ریزان قرار گیرد تا سرمایه‌های خرد خانوارها از طریق چنین بازارهایی به سمت بازسازی زیرساخت‌های کشور هدایت شود.

طبقه‌بندی JEL: G12, E24, E21.

واژگان کلیدی: ترجیحات بازگشتی، ریسک‌گریزی نسبی، کشش جانشینی بین دوره‌ای، بازدهی دارایی‌های سرمایه‌ای، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM).

*استادیار اقتصاد دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: re.roshan@pgu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

«کشش جانشینی بین دوره‌ای» (EIS)[1] و «ضریب ریسک‌گریزی نسبی» (RRA)[2] دو پارامتر رفتاری مهم در اقتصاد کلان و اقتصاد مالی محسوب می‌شوند. مقدار کشش جانشینی بین دوره‌ای (EIS) «تصمیم‌های مصرف- پس‌انداز[3]» را تعیین می‌کند؛ زیرا حساسیت تغییرات در نرخ رشد مصرف انتظاری[4] را در پاسخ به تغییرات در بازده انتظاری[5] پرتفوی سهام‌داران اندازه‌گیری می‌کند و در واقع، موثر بودن سیاست‌های پولی و مالی به اندازه این کشش بستگی دارد.

مطالعات تجربی برای تخمین (EIS) بر پایه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با پژوهش‌های لوکاس رابرت[6](۱۹۷۸) و بریدن[7](۱۹۷۹) شروع شد. در مطالعات لوکاس و بریدن که در آنها یک کارگزار نوعی[8] و رشد مصرف سرانه در تابع مطلوبیت در نظر گرفته می‌شد، مقادیر برآورد شده برای (EIS) عموما نزدیک به صفر به دست می‌آمد که در تحقیق هال[9] (۱۹۸۸) نیز نتایج مطالعات لوکاس و بریدن مورد تایید قرار گرفت.[10] پس از دهه ۸۰ میلادی، که محققان نرخ‌های متفاوت و غیرمتجانس رشد مصرف را برای خانوارها در نظر گرفتند، مقدار (EIS) به طور معناداری بزرگ‌تر از صفر به دست آمد.[11]

در هر دو دسته از مطالعات یاد شده، از شاخص‌های مالی نظیر شاخص وزن سرمایه بازار (S & P)[12] و شاخص بورس اوراق بهادار نیویورک (NYSE)[13] و پرتفوی فاما و فرنچ[14] به عنوان تقریب[15] برای پرتفوی خانوارها استفاده شده است.

---

[1] Elasticity Of Inter Temporal Substitution
[2] Relative Risk Aversion Coefficient
[3] Saving-Consumption Decisions
[4] Expected Expenditure
[5] Expected Returns
[6] Lucas Robert
[7] Breeden
[8] Representative
[9] Hall, R.

[10] گفتنی است؛ هال در مقاله خود از روش انتظارات عقلایی استفاده نموده است.

[11] در این زمینه می‌توان به مطالعات آتاناشیو و بوینگ (۱۹۹۵) و ویسینگ- جورگسون (۲۰۰۲) اشاره کرد.

[12] Standard and Poor
[13] New York Stock Exchange
[14] Fama and French
[15] Proxy

www.SID.ir

Archive of SID

در مطالعات دهه هفتاد میلادی، برای تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف (C-CAPM)[۱]، عموما محققان از «تابع مطلوبیت توانی»[۲] که در آن‌ها، (RRA) و (EIS) ارتباطی دو سویه و معکوس[۳] داشتند، بهره می‌گرفتند.

با توجه به ناکارآمدی این نوع ترجیحات برای تبیین الگوی مصرفی کارگزاران و عامل اقتصادی در مدل‌های مختلف و عدم انطباق نتایج مدل‌ها با واقعیات تجربی و پدید آمدن معماهایی در مساله بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کننده مانند «معمای صرف سهام»[٤]، نوع جدیدی از ترجیحات توسط کرپس و پورتز[٥] (۱۹۷۸) و اپستین و زین[٦] (۱۹۹۱ و ۱۹۸۹) ارایه شد که مبتنی بر استفاده از ترجیحات بازگشتی بود. توابع مطلوبیت بازگشتی در مقایسه با سایر توابع مطلوبیت می‌توانند ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار و کشش جانشینی بین دوره‌ای را از یکدیگر جدا کنند؛ به طوری که رابطه مستقیم محدودیت‌ساز دوسویه بین آن‌ها برقرار نباشد.

بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند ورود ترجیحات بازگشتی در مساله بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کننده در انتخاب بین مصرف و دارایی‌ها می‌تواند به حل معماهای ایجاد شده کمک نماید و نتایج مدل‌های جدید با واقعیت رفتار تجربی عاملان اقتصادی هماهنگ باشد؛ در این زمینه می‌توان به مطالعات کرپس و پورتز (۱۹۷۸)، اپستین و زین (۱۹۹۱ و ۱۹۸۹) و ویل[۷] (۱۹۸۹) اشاره کرد.

هدف اصلی این مقاله یافتن نوعی ترجیحات بازگشتی در مدل‌های دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف (C-CAPM) است؛ به طوری که بتوان از محدودیت معکوس بودن ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای (که معمولا در این گونه مدل‌ها وجود دارد) رهایی یافته و در بستر چنین ترجیحاتی به بررسی رفتار مصرفی خانوارهای ایرانی

---

[1] Consumption-based Capital Asset Pricing Model (C-CAPM)
[2] Power Utility Function
[3] Reciprocal
[٤] معمای صرف سهام که توسط مهرآ (Mehra) و پرسکات (Prescot)(۱۹۸۵) مطرح شد؛ بیان می‌کرد میانگین بازده سهام بیش‌تر از میانگین بازده دارایی بدون ریسک است؛ ولی با وجود این، اقبال عمومی برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام نسبت به اوراق قرضه بالا نیست.
[5] Kreps, D. & Porteus, E.
[6] Epstein & Zin.
[7] Weil, Ph.

www.SID.ir

Archive of SID

پرداخته و میزان حساس بودن خانوارهای ایرانی برای جانشین‌سازی مصرف و دارایی‌های مختلف را در طول زمان به دست آورد.

برای دست‌یابی به این هدف، مقاله می‌کوشد ضمن معرفی ترجیحات بازگشتی، چگونگی استخراج معادلات اولر[1] را جهت بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کنندگان از معادله تصریح شده بلمن[2] (۱۹۵۷) تبیین نماید و نشان دهد در این نوع ترجیحات، الزامی به در نظر گرفتن ارتباط یک به یک و معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای و ضریب ریسک‌گریزی نسبی معکوس نیست. سپس، با استفاده از داده‌های رشد مصرف خانوارها و بازده انواع دارایی‌ها در طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷، بازده پرتفوی کل ثروت خانوارها را با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[3] برآورد نماید.

بدین منظور، ساختار مقاله بدین شکل سازمان‌دهی شده است: در ادامه، پس از مقدمه، ادبیات پژوهش در قالب به کارگیری ترجیحات بازگشتی و تکنیک تابع بلمن[4]، برای جداسازی جداسازی پارامترهای تابع مطلوبیت به کمک معادلات اولر و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و پیشینه پژوهش در این زمینه مرور خواهد شد. بخش سوم به روش تحقیق و تصریح مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش عرضه می‌شود. در نهایت، در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارایه می شود.

۲. مروری بر ادبیات

ارتباط بین قیمت دارایی‌ها، مصرف و تصمیم‌های مربوط به سرمایه‌گذاری معمولا در ادبیات اقتصادی و مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مدل‌های ساده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) یا (C-CAPM)، قیمت دارایی‌ها با توجه به فرایند انتخاب پرتفوی کارگزاران اقتصادی تعیین می‌شود. در این مدل‌ها فرض می‌شود که کارگزاران اقتصادی همه ثروت یا دارایی خود را بعد از یک دوره مصرف می‌کنند و به صورت بین دوره‌ای عمل نمی‌نمایند. این فرض باعث می‌شود تصمیمات مربوط به مصرف بین دوره‌ای و انتخاب بین

[1] Euler Equations
[2] Bellman
[3] Generalized Method of Moments
[4] Bellman Function Technique

www.SID.ir

Archive of SID

پرتفوی و مصرف در نظر گرفته نشود؛ این نقص توسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر پایه مصرف بین دوره‌ای (C-CAPM) رفع شده است (تیمی[1]، ۲۰۱۷).

اما، مطلوبیت توانی جدایی‌پذیر زمانی استاندارد ($U(C_t)=\frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$) که در آن، γ، ریسک‌گریزی نسبی است) که در این نوع مدل‌ها به کار می‌رفت، فرض‌های محدودکننده‌ای در زمینه ارتباط بین بازده دارایی‌ها و مصرف در این مدل‌ها تحمیل می‌کرده است. یکی از این محدودیت‌ها، معکوس بودن ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای است. اقتصاددانان برای رفع این نقص، از تابع مطلوبیت برگشتی یا ترجیحات بازگشتی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده کرده‌اند (اپستین و زین، ۱۹۹۱).

در ادامه به برخی از اهم مطالعات خارجی و داخلی در زمینه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف که در آنها با به کارگیری ترجیحات مختلف در توابع مطلوبیت، ضریب ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره ای محاسبه شده، اشاره می‌گردد.

ویل[2] (۱۹۸۹) در مطالعه خود، ترجیحات مطلوبیت غیرانتظاری کرپس- پورتز را برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها به کار برد که در آن، کشش جانشینی بین دوره‌ای با ضریب ریسک‌گریزی نسبی مرتبط نبوده‌اند. وی با در نظر گرفتن مقادیر مختلف برای نرخ تنزیل و کشش جانشینی بین دوره‌ای، نشان داد هرچند رهایی از این فرض محدودکننده تا حدودی به حل معمای صرف سهام در تحقیق مهرآ و پرسکات[3](۱۹۸۵) کمک می‌کند؛ اما معکوس بودن این دو شاخص، تنها یکی از علل ایجاد این معما می‌باشد.

اپستین و زین (۱۹۹۱) در مقاله‌ای محدودیت‌های رفتار سری‌های زمانی مصرف و بازدهی دارایی‌ها را با استفاده از مساله انتخاب پرتفوی- مصرف و ترجیحات بین دوره‌ای بررسی کرده‌اند. آنان مدل‌های سنتی را که در آن‌ها ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای ارتباط دوطرفه داشتند، توسعه داده و به این نتیجه رسیده‌اند که کارآیی مدل‌های

[1] Thimme
[2] Weil
[3] Mehra & Prescott

www.SID.ir

Archive of SID

مطلوبیت غیرانتظاری و آزمون‌های فرضیه مطلوبیت انتظاری به نوع کالاهای مصرفی و انتخاب متغیرهای ابزاری بستگی دارد.

اکسیوسانگ، لی لی و مینگ[1] (۲۰۰٦) با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی، پارامترهای تابع مطلوبیت شامل ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای و عامل تنزیل ذهنی را برای بازار دارایی‌های شانگهای و شنزن تخمین زده‌اند. نتایج نشان داد اندازه شاخص‌های رفتاری یاد شده، متفاوت بوده؛ ولی معکوس یکدیگر نیستند.

لودویگسون[2] (۲۰۱۳) در پژوهش خود به ارزیابی و آزمون توابع و مدل‌های مختلف (C-CAPM) پرداخته است و در آن، از تابع مطلوبیت توانی و ترجیحات بازگشتی استفاده نموده است و تحقیقات تجربی مختلفی که در خصوص تخمین ضرایب ریسک‌گریزی و کشش جانشینی بین دوره‌ای انجام گرفته را مرور کرده و روش‌های این پژوهش‌ها را ارزیابی نموده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد به کارگیری ترجیحات بازگشتی در تابع مطلوبیت و جداسازی ضرایب ریسک‌گریزی و کشش جانشینی بین دوره‌ای، نسبت به بکارگیری تابع مطلوبیت توانی (که در آن دو ضریب یاد شده معکوس هم می‌باشند)، عملکرد بهتری را در زمینه معمای صرف سهام از خود نشان می‌دهد.

جیونگ و پارک [3] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها و تابع مطلوبیت بازگشتی چند دوره‌ای به تخمین ریسک‌گریزی نسبی پرداخته‌اند. آنان از داده‌های مربوط به شاخص (S & P500) برای بازدهی بازار استفاده کرده‌اند که مقادیر ۱/۵ تا ۵/۵ را برای حالات مختلف به دست آورده‌اند. یافته‌های این پژوهش، کشش جانشینی بین دوره‌ای بزرگ‌تر از یک را نشان می‌دهد.

تیمه[4] (۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی مقادیر به دست آمده برای کشش جانشینی بین دوره‌ای در حالات مختلف از جمله استفاده از توابع مطلوبیت توانی با ریسک‌گریزی ثابت نسبی، ترجیحات بازگشتی، تابع مطلوبیت با عادات مصرفی و همچنین استفاده از داده‌های خرد، داده‌های سری زمانی و داده‌های پانلی پرداخته است و نتیجه گرفته است که به سختی

[1] Xu-song X. & Li-li, M. & Ming, W.
[2] Ludvigson
[3] Jeong H, D. & Park Y, J.
[4] Thimme, J.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌توان عدد مشخصی برای اندازه شاخص کشش جانشینی تعیین کرد و بسته به نوع ترجیحات، نوع داده‌ها و نوع کالاها، برای این شاخص اعداد متفاوتی حاصل می‌شود که در برخی موارد، نتایج از مقادیر ارایه شده توسط هال (۱۹۸۸)، که مقادیر آن را نزدیک به صفر تخمین زده بود، انحراف دارد؛ ولی، در نهایت، با توجه به نتایج مختلف به دست آمده برای کشش جانشینی بین دوره‌ای، عدد ۱/۵ را به عنوان عدد منطقی برای این شاخص بیان نموده است.

روشن، پهلوانی و شهیکی تاش (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی قاعده سرانگشتی مصرف در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان بیانگر وجود ریسک‌گریزی معنادار اما پایین در بین خانوارها می‌باشد که مقدار آن بین ۰/۸۰ تا ۰/۲٤ می‌باشد.

محمدزاده، شهیکی تاش و روشن (۱۳۹٤) در مقاله‌ای به مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (C-CAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (CCAPM-H)[1] در توضیح بازده سهام در ایران پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان داد ریسک‌گریزی در مدل توسعه‌یافته نسبتا بالاست. در این مطالعه برای تخمین ضریب ریسک‌گریزی نسبی صرفا از تابع مطلوبیت توانی استفاده شده است.

باقرزاده و سالم (۱۳۹٤) در مطالعه خود به آزمون قیمت‌گذاری بین دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای برای بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن همبستگی‌های شرطی و بتاهای متغیر در طول زمان به صورت سیستمی پرداخته‌اند. در این مطالعه، مجموعه‌ای از متغیرهای پورتفوی‌های مالی طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۱ استفاده شده است. یافته‌های مطالعه، مقدار ضرایب ریسک‌گریزی را در مدل قیمت‌گذاری بین دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای بین ۰/۰۱۳ و ۰/۲۸ نشان می‌دهد.

عرفانی و صفری (۱۳۹۵) در مطالعه خود به مدل‌سازی معمای صرف سهام در چارچوب مدل قیمت‌گذاری بر اساس مصرف با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد صرف سهام و ریسک‌گریزی مخالف با رژیم‌های اقتصاد حرکت می‌کند؛ به

[1] Housing- Consumption-based Capital Asset Pricing Model (H-CCAPM)

www.SID.ir

Archive of SID

طوری که اخبار مصرف باعث افزایش ریسک‌گریزی نسبی می‌شود. از طرف دیگر، اخبار مصرف در رژیم رونق اقتصاد، ریسک‌گریزی را کاهش می‌دهد.

بهرامی، پهلوانی، روشن و راسخی (۱۳۹٦) در پژوهش خود به بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها در چهارچوب یک مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف پرداخته‌اند. آنان کالای مصرفی وارداتی را در تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین بررسی کرده‌اند. تخمین پارامترهای معادلات اولر در این پژوهش، حاکی از ریسک‌گریزی و شکیبا بودن[۱] عوامل اقتصادی، کشش جانشینی پایین بین کالاهای مصرفی داخلی و کالای مصرفی وارداتی و کشش جانشینی بین دوره‌ای بالاست.

۳. روش تحقیق و تصریح مدل

در این بخش، با استفاده از مطالعات کرپس- پورتز (۱۹۸۷)، اپستین- زین (۱۹۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹) و با لحاظ ترجیحات بازگشتی و استفاده از تکنیک تابع بلمن (۱۹۵۷)، به حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان در انتخاب بین دارایی‌ها و مصرف پرداخته می‌شود و نحوه جداسازی ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای در این مدل‌ها تبیین می‌شود. همچنین، ضمن مرور روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، کاربرد این روش برای حل سیستم معادلات اولر استخراج شده، تشریح می‌شود.

۳-۱. جداسازی ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای

فرض کنید در یک اقتصاد، عاملان اقتصادی سعی می‌کنند با برنامه‌ریزی در طول زمان‌های مختلف و با تنظیم مصرف و میزان دارایی‌های خود (که می‌توانند از پس‌انداز کردن آن‌ها سود کسب کنند) و محدودیت بودجه‌ای که با آن روبرو هستند، حداکثر مطلوبیت را به دست آورند. حال، با استفاده از ترجیحات بازگشتی، تابع مطلوبیت به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$U_t = \left\{(1-\delta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta(E_t\left[U_{t+1}^{1-\gamma}\right])^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \qquad (۱)$$

[۱] منظور این است که مصرف‌کنندگان با پس‌انداز کردن، از بخشی از مصرف زمان حال، صرفنظر کرده و مصرف را به تعویق انداخته و در این مورد از خود شکیبایی و صبوری به خرج می‌دهند.

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن، C_t مصرف، δ نرخ تنزیل ذهنی، γ ریسک‌گریزی نسبی و $\theta = \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\psi}}$ که ψ کشش جانشینی بین دوره‌ای و E_t نیز عملگر انتظار عقلایی است. محدودیت بودجه نیز به صورت زیر خواهد بود:

$$W_{t+1} = \mathrm{R}_{t+1}(\mathrm{W}_t - \mathrm{C}_t) \qquad \forall t \tag{۲}$$

که W ثروت کل و R_t بازدهی بر ثروت می‌باشد؛ به طوری که:

$$\mathrm{R}_{t+1} = (1 + \sum_{i=1}^{N} w_{it})R^f + \sum_{i=1}^{N} w_{it}\mathrm{R}_{it+1} = R^f + \sum_{i=1}^{N} w_{it}(\mathrm{R}_{it+1} - R^f) \tag{۳}$$

که w_i سهم ثروت سرمایه‌گذاری شده در i امین دارایی ریسکی و R^f نرخ بدون ریسک می‌باشد. حال، اگر شرایط مرتبه اول را برای w_{it} به دست آوریم و از معادل $\emptyset_t$ (که در پیوست (۵) آمده است) استفاده کنیم، خواهیم داشت:

$$E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{\mathrm{W}_{t+1}})^{1-\gamma-\theta}(\frac{\mathrm{W}_t}{C_t} - 1)^{1-\gamma-\theta}\mathrm{R}_{t+1}^{-\gamma}(\mathrm{R}_{it+1} - R^f)\right] = 0 \tag{٤}$$

یا

$$E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{C_t}R_{t+1}^{-1})^{1-\gamma-\theta}\mathrm{R}_{t+1}^{-\gamma}(\mathrm{R}_{it+1} - R^f)\right] = 0 \tag{۵}$$

که معادل است با:

$$E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\frac{-\theta}{\psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta-1}(\mathrm{R}_{it+1} - R^f)\right] = 0 \tag{٦}$$

در نتیجه:

$$E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\frac{-\theta}{\psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta-1}\mathrm{R}_{it+1})\right] = E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\frac{-\theta}{\psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta-1}\right]R^f \qquad \forall t, i \tag{۷}$$

همچنین از معادله اولر (پیوست (۷)) و تعریف بازدهی بر ثروت (۳) داریم:

$$1 = E_t\left\{\delta^\theta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\frac{\theta}{\psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta-1}(R^f + \sum_{i=1}^{N} w_{it}(\mathrm{R}_{it+1} - R^f))\right\} \quad \forall t \tag{۸}$$

با استفاده از (۸)، برای هر دارایی بدون ریسک (R^f)، حالت تعادلی زیر را خواهیم داشت:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\frac{1}{R^f} = E_t\left[\delta^\theta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta-1}\right] \quad \forall t \tag{۹}$$

اگر دو طرف (پیوست (٤)) را در δ^θ ضرب کنیم و R^f را حذف نماییم؛ آن‌گاه معادله اولر برای هر دارایی ریسکی i به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$E_t\left[\delta^\theta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta-1}\mathrm{R}_{\mathrm{it+1}}\right] = 1 \rightarrow \tag{۱۰}$$

یا،

$$E_t\left[\delta^\theta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\Psi}}\right]^\theta\left(\frac{1}{R_{\mathrm{t+1}}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R}_{\mathrm{it+1}}\right] = 1 \quad \forall t, i \tag{۱۱}$$

در واقع، در معادله اولر (۱۰) یا (۱۱) که مبتنی بر ترجیحات بازگشتی اپستین و زین حاصل شده و معادله محوری این مقاله می‌باشد؛ برخلاف معادله اولر مبتنی بر تابع مطلوبیت توانی که در آن ضریب ریسک‌گریزی نسبی و ضریب کشش جانشینی بین دوره‌ای به هم مرتبط و معکوس یکدیگرند، امکان جداسازی ضریب ریسک‌گریزی نسبی و ضریب کشش جانشینی بین دوره‌ای فراهم شده است که مقادیر عددی آنها نیز در بخش تجربی پژوهش، برای الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی محاسبه خواهد شد.

۳-۲. روش تخمین ضرایب مدل

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) اولین‌بار توسط هانسن[1] (۱۹۸۲) ارائه شد. سپس، هانسن در ادامه مطالعات خود با همکاری سینگلتون (۱۹۸۲)، این روش را برای تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس مصرف به کار گرفت.

در مطالعه هانسن و سینگلتون، پژوهش‌گران از یک تابع مطلوبیت توانی برای حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان بهره برده بودند که در آن، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای به هم وابسته و معکوس یکدیگر بودند؛ اما، در این مقاله برای جداسازی ضرایب یاد شده، فرض می‌شود که ترجیحات مصرف‌کنندگان از یک تابع بازگشتی

[1] Hansen, L. P.

www.SID.ir

Archive of SID

که توسط اپستین و زین معرفی شده است، پیروی می‌نماید. در بخش‌های پیشین، معادله اولر برای هر دارایی ریسکی i استخراج گردید که به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$E_t\left[\beta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\psi}}\right]^{\theta}\left(\frac{1}{R_{t+1}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R_{it+1}}\right]=1 \qquad (۱۲)$$

یا

$$E_t\left[1-\beta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\psi}}\right]^{\theta}\left(\frac{1}{R_{t+1}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R_{it+1}}\right]=0 \quad \forall t,i \qquad (۱۳)$$

که پارامتر β عامل تنزیل ذهنی می‌باشد. در این مدل، سه پارامتر θ، β و ψ باید تخمین زده شود؛ بنابراین، بردار ضرایب معادله عبارت است از: $\theta=(\beta,\theta,\psi)'$.

اگر z_t اطلاعات موجود عاملان اقتصادی را نشان دهد، می‌توان رابطه (۱۳) را به صورت زیر نوشت:

$$E_t\left\{\left[1-\beta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\psi}}\right]^{\theta}\left(\frac{1}{R_{t+1}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R_{it+1}}\right]\mid z_t\right\}=0 \quad i=1,2,\ldots,N \qquad (۱۴)$$

اگر تعداد متغیرهای ابزاری z_t در دسترس در زمان t به صورت یک بردار $\mathrm{q}\times 1$ و تعداد متغیرهای قابل مشاهده x_{t+1} برابر با $\mathrm{m}\times 1$ باشد، شروط گشتاوری در این مدل قیمت‌گذاری می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$\underbrace{f(\Theta;x_{t+1};z_t)}_{mq\times 1}=\underbrace{h(\Theta;x_{t+1})}_{m\times 1}\otimes\underbrace{z_t}_{q\times 1}$$

$$=\begin{bmatrix}\left[1-\beta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\psi}}\right]^{\theta}\left(\frac{1}{R_{t+1}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R_{1t+1}}\right]|z_t\\ \left[1-\beta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\psi}}\right]^{\theta}\left(\frac{1}{R_{t+1}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R_{2t+1}}\right]|z_t\\ \vdots\\ \left[1-\beta\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\psi}}\right]^{\theta}\left(\frac{1}{R_{t+1}}\right)^{1-\theta}\mathrm{R_{Nt+1}}\right]|z_t\end{bmatrix}=u_{t+1} \qquad (۱۵)$$

که u_{t+1} نشان‌دهنده جزء خطا می‌باشد که انحراف از شرایط تعادل را نشان می‌دهد. با توجه به تعاریف یاد شده، می‌توان شرط مرتبه اول را به صورت $E_t\{h(\Theta;x_{t+1})\}=0$

www.SID.ir

Archive of SID

نوشت که در آن، $x_{t+1} = (\frac{C_{t+1}}{C_t}, \frac{1}{R_{t+1}}, \mathrm{R_{Nt+1}})$ می‌باشد. حال، مجموعه‌ای از شروط گشتاوری را می‌توان بر پایه توابع گشتاوری زیر بنیان نمود:

$$E[f(\Theta_0; x_{t+1}; z_t)] = 0 \qquad (١٦)$$

که

$$f(\Theta_0; x_{t+1}; z_t) = h(\Theta_0; x_{t+1}) \otimes z_t$$

هدف نهایی از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) این است که محدودیت‌های گشتاوری مطلوب را با داده‌های نمونه انطباق دهد. روش تخمین (GMM) برای برآورد پارامترهای مدل، با استفاده از حداقل‌سازی تابع معیار J_Θ که در (۱۷) آمده است؛ شروط گشتاوری نمونه‌ای متناظر با شروط گشتاوری جامعه ارایه شده در (١٦) را به گونه‌ای تنظیم می‌نماید که نزدیک به صفر شوند.

$$\min_\Theta J_\Theta = \underbrace{\mathrm{g(X,\Theta)'}}_{1\times mq} \underbrace{\Omega_\mathrm{T}^{-1}}_{\mathrm{mq}\times mq} \underbrace{\mathrm{g(X,\Theta)}}_{\mathrm{mq}\times 1} \qquad (١٧)$$

که $\mathrm{g(X,\Theta)} = \frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{\mathrm{t=1}}^{\mathrm{T}} f(\Theta; x_{t+1}; z_t)$، و Ω_T ماتریس وزنی است. با توجه به (۱۷) شرط مرتبه اول حداقل‌سازی عبارت است از:

$$[\frac{\partial \mathrm{g(X,\Theta)'}}{\partial \Theta}\Omega_\mathrm{T}^{-1}]\,\mathrm{g(X,\Theta)} = 0$$

به عبارت دیگر، اگر تخمین‌زننده (GMM) در رابطه (۱۷) صدق کند؛ آن‌گاه جواب مورد نظر به صورت زیر می‌باشد:

$$\Theta_{\mathrm{GMM}} = \mathrm{argmin}_{\theta_0}[g(\mathrm{X},\Theta_0)'\Omega_\mathrm{T}^{-1} g(\mathrm{X},\Theta_0)] \qquad (١٨)$$

کوواریانس‌های مجانبی تخمین‌های (GMM) به انتخاب ماتریس وزنی Ω_T وابسته‌اند. کارآترین شکل ماتریس[1] انتخابی به صورت زیر می‌باشد:

$$\Omega_T = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{s=1}^{T} E[g_t(X,\Theta_0) g_s(X,\Theta_0)'] \qquad (١٩)$$

در واقع، ماتریس کواریانس مجانبی برای تخمین‌زن Θ به وسیله $\Lambda = (\mathrm{D'}\Omega_\mathrm{T}^{-1}\mathrm{D})^{-1}$ ارائه می‌شود؛ به طوری که:

[1] The Most Efficient Matrix

www.SID.ir

Archive of SID

$$D = E[\frac{\partial h}{\partial \Theta}(x_{t+1}, \Theta) \otimes Z_t]$$

که Z برداری از متغیرهای ابزاری می‌باشد. هانسن (۱۹۸۲) با در نظر گرفتن شروط مشخصی[۱] نشان داد که ماتریس Ω_T^{-1} تقریبا به یک ماتریس غیرمنفرد همگراست و تخمین زننده (GMM) سازگار بوده و حد واریانس آن با افزایش حجم نمونه به سمت صفر میل می‌نماید و بر طبق قضیه حد مرکزی[۲]، Θ_{GMM} به یک بردار تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس کواریانس Λ_{GMM} همگرا می‌شود:

$$\sqrt{T}(\Theta_{GMM} - \Theta) \xrightarrow{d} N(0, \Lambda_{GMM})$$

برای این که مدل، مشخص و قابل تخمین باشد، تعداد شروط گشتاوری $r = m \times q$ باید حداقل برابر k (تعداد پارامترهای ناشناخته مدل) باشد (در واقع، شرط مرتبه اول، k ترکیب خطی از r شرط گشتاوری را برابر صفر قرار می‌دهد و متعاقبا، r-k شرط گشتاوری مستقل باقی می‌ماند که در تخمین، صفر نیستند). بر این اساس، اگر محدویت‌های اعمال شده بر مدل صحیح باشد، باید مقادیر این شروط گشتاوری نیز نزدیک صفر باشد؛ به عبارت دیگر، باید $T^{-1}\sum_{t=1}^{T} g(\Theta_{GMM}, x_{t+\tau}) \approx 0$ باشد.

هانسن (۱۹۸۲) یک آماره آزمونی به نام «آزمون J» برای آزمون محدودیت‌های بیش از حد معین[۳] را ارایه داد. تحت فرضیه صفر تصریح صحیح مدل، $E[f(\Theta_{GMM}, x_{t+\tau}, z_t] = 0$، آماره آزمون به صورت $J_T = TJ(\Theta_{GMM})$ می‌باشد که وی نشان داد توزیع مجانی آن کای- دو $\chi^2(r-k)$ می‌باشد.

۳-۳. معرفی متغیرهای پژوهش، نحوه ایجاد سبد دارایی‌ها (پرتفوی) و محاسبه بازده کل ثروت

یکی از متغیرهای به کار رفته در مدل نهایی پژوهش (رجوع کنید به معادله (۱۳)) بازده کل ثروت R_{t+1} می‌باشد. در این مقاله، برای محاسبه بازده کل ثروت با استفاده از رابطه (۲۰) اقدام به تشکیل پرتفوی دارایی‌های خانوار نموده و برای اجزای این پرتفوی (R_{it+1} ها)، مهم‌ترین

---

[۱] برای آگاهی از شروط در نظر گرفته شده می‌توان به مقاله هانسن (۱۹۸۲) مراجعه کرد.

[2] Central Limit Theorem

[3] Over identified

www.SID.ir

Archive of SID

منابع ایجاد درآمد و دارایی خانوارهای ایرانی استفاده شده است که در ادامه تشریح می‌شوند. به طور خلاصه، می‌توان رابطه محاسبه بازده کل ثروت را به صورت زیر نوشت:

$$R_{t+1} = \sum_{i=1}^{N} w_{it} R_{it+1} \quad و \quad \sum_{i=1}^{N} w_{it} = 1 \quad و \quad N = 1,..4 \qquad (۲۰)$$

در این رابطه، هر یک از دارایی‌ها (یعنی R_i ها) عبارتند از:

stok: بازده شاخص سهام که از داده‌های شاخص قیمت سهام و با توجه به رابطه $\frac{(P_{t+1}-P_t)}{P_t}$ به دست می‌آید که در بازار بورس اوراق بهادار تهران موجود است؛

hous: بازده مسکن که از آمار ساختمان‌های تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری و برآورد هزینه یک متر مربع استخراج شده است که داده‌های آن از سایت‌های مرکز آمار ایران[1]، وزارت راه و شهرسازی[2]، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و اداره آمار اقتصادی[3] استخراج شده است؛

wage: بازده دستمزد نیروی انسانی که بر اساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار به دست آمده است؛

depos: بازده سپرده‌های بانکی که براساس سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار محاسبه گردیده که داده‌های آن نیز از نماگرهای بانک مرکزی اخذ شده است.

گفتنی است برای به دست آوردن بازده پرتفوی دارایی‌های خانوار، برای هر دارایی، از یک وزن مناسب استفاده شده و در واقع، پرتفوی ایجاد شده شامل بازده انواع دارایی‌ها است که بازده هر دارایی، توسط وزنی مناسب موزون شده است و در نهایت، یک میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های به کار رفته در سبد دارایی‌های خانوار به دست آمده است که از این بازده، در پژوهش، به عنوان متوسط بازده دارایی‌هایی که خانوارها در سبد دارایی خود نگه‌داری می‌کنند، یاد شده است. وزن‌های هر یک از دارایی‌ها (w_i) به شرح زیر است:

برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس» که در بازار بورس اوراق بهادار تهران موجود است و برای بازده بخش مسکن نیز از «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن» استفاده شده است. برای بازده دستمزد از درآمد نیروی کار (حداقل دستمزد

[1] www.amar.org.ir
[2] www.mrud.ir
[3] www.cbi.ir

www.SID.ir

Archive of SID

نیروی کار) و برای بازده سپرده، از آمار حجم سپرده‌های مدت‌دار بخش خصوصی به عنوان وزن بهره گرفته شده است. پس از معرفی متغیرهای پژوهش، خصوصیات مهم آماری این متغیرها در جدول (۱) ارایه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده شده در پژوهش طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۵

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو دوره متوالی	بازده سهام	بازده مسکن	بازده دستمزد نیروی کار	بازده سپرده	پرتفوی ثروت
علامت	cons	stok	hous	wage	depos	portfo
میانگین	۱/۰۳۳	۰/۰۷۹	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۲۱	۰/۰۱۲۱	۰/۰۶۹
میانه	۱/۰۴۷	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۲	۰/۱۱۵	۰/۰۷۷
ماکزیمم	۱/۱۶۴	۰/۹۴۶	۰/۲۸۱	۰/۸۶۵	۰/۲۳۰	۰/۵۷۵
مینیمم	۰/۸۱۲	-۰/۳۷۰	-۰/۲۶۱	-۰/۲۵۰	۰/۰۸۰	-۰/۱۱۱
انحراف معیار	۰/۰۷۵	۰/۳۵۰	۰/۱۲۶	۰/۱۸۵	۰/۰۳۵	۰/۱۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۱)، طی دوره ۱۳۷۵-۹۳، تنها برای بازده سپرده‌های بانکی است که تمامی ویژگی‌های آماری مثبت می‌باشد. در بین متغیرهای این مقاله، کم‌ترین انحراف معیار مربوط به سپرده های بانکی است که مقدار آن ۰/۰۳۵ می‌باشد و بیش‌ترین انحراف معیار نیز مربوط به بازده بازار سهام بوده که برابر با ۰/۳۵۰ است. همچنین در بین دارایی‌های مختلف، سرمایه‌گذاری در بازار سهام، بیش‌ترین بازدهی (به مقدار ۰/۰۷۹) را نصیب خانوارهای ایرانی کرده است. میانگین بازدهی پرتفوی تشکیل شده از دارایی‌های مربوط به خانوارهای ایرانی نیز برابر با ۰/۰۶۹ بوده است.

٤. یافته‌های پژوهش

٤-١. تخمین ضرایب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای (کاربرد معادلات اولر و روش GMM)

یکی از پیش فرض‌های اساسی برای استفاده از متغیرها در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، فرض مانایی متغیرها می‌باشد. بر این اساس، ابتدا با استفاده از آماره دیکی فولر

www.SID.ir

Archive of SID

تعمیم‌یافته (ADF)[1] آزمون وجود یا عدم وجود ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه انجام شده است که نتایج آن در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرهای مدل پژوهش*

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF
نسبت مصرف دو سال متوالی	با عرض از مبدا	-٤/٥٦	بازده سپرده	با عرض از مبدا و روند	-۳/۸۳
بازده سهام	با عرض از مبدا	-۳/۹٦	بازده دستمزد	با عرض از مبدا	-٥/۲۷
بازده مسکن	با عرض از مبدا	-٤/۸۲	پرتفوی ثروت	با عرض از مبدا	-٥/۳٤

منبع: یافته‌های پژوهش

* مقادیر بحرانی جدول مک کینون برای سطوح معناداری ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد؛ به ترتیب، عبارتند از: ۳/٦۳-، ۲/۹٥- و ۲/٦۱-.

با مشاهده نتایج مربوط به آزمون دیکی فولر در جدول (۲) و مقایسه آن با مقادیر بحرانی، می‌توان استنباط نمود که در سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه H_0 یعنی وجود ریشه واحد رد شده و بنابراین، تمامی متغیرها مانا می‌باشند.

در ادامه، پس از حصول اطمینان از مانا بودن متغیرها، به تخمین ضرایب مدل پژوهش پرداخته می‌شود. از آنجا که مدل پژوهش، غیرخطی است، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای تخمین ضرایب مدل استفاده می‌شود. این روش، ملزم به انتخاب متغیرهای ابزاری است که در این راستا، دو مورد را باید مدنظر قرار داد: اول این که، انتخاب متغیرهای ابزاری بیشتر به معنای مفیدتر و بهتر شدن مدل نیست و دوم این که، این متغیرها باید براساس توانایی خود در بهتر شدن تخمین و شناخت بهتر پارامترها انتخاب شوند.

گفتنی است از آنجا که برای تخمین ضرایب در روش (GMM) از الگوریتم‌های غیرخطی استفاده می‌شود؛ لذا، این روش برای به دست آوردن اکسترمم‌های معادله، نیاز به مقداردهی اولیه به پارامترهای مدل دارد و روش‌های غیرخطی به این مقادیر اولیه حساس می‌باشند. از

[1] Augmented Dickey–Fuller (ADF)

www.SID.ir

Archive of SID

این رو، در این مقاله با مقادیر اولیه متعدد و متغیرهای ابزاری مختلف که عموما وقفه‌های متغیرهای به کاررفته در مدل به همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده شده است.

پس از بررسی‌ها و تخمین‌های متعدد، مدل‌های قابل قبول (که در آن‌ها ضرایب تخمینی معنادار بوده و خوبی برازش مدل در اثر انتخاب متغیرهای ابزاری مناسب نیز تایید شده است) در جدول (۳) ارایه شده است. در جدول (٤) نیز مقادیر اولیه هر پارامتر به همراه ابزارهای به کار رفته در هر مدل بیان شده است. همان طور که پیشتر نیز اشاره شد، β نرخ تنزیل ذهنی، γ ریسک‌گریزی نسبی و $\theta = \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\psi}}$ که ψ کشش جانشینی بین دوره‌ای است.

جدول ۳. نتایج تخمین ضرایب با استفاده از ترجیحات بازگشتی

شماره مدل	β	ψ	θ	γ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی	D.W
۱	۰/۹۸	۱/۳۹	۰/۲۷	۰/۹۲	۰/۲۷	۸/۹۱	٤۰/۱۱	۱/۷۰
۲	۰/۹۸	۱/٤٥	۰/۳۰	۰/۹۱	۰/۲٦	۸/٥۸	۳۳/۹۲	۱/۷۰
۳	۰/۹۸	۱/۰۹	۰/۳۹	۰/۹٦	۰/۲٦	۸/٥۸	۳۳/۹۲	۱/۷۱
٤	۰/۹٦	۳/٥۱	۰/۳۱	۰/۷۸	۰/۲۷	۸/۹۱	٤۰/۱۱	۱/۷۱
٥	۰/۹۹	۱/۳۰	۰/۲۸	۰/۹٤	۰/۲٦	۸/۳۲	۳۳/۹۲	۱/۷۰
٦	۰/۹۷	۲/۱	۰/۲۹	۰/۸٥	۰/۲۷	۸/٦٤	٤۰/۱۱	۱/۷۰
۷	۰/۹۸	۳/۳۲	۰/۱۸	۰/۸۷	۰/۲٦	۸/۳۲	٤۰/۱۱	۱/٦۹
۸	۰/۹۸	۳/٤٥	۰/۱۸	۰/۸۷	۰/۲۷	۸/٦٤	٤۰/۱۱	۱/۷۰
۹	۰/۹۷	۱/٤۹	۰/۳۹	۰/۸۷	۰/۲٦	۸/۳۲	٤۰/۱۱	۱/۷۱
۱۰	۰/۹۸	۱/٤۲	۰/۳۲	۰/۹۰	۰/۲۳	۷/٥۹	۲۱/۰۲	۱/۷۰
۱۱	۰/۹۸	۱/۰٥	۰/٤۷	۰/۹۸	۰/۲۳	۷/٥۹	۲۱/۰۲	۱/۷۲
۱۲	۰/۹٦	۳/٦٦	۰/۳٥	۰/۷٥	۰/۲۷	۸/۹۱	۳۳/۹۲	۱/۷۰
۱۳	۰/۹۷	۱/۸۱	۰/٥٦	۰/۷٥	۰/۲۳	۷/٥۹	۲۱/۰۲	۱/۷۳
۱٤	۰/۹۷	۱/۸۹	۰/٤۱	۰/۸۱	۰/۲٥	۸/۲٥	۲۷/٥۹	۱/۷۱

منبع: یافته‌های پژوهش

* تمامی ضرایب تخمینی در سطح ۵ درصد معنادار هستند؛ لذا از بیان مقدار- احتمال خودداری شده است.

گفتنی است سازگاری تخمین‌زننده (GMM) به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا با ابزارها بستگی دارد که می‌توان با آزمون جی (J) که اولین‌بار توسط هانسن

www.SID.ir

Archive of SID

(۱۹۸۲) ارائه شد، تحت بررسی قرار گیرد. پیش‌تر بیان شد، چنانچه مقادیر آماره‌های (J) مربوط به مدل‌های مختلف تخمین زده شده در تعداد مشاهدات ضرب گردد، مقدار حاصل دارای توزیع کای- دو خواهد بود. حال، چنانچه آماره (J) محاسبه شده برای هر مدل، کوچک‌تر از مقدار بحرانی موجود در جدول باشد، فرضیه H_0 و خوبی انتخاب ابزارها در مدل‌های فوق تایید می‌گردد.

لازم به توضیح است که آماره (J) خروجی نرم‌افزار Eviews باید در تعداد مشاهدات ضرب گردد تا دارای توزیع کای- دو شود. درجات آزادی کای- دوی مربوط به آماره (J) هر مدل از جدول (۳)، از حاصل ضرب تعداد ابزارها در تعداد معادلات سیستم، منهای تعداد پارامترها به دست می‌آید.

در سه ستون انتهایی جدول (۳) به ترتیب، آماره (J) خروجی نرم‌افزار، آماره (J) مدل و آماره (J) بحرانی آمده است. در بین مدل‌های مختلف تخمینی برای مقاله حاضر، مدل‌هایی که در آن‌ها فرض H_0 تایید شده است، به همراه خصوصیات آن‌ها در جداول (۳) و (٤) ارایه شده است و از ذکر مدل‌های نامعتبر خودداری شده است. همچنین، در جدول (٤) مقادیر اولیه پارامترها و متغیرهای ابزاری به کار رفته در معادلات اولر تخمینی به روش (GMM) عرضه شده است.

جدول ٤. مقادیر اولیه پارامترها و متغیرهای ابزاری به کار رفته در معادلات اولر تخمینی به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

مقادیر اولیه شماره مدل	β	ψ	θ	متغیرهای ابزاری
۱	۰/۱	۱/٦	۰/۱	C,hous(-2,-3),depos(-1,-2),wage(-2)
۲	۱/٦	۲/۱	٤/٦	C,hous(-2,-3),depos(-1),wage(-2)
۳	۰/۱	۲/۱	۰/۱	C,hous(-2,-3),depos(-2,-3),wage(-2)
٤	۰/٦	۰/۱	٤/۱	C,hous(-2,-3),depos(-2),wage(-2)
٥	۰/٦	۲/۱	۱/۱	C,hous(-3,-4),depos(-1),wage(-۲)
٦	۰/۱	۱/۱	۰/۱	C,hous(-3,-4),depos(-2,-3),wage(-۲)
۷	۰/۱	۱/٦	۰/۱	C,hous(-3,-4),depos(-2),wage(-۱)
۸	۰/۱	۱/٦	۰/۱	C,hous(-3,-4),depos(-2),wage(-1,-2)

www.SID.ir

Archive of SID

مقادیر اولیه شماره مدل	β	ψ	θ	متغیرهای ابزاری
۹	۰/۱	۱/۱	۰/۱	C,hous(-3,-4),depos(-3),wage(-1,-2)
۱۰	۰/٦	۳/۱	۰/٦	C,hous(-3),depos(-1)
۱۱	۰/۱	۱/۱	۰/٦	C,hous(-3),depos(--2)
۱۲	۰/۱	٤/۱	۰/۱	C,hous(-3),depos(-2,-3),wage(-2)
۱۳	۰/۱	۱/٦	۰/۱	C,hous(-3),depos(-3)
۱٤	۱/۱	٤/٦	۳/۱	C,hous(-3),depos(-3),wage(-2)

منبع: محاسبات پژوهش

شایان ذکر است که برای به دست آوردن ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای که از ضرایب مدل‌های تخمینی می‌باشند، هر یک از مدل‌های ١٤ گانه جدول (٤)، شامل یک سیستم معادلات هم‌زمان بوده است که در آن از معادله کانونی پژوهش (یعنی، معادله (۱۳)) به همراه دارایی‌های مختلف استفاده شده است.

همان طور که بیان شد، برای بازده ثروت کل از متوسط وزنی بازده شاخص سهام، بازده دستمزد نیروی کار، بازده مسکن و بازده سپرده بخش خصوصی به عنوان پروکسی بازده ثروت استفاده شده است. افزون بر این که با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی امکان جداسازی ضرایب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای فراهم می‌شود که به هم‌سو شدن مدل قیمت‌گذاری دارایی با شواهد تجربی کمک خواهد کرد؛ زیرا، ضریب ریسک‌گریزی نسبی توصیف‌کننده تمایل به تثبیت مصرف در شرایط طبیعی است و بنابراین، یک نگرش نسبت به حالت ریسک در نظر گرفته می‌شود؛ اما، کشش جانشینی بین دوره‌ای توصیف‌کننده تمایل به هموار نمودن مصرف در طول زمان است و بنابراین، نگرشی نسبت به زمان ریسک است.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد چنانچه ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ایِ تخمین زده شده برای هر یک از مدل‌ها درنظر گرفته شود؛ در این صورت، رابطه مستقیم دو طرفه بین این دو پارامتر (آن طوری که در مدل‌های دارایی‌های سرمایه‌ای با تابع مطلوبیت توانی وجود داشت که معکوس یکدیگر بودند) دیده نمی‌شود.

در مجموع، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد مقادیر به دست آمده برای β (عامل تنزیل ذهنی) در همه مدل‌ها، در بازه انتظاری و قابل قبول بین صفر و یک قرار گرفته است

www.SID.ir

Archive of SID

($0 \leq \beta \leq 1$)، که مقادیر آن بین ۰/۹٦ تا ۰/۹۹ می‌باشد. ضریب ریسک‌گریزی نسبی (γ) نیز بین ۰/۷۵ تا ۰/۹۸ به دست آمده است. از طرف دیگر، کشش جانشینی بین دوره‌ای (ψ) نیز بین ۱/۱ تا ۳/٦٦ قرار دارد.

به طور خلاصه می‌توان گفت هر سه پارامتر نرخ تنزیل ذهنی، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای نشان می‌دهند خانوارهای ایرانی در کنار مصرف زمان حال، بخشی از سرمایه‌های خود را در بازار دارایی‌های مختلف، پس‌انداز می‌نمایند و به مصرف در زمان آینده نیز نظر خواهند داشت و به عبارت دیگر، به تثبیت و هموارسازی مصرف در شرایط و زمان‌های مختلف تمایل دارند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مدل‌های سنتی دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف (C-CAPM)، از تابع مطلوبیت توانی در مسئله بهینه‌سازی مصرف‌کننده استفاده می‌شد. این امر سبب می‌شد ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای دقیقا عکس همدیگر باشند که این موضوع کارایی این مدل‌ها را در تبیین رفتار عاملان اقتصادی تضعیف می‌نمود؛ به طوری که نتایج به کارگیری مطلوبیت توانی در این نوع مدل‌ها اظهار می‌داشت کارگزاران اقتصادی دارای ریسک‌گریزی بسیار زیاد هستند و هزینه ریسک آن‌ها برای به تاخیر انداختن مصرف و سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها، باید بسیار بالا باشد (معمای صرف سهام).

این در حالی است که رفتار تجربی افراد این موضوع را تایید نمی‌کند. از این‌رو، برای رفع نواقص چنین مدل‌هایی، در این مقاله از تابع مطلوبیت بازگشتی (که در آن دیگر نیازی به معکوس بودن ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای نمی‌باشد)، برای تبیین رفتار مصرف- سرمایه‌گذاری خانوارهای ایرانی برای سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ استفاده شد.

برای دست‌یابی به این هدف، ابتدا معادلات اولر از روی بهینه‌سازی تابع مطلوبیت بازگشتی و قید بودجه خانوار از طریق برنامه‌ریزی پویا استخراج شد. سپس با استفاده از سبد دارایی‌های خانوارها، بازده کل ثروت آنان محاسبه گردید و با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به حل معادلات سیستم و تخمین پارامترها اقدام شد.

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج نشان داد مقادیر حاصل برای عامل تنزیل ذهنی در همه مدل‌ها، در بازه انتظاری و قابل قبول بین صفر و یک قرار گرفته است (مقادیر بین ۰/۹۶ تا ۰/۹۹ می‌باشد). ضریب ریسک‌گریزی نسبی نیز بین ۰/۷۵ تا ۰/۹۸ به دست آمد. مقادیر بالای حاصل برای عامل تنزیل ذهنی و کوچک بودن ضریب ریسک‌گریزی نسبی نشان داد خانوارهای ایرانی مایلند از مصرف زمان حال بگذرند تا مصرف بیشتر زمان آینده را به دست آورند و در این زمینه از خود شکیبایی نشان داده و از بخشی از مصرف زمان حال صرفنظر کرده و در دارایی‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌نمایند.

از طرف دیگر، کشش جانشینی بین دوره‌ای نیز بین ۱/۱ تا ۳/٦٦ قرار دارد. بیش‌تر بودن مقدار کشش جانشینی بین دوره‌ای از یک در الگوی مصرفی ایرانیان، نشان‌دهنده آن است که آنان به مصرف زمان آینده بیش‌تر اهمیت می‌دهند.

با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها نزد خانوارهای ایرانی، باید مدیران و مسئولان اقتصادی کشور به توسعه و شفاف‌سازی بیشتر بازارهای مالی اقدام نموده تا از این رهگذر، سرمایه‌های خرد خانوارها از طریق چنین بازارهایی به سمت بازسازی و توسعه زیرساخت‌های کشور هدایت شود. همچنین باید محققان برای حصول نتایج دقیق‌تر برای تبیین رفتار مصرفی افراد، از مدل‌هایی استفاده نمایند که ترجیحات خانوارها را به درستی درنظر گرفته و نتایج آن با واقعیات تجربی سازگاری بیش‌تری داشته باشد.

منابع

- باقرزاده، حجت‌الله، سالم، علی اصغر (۱۳۹٤). رابطه بین دوره‌ای ریسک و بازده با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا و تغییرات زمانی بتا. *مجله تحقیقات مالی دانشگاه تهران*، ۱۷(۱):۲۰-۱.
- بهرامی، جابر، پهلوانی، مصیب، روشن، رضا، راسخی، سعید (۱۳۹٦). بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها در چهارچوب یک مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ٤(۱): ۸٦-۵۹.
- روشن، رضا، پهلوانی، مصیب، شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۹۳). بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۸(۱): ٦۵-۵۳.

www.SID.ir

Archive of SID

- عرفانی، علیرضا، صفری، سولماز (۱۳۹۵). مدل‌سازی معمای صرف سهام توسط منطق فازی: شواهدی از ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۳): ۹٦-۷۱.

- محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمدنبی، روشن، رضا (۱۳۹٤). مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (C-CAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۳): ۷۲-٤۹.

- Attanasio, O. P., & Browning, M. (1995). Consumption over the life cycle and over the business cycle, *American Economic Review*, 85(5): 1118-1137.

- Bellman, R.E. (1957). Dynamic Programming Princeton University Press, Princeton, NJ, Repubblished 2003: Dover. ISBN 0-486-42809-5.

- Breeden, D. T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities, *Journal of Financial Economics*, 7(3): 265–96.

- Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (2000). Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models, *Journal of Finance*, 55: 2863–2878.

- Epstein, L., & Zin, G. (1989). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theorical framework, *Econometrica*, 57(4): 937-969.

- Epstein, L., & Zin, S. (1991). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis, *Journal of Political Economy*, 99: 263–286.

- Hall, R. (1988). Intertemporal substitution in consumption, *Journal of Political Economy*, 96, 339-57.

- 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*, 50: 1269-1286.

- Jeong, H. D. & Park Y. J. (2015). Does ambiguity matter? Estimating asset pricing models with a multiple-priors recursive utility, *Journal of Financial Economics*, 115(2): 361-382.

- Kreps, D., & Porteus, E. (1978). Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory, *Econometrica* 46: 185-200.

- Lucas, E. Robert. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46: 1429-1445.

www.SID.ir

Archive of SID

- Mehra, R., & Prescot, E. (1985). The equity premium: Apuzzle. *Journal of Monetary Economics* 10: 335-359.
- Newey, W., & West, K. (1987). Hypothesis testing with effcient method of moments estimation, *International Economic Review*, 28: 777–787.
- Sydney C. Ludvigson (2013). Advances in consumption-based asset pricing: Empirical tests, Handbook of the Economics of Finance 2(B): 799-906.
- Thimme, J. (2017). Intertemporal substitution in consumption: A literature review, *Journal of Economic Surveys*, 31(1): 226-257.
- Vissing-Jørgensen, A. (2002). Limited asset market participation and the elasticity of intertemporal substitution, *Journal of Political Economy*, 110(2): 825-853.
- Weil, Ph.(1989). The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 24: 401-421.
- Xu-song,X. & Li-li, M. & Ming, W. (2006). Estimation of behavior parameters based on recursive utility in asset pricing, Conference Location: Lille, Franc, and DOI: 10.1109/ICMSE.2006.313902.

پیوست

استخراج رابطه اولر با استفاده از تشکیل معادله بلمن برای ترجیحات بازگشتی و محدودیت بودجه بین‌دوره‌ای

با استفاده از ساختاربازگشتی تابع مطلوبیت غیرخطی (۱)، معادله بلمن زیر را می‌توان نوشت به طوری که مقدار بهینه مطلوبیت V در زمان t تابعی از ثروت $\mathrm{W_t}$ باشد.

$$V(\mathrm{W_t}) = \underset{\{C,W\}}{max}\left\{(1-\delta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta(E_t[V(\mathrm{W_{t+1}})^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \qquad (\text{پ-}۱)$$

با فرض همگنی داریم $V(\mathrm{W_t}) = \emptyset_t \mathrm{W_t}$، بنابراین شرایط مرتبه اول برای C_t به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}(1-\delta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} &= \delta(E_t[V(\mathrm{W_{t+1}})^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[V(\mathrm{W_{t+1}})^{-\gamma}\emptyset_{t+1}\mathrm{R_{t+1}}] \\ &= \delta(E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{W_{t+1}^{1-\gamma}}])^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{W_{t+1}^{-\gamma}R_{t+1}}] \\ &= \delta E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R_{t+1}^{1-\gamma}}]^{\frac{1}{\theta}}(\mathrm{W_t - C_t})^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1}\end{aligned} \qquad (\text{پ-}۲)$$

فرض کنید مصرف نسبتی از W_t باشد یعنی $C_t = \omega_t W_t$ پس:

$$(1-\delta)\omega_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} = \delta E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R_{t+1}^{1-\gamma}}]^{\frac{1}{\theta}}(1-\omega_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} \qquad (\text{پ-}۳)$$

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین،

$$\delta E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}]^{\frac{1}{\theta}} = (1-\delta)(\frac{\omega_t}{1-\omega_t})^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} \qquad (\text{پ-}٤)$$

حال، با استفاده از فرض همگنی و معادله (پ-٤)، می‌توان معادله بلمن (پ-۱) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned}\emptyset_t = max\Big\{&(1-\delta)(\frac{C_t}{\mathrm{W_t}})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta(E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}}(1-\frac{C_t}{\mathrm{W_t}})^{\frac{1-\gamma}{\theta}}\Big\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\\ &= max\Big\{(1-\delta)(\omega_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}}\\ &+ \delta(E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}}(1-\omega_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}}\Big\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\\ &= (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\Big\{\omega_t{}^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + (\frac{\omega_t}{1-\omega_t})^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1}(1-\omega_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}}\Big\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\\ &= (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\omega_t{}^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}} = (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(\frac{C_t}{\mathrm{W_t}})^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\end{aligned} \qquad (\text{پ-}٥)$$

لازم به توضیح است که در خط اول معادله (پ-٥) به جای $\mathrm{W_{t+1}}$ از معادله محدودیت بودجه استفاده شده، همچنین در خط سوم نیز بجای $E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}]^{\frac{1}{\theta}}$ از معادل آن در رابطه (پ-٤) استفاده شده است. با قرار دادن $\emptyset_t$ در شرایط مرتبه اول (پ-۲) و بازنویسی آن، معادله اولر برای بازدهی ثروت استخراج می‌گردد:

$$\begin{aligned}1 = \frac{\delta}{1-\delta}E_t[\emptyset_{t+1}^{1-\gamma}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}]^{\frac{1}{\theta}}(\frac{\mathrm{W_t}}{C_t}-1)^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} &= \delta E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{\mathrm{W_{t+1}}})^{1-\gamma-\theta}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}\right]^{\frac{1}{\theta}}(\frac{\mathrm{W_t}}{C_t}\\ -1)^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} &= \delta E_t\left[(\frac{C_{t+1}}{\mathrm{W_{t+1}}})^{1-\gamma-\theta}(\frac{\mathrm{W_t}}{C_t}-1)^{1-\gamma-\theta}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}\right]^{\frac{1}{\theta}}\\ &= \delta E_t\left[\frac{C_{t+1}}{C_t}(\frac{\mathrm{W_t}-C_t}{\mathrm{W_{t+1}}})^{1-\gamma-\theta}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}\right]^{\frac{1}{\theta}}\\ &= \delta E_t\left\{\left[\frac{C_{t+1}}{C_t}\mathrm{R}_{t+1}^{-1}\right]^{1-\gamma-\theta}\mathrm{R}_{t+1}^{1-\gamma}\right\}^{\frac{1}{\theta}} \qquad \rightarrow\end{aligned} \qquad (\text{پ-}٦)$$

$$1 = E_t\left\{\delta^{\theta}(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\frac{\theta}{\psi}}\mathrm{R}_{t+1}^{\theta}\right\} \qquad (\text{پ-}٧)$$

www.SID.ir