

## تعیین درصد مصرف کنندگان دست به دهان در بین خانوارهای ایرانی: چارچوب CCAPM و معادلات اولر

رضا روشن

استادیار گروه اقتصاد دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه خلیج فارس، بوشهر

re.roshan@pgu.ac.ir

در این مقاله سعی می‌شود تا تعداد خانوارهای ایرانی که بر اساس فرضیه درآمد دایمی عمل نکرده و به اصطلاح «دست به دهان» بوده و صد در صد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند، مشخص شود. برای این منظور از سه مدل مختلف استفاده شده، به طوری که در اولی ترجیحات با ریسک‌گریزی ثابت نسبی، در دومی شکل‌گیری عادات مصرفی و در سومی ترجیحات بازگشتی کریس-پورترز وارد تابع مطلوبیت خانوار گردید. پس از تخمین سیستم‌های معادلات اولر باروش گشتاورهای تعمیم یافته، ضریب مربوط به درصد مصرف کنندگان دست به دهان در هر یک از مدل‌ها به ترتیب برابر ۰/۳۷، ۰/۵۲ و ۰/۴۵ شد، که گویای آن است که به طور متوسط در دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۱، حدود ۴۵٪ خانوارهای ایرانی اصطلاحاً دست به دهان بوده و برای مصرف خود برنامه‌ی بین دوره‌ای ندارند و حدود ۵۵٪ نیز با نگهداری و سرمایه‌گذاری در انواع دارایی‌ها، برنامه مصرفی خود را براساس درآمد دایمی تنظیم می‌کنند. فرهنگ‌سازی برای اصلاح الگوی مصرفی و ایجاد بستر مناسب برای مدیریت و هدایت سرمایه‌های خانوارها به بازار سرمایه برای خرید انواع دارایی‌ها، می‌تواند در کاهش درصد خانوارهای دست به دهان و داشتن برنامه بین دوره‌ای برای مصرف مؤثر باشد.

طبقه‌بندی JEL: C۳۲, E۲۱, E۴۴, G۱۲

واژگان کلیدی: مصرف کنندگان دست به دهان، درآمد دایمی، معادلات اولر، بازدهی دارایی‌های سرمایه‌ای، گشتاورهای تعمیم یافته

## ۱. مقدمه

فرضیه‌ی درآمد دایمی (PHI)<sup>۱</sup>، که توسط فریدمن (۱۹۵۷) تشریح شد، بیان می‌دارد که تغییرات زودگذر در درآمد، اثر کمی بر مخارج مصرف‌کننده دارد؛ درآمد دایمی عامل اصلی تغییرات در مصرف است؛ و انتخاب‌های مصرف‌کنندگان براساس انتظارات درآمدی و یا ثروت واقعی شان صورت می‌گیرد. اما نتایج مطالعات تجربی، شواهدی را مبنی بر انحراف از PHI نشان داد. این مطالعات گویای آن بود که برخی از مصرف‌کنندگان، صددرصد درآمد جاری خود را مصرف می‌کنند و اصطلاحاً «دست به دهان»<sup>۲</sup> بوده و از قاعده سرانگشتی<sup>۳</sup> در مصرف و نه از فرضیه درآمد دایمی تبعیت می‌کنند، که این به معنای آن است که مصرف این دسته از مصرف‌کنندگان، بیش از حد<sup>۴</sup> به درآمد جاری‌شان حساس است. هال (۱۹۷۸) رهیافت جدیدی را در مورد مطالعه رفتار مصرف‌کننده کل ارائه داد. وی با استفاده از معادلات اولر و انتخاب بهینه‌ی بین مصرف و دارایی‌ها توسط مصرف‌کننده نوعی، نشان داد که سری زمانی مصرف از یک گام تصادفی تبعیت می‌کند. وی نشان داد که داده‌های تجربی ایالات متحده در دوره بعد از جنگ با این نظریه سازگار هستند. در مقابل، فلاوین<sup>۵</sup> (۱۹۸۱) با استفاده از ساختار انتظارات عقلایی بیان داشت که مصرف به درآمد جاری حساس بوده و مقدار حساسیت آن نیز بیش از آن حدی است که فرضیه درآمد دایمی پیش‌بینی می‌کند. که در واقع این موضوع به عنوان شواهدی بر وجود و اهمیت محدودیت نقدینگی<sup>۶</sup> تفسیر شد.

---

۱. Permanent Income Hypothesis

۲. Hand-to-mouth

۳. Rule of thumb

۴. Excessive

۵. Flavin

۶. liquidity constraint

شواهد تجربی نیز نشان می‌دهند که محدودیت نقدینگی یکی از دلایل اصلی ناهموار بودن<sup>۱</sup> داده‌های سری زمانی مصرف می‌باشد. کمپبل و منکیو<sup>۲</sup> (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) در کار خود به بررسی و آزمون تجربی فرضیه درآمد دایمی پرداختند به گونه‌ای که فرض کردند که نسبت  $\lambda$  از مصرف کنندگان از قاعده سرانگشتی در مصرف تبعیت می‌کنند. این گروه از مصرف کنندگان، صد درصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و رفتار بهینه‌سازی در مصرف را دنبال نمی‌نمایند. در حالی که سایر مصرف کنندگان (گروه دوم)، یعنی نسبت  $\lambda - 1$  از مصرف کنندگان، دارای برنامه برای بهینه کردن مصرف خود در طول زمان می‌باشند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که فرضیه درآمد دایمی در مورد بسیاری از خانوارها برقرار نیست زیرا کسر قابل توجهی از خانوارها، دارای رفتار بهینه کردن مصرف خود نیستند و بهینه‌سازی را بصورت ناقص انجام می‌دهند.

هدف اصلی این مقاله آن است که نسبتی از مصرف کنندگان ایرانی که در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۱، صددرصد درآمد جاری خود را مصرف کرده‌اند (که با  $\lambda$  نشان داده می‌شود)، تعیین گردد، و به تبع آن، درصد افرادی که در هر دوره به صورت بهینه مصرف نموده (یعنی نسبت  $\lambda - 1$ ) نیز، مشخص شود. در واقع، گروه اخیر، از فرضیه درآمد دایمی پیروی کرده و از قاعده سرانگشتی مصرف تبعیت نموده و به اصطلاح دست به دهان نمی‌باشند. از این رو در این مقاله، به پیروی از وبر<sup>۳</sup>، مصرف کارگزار بهینه‌کننده را، برابر مصرف کل منهای مصرف منتج از بکارگیری قاعده سرانگشتی مصرف، در نظر می‌گیریم و از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه ی مصرف<sup>۴</sup> (CCAPM) که توسط بریدن<sup>۵</sup> (۱۹۷۹) و لوکاس<sup>۶</sup> (۱۹۷۸) ارائه شده است برای مدل‌سازی و آزمون‌ها بهره خواهیم جست. سعی می‌شود در مدل‌های CCAPM ارائه

۱. Not smoothing

۲. Campbell & Mankiw

۳. Weber

۴. Consumption-based Asset Pricing Model

۵. Breeden

۶. Lucas

شده در مقاله حاضر، از انواع بازدهی دارایی‌هایی که خانوارهای ایرانی استفاده می‌کنند و در سبد دارایی‌های خود نگهداری می‌نمایند، استفاده کنیم. در ابتدا، جهت بررسی تعیین درصد مصرف کنندگان «دست به دهان» یا درصد افرادی که بر اساس قاعده‌ی سرانگشتی مصرف عمل می‌کنند، مدل و آزمون‌های آرایه خواهد شد. برای این منظور از چارچوب مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف (CCAPM) که به ما اجازه می‌دهد تا از بیش از یک دارایی در مدل خود استفاده نماییم، در سه مدل متفاوت بهره خواهیم جست. در مدل نخست، تابع مطلوبیت سنتی که در آن ترجیحات از نوع ریسک‌گریزی نسبی ثابت ( $CRRA^1$ ) است، بکار گرفته می‌شود. در مدل دوم، با تعمیم مدل قاعده سرانگشتی در مصرف، اجازه می‌دهیم تا با فرض جدایی ناپذیری بین زمانی، عادات مصرفی (مانند ابل<sup>۲</sup> ۱۹۹۰) نیز در ترجیحات خانوار نوعی در نظر گرفته شود. سپس در سومین مدل، به منظور محاسبه درصد خانوارهای دست به دهان در کشور از ترجیحات کرپس-پورتز (اپستین-زین)، که امکان جداسازی ریسک‌گریزی نسبی و کشش‌جانشینی بین دوره‌ای را فراهم می‌سازد، در تابع مطلوبیت انتظاری دوره زندگی استفاده خواهد شد. شایان ذکر است که برای هر سه مدل ذکر شده، ابتدا با استفاده از مسئله بهینه‌سازی مصرف‌کننده، معادلات اولر استخراج می‌گردد، سپس با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته ( $GMM^3$ )، ضریب مربوط به درصد مصرف کنندگان دست به دهان (یعنی نسبت  $\lambda$ ) و سایر پارامترهای تابع مطلوبیت، برآورد خواهند شد.

همان‌طور که بیان شد مساله اصلی این پژوهش، تعیین درصد خانوارهای ایرانی است که مصرف آنها مبتنی بر درآمد جاری‌شان می‌باشد و در واقع دست به دهان هستند. تعیین درصد این خانوارها در کشور، می‌تواند ضمن تبیین الگوی مصرفی خانوارها، رفتار آنها را در قبال دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به تصمیمات مصرف-پس انداز مشخص نماید. از این رو سعی شده است

---

۱. Constant Relative Risk Aversion

۲. Abel

۳. Generalized Method of Moments

برخلاف مطالعات پیشین، در این مقاله به یک نوع ترجیحات اکتفا نشود و از سه نوع ترجیحات مختلف در تابع مطلوبیت خانوار استفاده گردد و برای درصد مصرف کنندگان دست به دهان یک بازه و میانگین محاسبه شود. همچنین از آنجایی که معادلات اولر استخراجی در چارچوب مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف (CCAPM) می‌باشند، از دارایی‌های مختلفی چون بازده سپرده‌های بانکی، بازده نرخ ارز، بازده مسکن، بازده سهام به صورت یک سیستم معادلات که شامل همه دارایی‌های مذکور است، استفاده شود، در صورتی که در اغلب مطالعات پیشین که در کشور انجام شده است، مسئله بصورت تک معادله‌ای و غیر سیستمی تحلیل شده است. از آنجایی که معادلات اولر استخراجی به شدت غیرخطی می‌باشند از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد ضریب  $\lambda$  یا ضریب مصرف کنندگان دست به دهان استفاده گردیده است. البته این روش به مقادیر اولیه و متغیرهای ابزاری حساس است که با بررسی مقادیر مختلف، و استفاده از آماره  $J$  هانسن، در بین مدل‌های مختلف، بهترین مدل برای هر یک از الگوهای پژوهش، انتخاب شده است.

در ادامه، ساختار مقاله بدین گونه است که در بخش دوم، ادبیات و مطالعات انجام شده در زمینه قاعده سرانگشتی در مصرف و فرضیه درآمد دایمی مرور می‌شود. در بخش سوم، مبانی نظری و مدل‌های سه گانه استفاده شده در پژوهش که دربردارنده ترجیحات مختلفی می‌باشند، ارائه می‌گردد. در بخش چهارم نیز، ضمن معرفی متغیرها و داده‌های پژوهش، به کمک معادلات اولر استخراجی به تخمین ضریب درصد مصرف کنندگان دست به دهان در ایران پرداخته خواهد شد. در بخش انتهایی نیز نتایج و پیشنهادهای ارائه می‌گردد.

## ۲. مروری بر ادبیات و مطالعات انجام شده

نقطه شروع تحلیل حساسیت تغییرات مصرف به تغییرات درآمد، بیان معادله اولر مصرف تحت فرض مطلوبیت درجه دوم می‌باشد که به تصریح (۱) منجر می‌شود (هاروانک و دیگران، ۲۰۱۶):

$$\Delta c_{t+1} = \alpha_0 + \lambda E_t \Delta y_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

که در آن  $c$  سطح مصرف،  $y$  سطح درآمد قابل تصرف،  $\varepsilon$  جمله اختلال که کاملاً تصادفی است و  $\lambda$  که بزرگی حساسیت مصرف به درآمد را نشان می‌دهد که تحت فرضیه درآمد دایمی، باید صفر باشد. تخمین  $\lambda$  این امکان را فراهم می‌کند که با استفاده از آن بتوان انحراف از فرضیه درآمد دایمی را در مطالعات مختلف، مقایسه نمود. از این رو، هال و میشکین<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) در مطالعه خود، برای مصرف مدلی را در نظر گرفتند که در آن مشخص کرده اند که چه کسری از خانوارها، صد درصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند و به اصطلاح بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌نمایند. پس از مطالعه آنان، بسیاری از محققین با استفاده از داده‌های کشورهای مختلف، رفتار مصرف کنندگان و انطباق آن با فرضیه  $y$  درآمد دایمی را مورد آزمون قرار داده‌اند، که در اکثر آنها مصرف تابعی از درآمد و تعدادی متغیر دیگر می‌باشد. یکی از کارهای اولیه و اساسی در این زمینه، مطالعات کمپبل و منکیو (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) برای داده‌های مصرف ایالات متحده می‌باشد. آنان دو گروه از مصرف کنندگان را در نظر گرفتند: گروه اول، مصرف کنندگان عقلایی<sup>۲</sup> که رفتار آنها منطبق بر فرضیه درآمد دایمی است و گروه دوم که از آنها به عنوان مصرف کنندگان دست به دهان یاد می‌شود، یعنی کسانی که به سادگی همه درآمد جاری شان را مصرف کرده و بر طبق قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌نمایند. تخمین آنان برای ضریب درصد مصرف کنندگان دست به دهان که صد درصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند (یعنی ضریب  $\lambda$ ) حدود ۵۰٪ بود که بیانگر قابل توجه بودن درصد افرادی است که از قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌کنند. شکست تجربی فرضیه  $y$  درآمد دایمی در مطالعه آنان، ممکن بود که به دلیل تصریح نادرست معادله تخمینی باشد. تصریح معادله فوق بر اساس فروض محدود کننده‌ای بوده است. از جمله این که تابع مطلوبیت به فرم درجه دوم بوده، مصرف و فراغت جدایی پذیر بوده و

۱. Hall & Mishkin

۲. Rational consumers

بطور همزمان و به عنوان دو متغیر وابسته به هم وارد مدل نمی گردند، مصرف دوره‌های مختلف از همدیگر مستقل اند و نرخ بهره نیز ثابت بوده و محدودیت نقدینگی وجود نداشته و خانوارها بایستی قادر باشند آزادانه قرض بگیرند تا بتوانند مصرف همواری داشته باشند. تعداد زیادی از کارهای تجربی به آزمون مدل استاندارد مذکور با حذف هر یک از فروض بیان شده پرداختند. یک رهیافت مشترک بدین شکل بود که تعدادی متغیر توضیحی به سمت راست مدل اضافه شد و مدل توسعه یافته به شکل زیر بیان گردید:

$$\Delta c_{t+1} = \alpha_0 + \lambda \Delta y_{t+1} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

که  $\Delta c_{t+1}$  تغییر در لگاریتم مخارج مصرفی،  $\Delta y_{t+1}$  تغییر در درآمد قابل تصرف،  $X_i$  سایر متغیرهای مستقلی است که در رگرسیون قرار می‌گیرند و  $\beta_i$  نیز ضرایب (شیب‌ها) هستند. برای مثال می‌توان به مطالعاتی اشاره کرد که در آنها  $X$ ، ساعات کار (به منظور کنترل جدایی ناپذیری بین مصرف و فراغت، طبق آتانسیو و ویر<sup>۱</sup>، ۱۹۹۵)، کالاهای عمومی (به منظور عدم جدایی بین کالاهای عمومی و خصوصی، توسط آسچائر<sup>۲</sup>، ۱۹۹۳)، تغییرات با وقفه در مصرف (برای لحاظ عادات مصرفی، توسط سومر<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷)؛ نرخ‌های بهره متغیر در طول زمان (ثابت نبودن نرخ‌های بهره، کمپبل و منکیو، ۱۹۸۹)، یا تعداد دیگری از متغیرهای کنترلی (که نماینده‌ای برای محدودیت نقدینگی می‌باشد، باسچتا و گرلاچ<sup>۴</sup>، ۱۹۹۷) در نظر گرفته شده است (هاروانک و سوکلف<sup>۵</sup>، ۲۰۱۶).

در اغلب مطالعات سال‌های اخیر برای محاسبه ضریب قاعده‌ی سرانگشتی از تابع مطلوبیت توانی و رهیافت معادلات اولر استفاده شده است. از آنجایی که در مطالعه حاضر نیز از این رهیافت

- 
۱. Attanasio & Weber
  ۲. Aschauer
  ۳. Sommer
  ۴. Bacchetta & Gerlach
  ۵. Havranek Tomas, Sokolova

استفاده گردیده، در ادامه به برخی از مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه تعیین درصد مصرف کنندگان دست به دهان که از فرضیه درآمد دایمی تبعیت نمی‌کنند، اشاره می‌شود. کاشینگ<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) و وبر<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)، برای مطالعه و بررسی رفتار مصرف کنندگان آمریکایی از توابع مطلوبیت جدایی ناپذیر بین دوره‌ای استفاده نمودند. کاشینگ در کار خود از فرم تابع مطلوبیت درجه دوم و مصرف جاری و وقفه‌های آن استفاده کرد. وبر کار وی را تعمیم داد و قاعده سرانگشتی در مصرف (دست به دهان بودن در مصرف) را با استفاده از معادلات اولر غیرخطی و تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته مورد بررسی قرار داد. مطالعه وی نشان داد که اگر تابع مطلوبیت دوره‌ی زندگی خانوار را از نظر زمان، جدایی ناپذیر در نظر بگیرد، اثر قاعده سرانگشتی اندک می‌باشد.

آراز<sup>۳</sup> (۲۰۰۰)، با استفاده از روش پانل دیتا برای دوره ۱۹۹۳-۱۳۷۳ به بررسی موضوع پس انداز و مصرف در آمریکای لاتین پرداخت وی در مطالعه خود محدودیت نقدینگی و اثرات حرص و ولع<sup>۴</sup> مصرف کنندگان را مورد توجه قرار داد. نتایج حاکی از رد PIH بوده و حدود ۲۰٪ از مصرف در آمریکای لاتین از درآمد جاری پیش بینی شده پیروی می‌کند. گومز و پاز<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های پانلی کشورهای آرژانتین، برزیل، شیلی کلمبیا، پرو، پاراگوئه و اروگوئه، فرضیه درآمد دایمی را برای داده‌های دوره ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۰ بررسی کردند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که مقدار شاخص  $\lambda$  در محدوده ۴۷٪ برای پرو تا ۷۹٪ برای آرژانتین می‌باشد.

- 
۱. Cushing
  ۲. Weber
  ۳. Arreaza
  ۴. Voracity effects
  ۵. Gomes & Paz



مالانچاک<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) در پایان نامه خود به بررسی تعیین مصرف کنندگان دست به دهان یا قاعده سرانگشتی در مصرف در کشور نیوزلند پرداخته است. وی با بهره گیری از روش GMM و انواع متغیرهای ابزاری به این نتیجه رسیده است که ضریب قاعده سرانگشتی در مصرف در آن کشور ۰/۲۱ می باشد. همچنین وی در مدلی دیگر در پایان نامه خود از روش مارکف سوئیچینگ استفاده نموده و ضریب ماندگاری عادات بیرونی را ۰/۹ و ضریب قاعده سرانگشتی در مصرف را ۰/۳۴ بدست آورده است.

کیلی<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) در مقاله‌ای به بررسی قابل پیش بینی بودن رشد مصرف با توجه به ماندگاری عادات، جدایی ناپذیری بین مصرف و فراغت، و قاعده سرانگشتی مصرف کنندگان برای داده‌های فصلی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴ ایالات متحده پرداخت. وی در کار خود هر سه اثر را در یک مدل وارد نموده و نتایج گویای آن است که داده‌ها، با ترجیحات جداناپذیر بین مصرف و فراغت، بیشترین سازگاری را دارند.

مانوئل بیتن کورت و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۲)، در پژوهشی تحت عنوان «اصلاحات مالی و رفتار مصرفی در مالوای»، با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای و متغیرهای ابزاری و داده‌های فصلی برای دوره ۱۹۸۷-۲۰۰۹، مقدار ضریب مصرف کنندگان دست به دهان یا  $\lambda$  را برای کشور مالوای بالای ۰/۹۲ بدست آورده اند.

گستیرا و گاتیرز<sup>۴</sup> (۲۰۱۵)، در پژوهشی بررسی نمودند که چه کسری از مردم برزیل، برنامه بهینه سازی بین دوره‌ای برای مصرف خود ندارند. آنان در کار خود از معادلات اولر، مدل‌های CCAPM و توابع مطلوبیت مختلف استفاده نموده و نتیجه گرفتند که ضریب مربوط به مصرف کنندگان دست به دهان در مدل‌های با ریسک گریزی نسبی ثابت، عادات مصرفی و ترجیحات

---

۱. Malanchak Adam

۲. Kiley

۳. Manoel Bittencourt, et al

۴. Gesteira & Gutierrez

بازگشتی ایستین و زین به ترتیب ۸۹٪، ۷۸٪ و ۲۲٪ می‌باشد. بنابراین کسری از درآمد قابل تصرف به خانوارها بی‌تعلق می‌گیرد که فرضیه درآمد دایمی را نقض کرده و صددرد در آمد جاری شان مصرف می‌شود.

اولیوریا و کاراسکو<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) در پژوهشی، به رفتار مصرفی خانوارهای برزیل پرداخته‌اند. آنان عقیده دارند که برخی از خانوارها از فرضیه درآمد دایمی تبعیت نکرده و بر اساس قاعده سرانگشتی و مبتنی بر درآمد جاری خود، مصرف می‌کنند. از این رو نویسندگان با به‌کارگیری روش GMM به برآورد درصد مصرف کنندگان دست به دهان و همچنین ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی اقدام نموده‌اند. بر اساس داده‌های حساب جاری اقتصاد برزیل، درصد خانوارهای دست به دهان بین ۴۸٪ تا ۵۴٪ بدست آمده که معنادار نیز بوده است.

پیوتر<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به تاثیر سیاست‌های مالی بر خانوارهای برخی از کشورهای اروپای شرقی (بلغارستان، کرواسی، مجارستان و رومانی) که در مصرف، دست به دهان هستند و خانوارهایی که برای مصرف خود برنامه بین دوره‌ای دارند، می‌پردازد. وی در مطالعه خود، خانوارهایی که بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل کرده و فقط به درآمد جاری توجه دارند و برنامه بهینه‌سازی برای مصرف خود ندارند را خانوارهای غیرریکاردویی<sup>۳</sup> و خانوارهایی که تصمیمات مصرفی شان براساس درآمد دایمی و بهینه‌سازی بین دوره‌ای با توجه به قید بودجه، انجام می‌دهند را خانوارهای ریکاردویی می‌نامد. نتایج مطالعه وی گویای آن است که سهم و تأثیر خانوارهای غیرریکاردویی (دست به دهان در مصرف) روی شاخص‌های مالی معنادار می‌باشد و پویایی‌های مصرف به میزان درصد خانوارهایی دست به دهان در بین کل خانوارها، بسیار حساس است.

۱. Oliveria & Carrasco

۲. Piotr

۳. Non-Ricardian

تنویر و زکیا<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) با استفاده از آزمون منکیو و کمپیل به بررسی رفتار مصرفی خانوارهای پاکستان پرداخته اند. آنان خانوارها را به دو دسته تقسیم می کنند. دسته اول که دست به دهان بوده و بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل کرده و گذشته نگر<sup>۲</sup> هستند که در مطالعه آنها، درصد این خانوارها ۴۹٪ شده است. دسته دوم، خانوارهایی هستند که فرضیه درآمد دایمی را دنبال کرده و در حقیقت جلو نگر<sup>۳</sup> می باشند. نتایج نشان می دهد که حدود ۵۱٪ از خانوارها در این دسته قرار می گیرند.

فخرایی و منصوری (۱۳۸۸) به برآورد میل نهایی به مصرف در گروه های درآمدی بر اساس فرضیه ی درآمد دایمی نسبی در ایران برای داده های دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۱ اقدام نموده اند. آنان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرده و نتیجه گرفته اند که میل نهایی به مصرف برای گروه های درآمدی پایین، متوسط و بالا به ترتیب ۰/۹۹۵، ۰/۸۵ و ۰/۷ می باشد.

مولایی و عدی (۱۳۹۵) در مقاله ای به بررسی تاثیر شوک های موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوار در ایران پرداخته اند. نتایج بررسی آنها تایید کننده آن است که مصرف خانوار به طور کامل توسط شوک های دائمی درآمد توضیح داده می شود.

روشن و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله خود به بررسی قاعده سرانگشتی در مصرف برای داده های ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۸ پرداخته اند. آنان در مطالعه خود از روش تک معادله ای و گشتاورهای تعمیم یافته و متغیرهای ابزاری به همراه دو پرتفوی ساختگی از دارایی های خانوارها استفاده نموده اند. نتایج کار آنان گویای آن است که برای دوره مورد نظر حدود ۲۶/۵ درصد از ایرانیان بر اساس این قاعده در مصرف عمل می کنند و رفتار مصرفی مابقی خانوارها نیز از فرضیه درآمد دایمی تبعیت می کند.

### ۳. مبانی نظری و مدل های پژوهش

۱. Tanweer Islam, Zkia Zafar

۲. Backward looking

۳. Forward looking

در این قسمت با استفاده از مسئله حداکثر سازی تابع مطلوبیت مصرف کننده و بهره‌گیری از فرضیه درآمد دایمی و نظریه گام تصادفی هال (۱۹۸۷) در مورد سری زمانی مصرف و تقسیم مصرف کنندگان به دو گروه، به بررسی قاعده سرانگشتی در مصرف یا مصرف کنندگان دست به دهان می‌پردازیم. برای این منظور در چارچوب مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CCAPM) عمل نموده، به گونه‌ای که ابتدا در قالب حداکثر سازی مطلوبیت، شکل کلی معادله اولر حاوی عامل تنزیل تصادفی و بازدهی خالص دارایی‌ها استخراج و نحوه برآورد ضرایب به کمک روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) بیان می‌شود. پس از آن، با بهره‌گیری از کار کمپبل و منکیو<sup>۱</sup> (۱۹۸۹) مصرف کنندگان را به دو گروه تقسیم می‌کنیم. گروه اول که صد درصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و گروه دوم که از فرضیه درآمد دایمی تبعیت می‌کنند. سپس، برای مصرف کنندگانی که بدنبال بهینه کردن مصرف خود می‌باشند معادلات اولر CCAPM را استخراج می‌نماییم. در این راستا از سه نوع ترجیحات با ریسک‌گریزی نسبی ثابت، ترجیحات با عادات مصرفی و ترجیحات کرپس - پورتر در تابع مطلوبیت خانوار استفاده خواهد شد؛ به گونه‌ای که در هر سه نوع تابع مطلوبیت، ضریب  $\lambda$  وارد می‌نماییم که در واقع این ضریب مربوط به درصد خانوارهایی است که همه درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و اصطلاحاً دست به دهان هستند.

### ۳-۱. ورود ضریب «دست به دهان بودن در مصرف» در معادلات اولر مدل‌های CCAPM

ایده اصلی مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف (CCAPM)، به وسیله لوکاس<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) و بریدن<sup>۳</sup> (۱۹۷۹) بنا شد که بیان می‌دارند که کارگزاران اقتصادی به منظور تنظیم برنامه مصرف آینده خود به جمع‌آوری و نگهداری دارایی‌ها می‌پردازند و بدین ترتیب از مصرف فعلی

۱. Campbell and Mankiw

۲. Lucas

۳. Breeden

خود می‌کاهند. بنابراین بین سری مصرف و سری‌های بازدهی دارایی‌های کارگزاران ارتباط و همبستگی وجود دارد. حال اگر مصرف کلیه‌ی خانوارها موجود در اقتصاد فرضی را با  $C_t$  نشان دهیم می‌توان آن را به دو جزء  $C_{1,t}$  (مصرف مربوط به مصرف کنندگانی که برنامه بین دوره‌ای برای مصرف خود نداشته و صددرصد درآمد جاری خود را مصرف می‌کنند که آن را گروه اول می‌نامیم) و  $C_{2,t}$  (مصرف مربوط به مصرف کنندگانی که برنامه‌ی بین دوره‌ای برای مصرف خود داشته و برای مصرف خود، برنامه بین دوره‌ای دارند که این مصرف کنندگان را گروه دوم می‌نامیم) قابل تفکیک است. از آنجایی که فقط مصرف کنندگان گروه دوم می‌توانند با مبادله مصرف و دارایی‌ها در طول زمان، به بهینه‌سازی مصرف خود پردازند، به کارگیری الگوهای قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف (CCAPM) فقط برای این دسته از مصرف کنندگان موضوعیت دارد. از این رو مسئله حداکثرسازی مطلوبیت که خانوار یا افراد با آن روبرو هستند را می‌توان به صورت زیر بیان کرد (ایسلر و پیکویرا، ۲۰۰۰):

$$\begin{aligned} & \max U_t(\cdot) \\ & [C_{2,t+s}, \theta_{t+s+1}]_{t=0}^{\infty} \quad (3) \\ & s.t \begin{cases} C_{2,t} + \theta_{t+1} P_t = \theta_t P_t + \theta_t d_t + Y_t \\ C_{2,t}, \theta_{t+1} \geq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

که در آن  $U_t$  تابع مطلوبیت دوره  $t$ ،  $C_{2,t}$  مصرف کل خانوار (که بر طبق رفتار بهینه و بین دوره‌ای مصرف می‌شود)،  $\theta_t$  برداری از  $N$  دارایی،  $P_t$  بردار قیمت دارایی‌ها برای هر دوره و  $d_t$  بردار سود دارایی‌ها<sup>۲</sup> می‌باشد. در واقع،  $\theta_t P_t + \theta_t d_t$  کل ثروت سرمایه‌گذار در دوره  $t$  می‌باشد و  $\theta_{t+1} P_t$  کل ثروتی است که سرمایه‌گذار از دوره  $t$  تا  $t+1$  بدست می‌آورد. در هر دوره، کارگزار

۱. Issler and Piqueira

۲. Dividends vector

نوعی، درآمدی به اندازه  $Y_t$  دریافت می‌نماید. حل مسئله برای

$$U_t = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{2,t+s}) \right]$$

معادله اولر (۴) را می‌دهد:

$$U_t = E_t \left[ \beta \frac{\frac{\partial u_{t+1}}{\partial C_{2,t+1}}}{\frac{\partial u_t}{\partial C_{2,t}}} (P_{j,t+1} + d_{j,t+1}) \right] \quad (۴)$$

که  $U_t(\cdot)$  تابع مطلوبیت آنی می‌باشد،  $\beta$  نیز ضریب تنزیل بین دوره‌ای و  $j$  نشان دهنده نوع دارایی می‌باشد و

$$\beta \frac{\frac{\partial u_{t+1}}{\partial C_{2,t+1}}}{\frac{\partial u_t}{\partial C_{2,t}}}$$

عامل تنزیل تصادفی در دوره  $t+1$  می‌باشد. با تقسیم دو طرف رابطه ی (۴) بر  $P_{j,t}$  و امکان جای گذاری  $\frac{P_{j,t+1} + d_{j,t+1}}{P_{j,t}}$  با بازدهی خالص دارایی  $R_{j,t+1}$  زدر زمان  $t+1$ ، خواهیم داشت:

$$E_t \left[ \beta \frac{\frac{\partial u_{t+1}}{\partial C_{2,t+1}}}{\frac{\partial u_t}{\partial C_{2,t}}} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (۵)$$

هال (۱۹۷۸)، با استفاده از فرم تابع مطلوبیت درجه دوم و نرخ بازدهی ثابت دارایی، به این نتیجه رسید که رفتار سری زمانی مصرف به شکل گام تصادفی<sup>۱</sup> است، به عبارتی:

$$\Delta C_{2,t} = \varepsilon_t \quad (۶)$$

که  $\Delta C_{2,t}$  نشان دهنده تغییرات مصرف و  $\varepsilon_t$  ابداعات<sup>۱</sup> یا اختلالات می‌باشد.

۱. Random walk

کمپیل و منکیو<sup>۲</sup> (۱۹۸۹)، مصرف کنندگان را به دو گروه دسته بندی کردند. گروه اول که سهم  $\lambda$  از درآمد قابل تصرف را دریافت می کنند به طوری که همه درآمد جاری شان  $Y_{1,t}$  را مصرف می نمایند؛ دومین گروه، سهم  $1 - \lambda$  از درآمد قابل تصرف عایدشان می شود و این گروه از فرضیه درآمد دایمی (PIH) تبعیت کرده و درآمد آنها را  $Y_{2,t}$  فرض می نمایم. از این رو، کل درآمد اقتصاد برابراست با  $Y_{1,t} + Y_{2,t}$ ؛ یا

$$Y_t = \lambda Y_{1,t} + (1 - \lambda) Y_{2,t} \quad (7)$$

برای مصرف کنندگان گروه اول، رابطه ی  $\Delta C_{1,t} = \lambda \Delta Y_{1,t} = \lambda \Delta Y_t$  برقرار بوده در حالی که مصرف کنندگان گروه دوم از معادله (۶) تبعیت می کنند. کل تغییرات در مصرف را می توان به شکل  $\Delta C_t = \Delta C_{1,t} + \Delta C_{2,t}$  نوشت. با جایگزینی روابط پیش گفته در معادله اخیر، به معادله آزمون منکیو و کمپیل به صورت (۸) دست خواهیم یافت (کمپیل و منکیو، ۱۹۸۹):

$$\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t \quad (8)$$

معادله (۸) بیان می دارد که تغییرات در مصرف، میانگین وزنی از تغییرات درآمد گروه اول و تغییرات غیرقابل پیش بینی در درآمد دایمی گروه دوم می باشد. فرضیه های مربوطه را می توان به صورت (۹) نوشت:

$$\begin{aligned} H_0: \Delta C_t = \varepsilon_t \Rightarrow \lambda = 0 \\ H_1: \Delta C_t = \lambda \Delta Y_{1,t} = \lambda \Delta Y_t \Rightarrow \lambda > 0 \end{aligned} \quad (9)$$

در واقع زمانی که  $\lambda = 0$ ، یعنی فرضیه درآمد دایمی برقرار است. تحت فرضیه جایگزین  $(H_1)$ ، تغییر در مصرف، میانگین وزنی از تغییرات در درآمد جاری می باشد. شایان ذکر است که معادله

۱. Innovation

۲. Campbell and Mankiw

(۸) را نمی‌توان با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زد زیرا که، ممکن است جزء خطا با تغییرات درآمد همخطی داشته باشد.

همان‌طور که ذکر شد مسئله بهینه‌سازی بین دوره ای، صرفاً برای خانوارهای گروه دوم که مصرف آنها با  $C_{2,t}$  نشان داده شد، موضوعیت دارد؛ به همین دلیل، ویر<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) مصرف را با بهره‌گیری از معادلات اولر غیرخطی و جداسازی مصرف گروه دوم  $C_{2,t}$  مدلسازی نمود، بنابراین، فرض کنید که  $C_t = C_{1,t} + C_{2,t}$ ، پس  $C_{2,t} = C_t - C_{1,t}$  و داشتیم  $C_{1,t} = \lambda Y_t$ ، بنابراین:

$$C_{2,t} = C_t - \lambda Y_t \quad (10)$$

معادلات اولر مسئله CCAPM، فقط برای مصرف کنندگانی موضوعیت دارد که بدنبال بهینه کردن مصرف خود می‌باشند؛ بنابراین جایگزینی (۱۰) در (۵) رابطه (۱۱) را می‌دهد:

$$E_t \left[ \beta \frac{u'(C_{t+1} - \lambda Y_{t+1})}{u'(C_t - \lambda Y_t)} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، می‌توان پارامترهای مدل (۱۱) را برآورد نمود. از تکنیک GMM که توسط پیتر هانسن<sup>۲</sup> (۱۹۸۲) ایجاد شده است در تحقیقات مالی و اقتصاد کلان به طور گسترده‌ای استفاده می‌شود. اساس این روش، پیدا کردن نزدیک‌ترین گشتاورهای نمونه‌ای به گشتاورهای جامعه می‌باشد. فرض کنید که  $\bar{\theta}$  بردار از پارامترها و  $h$  یک بردار  $1 \times r$  باشد که شروط تعامدی را ایجاد می‌کند، بنابراین  $\bar{\theta}$  شرط  $E[h(\bar{\theta}, w_t)] = 0$  را برقرار می‌سازد. چنانچه دو دارایی داشته باشیم، تعداد شروط تعامدی برابر  $r = 2M$  می‌باشد که  $M$  تعداد ابزارهای استفاده شده در تخمین می‌باشد. فرض کنید  $X_t$  برداری از متغیرهای ابزاری باشد. پس شروط تعامدی عبارتند از:

۱. Weber

۲. Peter Hansen



$$h(\tilde{\theta}^0; w_t) = \begin{bmatrix} (1-\beta) \frac{u'(C_{t+1}-\lambda Y_{t+1})}{u'(C_t-\lambda Y_t)} R_{1,t+1} X_t \\ (1-\beta) \frac{u'(C_{t+1}-\lambda Y_{t+1})}{u'(C_t-\lambda Y_t)} R_{2,t+1} X_t \end{bmatrix}_{2M \times 1} \quad (12)$$

بنابراین برای ۱ و ۲، داریم  $E[(1-\beta) \frac{u'(C_{t+1}-\lambda Y_{t+1})}{u'(C_t-\lambda Y_t)} R_{j,t+1} \otimes X_t] = 0$  که عملگر  $\otimes$  نشان دهنده ضرب کرونگر می‌باشد. گشتاور نمونه به صورت  $g(\tilde{\theta}, y_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\tilde{\theta}, w_t)$  تعریف می‌شود و تخمین زن GMM یعنی  $\tilde{\theta}$  یکی از حداقل سازهای معیار  $[g(\tilde{\theta}, y_t)]' W [g(\tilde{\theta}, y_t)]$  می‌باشد، بطوری که  $W$  یک ماتریس وزنی است که با باوزن دهی به شروط گشتاوری مختلف، کارآترین معیار را ایجاد می‌نماید. به منظور اطمینان از تطبیق شروط گشتاوری با داده‌ها، از آزمون  $J$  هانسن استفاده می‌شود. آماره  $J$  بطور مجانبی دارای توزیع کای-دو با  $r-k$  درجه آزادی است، به طوری که  $r$  تعداد شروط تعامدی و  $k$  تعداد پارامترهای مدل ساختاری است (هانسن و سینگلتون، ۱۹۸۲).

### ۳-۲. توابع مطلوبیت

در این بخش، معادلات اولر برای مسئله حداکثرسازی مطلوبیت مصرف کننده (شامل ضریب درصد مصرف کنندگان دست به دهان یا ضریب  $\lambda$ ) استخراج می‌شود، به گونه‌ای که در آشکال مختلف تابع مطلوبیت از ترجیحات ریسک‌گریزی نسبی ثابت (CRRA)، ترجیحات عادات مصرفی و ترجیحات کریس-پورتز استفاده خواهد شد.

### - ترجیحات ریسک‌گریزی نسبی ثابت

در اولین مدل، از تابع مطلوبیت آنی (لحظه ای) شامل ریسک‌گریزی نسبی ثابت به صورت زیر استفاده می‌نماییم:

$$u(C_{2,t}) = \frac{C_{2,t}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$$

و تابع مطلوبیت انتظاری برای کل دوره  $U_t$  عبارتست از:

$$U_t = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{2,t+s}) \right] = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{ \frac{C_{2,t+s}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \right\} \right] \quad (13)$$

که  $\gamma$  ضریب ریسک‌گریزی نسبی است و معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای می‌باشد. معادلات اولر در این حالت عبارتند از:

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = 1, j=1,2,\dots,N \quad (14)$$

جای‌گذاری (۱۰) در (۱۴) می‌دهد شود (هاروانک و دیگران ۲۰۱۶):

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t - \lambda Y_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = 1, j=1,2,\dots,N \quad (15)$$

با تقسیم اجزاء کسر بر  $C_t$ ، خواهیم داشت:

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{\frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = 1, j=1,2,\dots,N \quad (16)$$

اگر  $X_t$  بردار ابزارهای انتخابی باشد، بنابراین شروط تعامدی عبارتند از:

$$E_t \left[ \left\{ 1 - \beta \frac{\left( \frac{C_{t+1} - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{-\gamma}}{R_{j,t+1}} \otimes X_t \right\} \right] = 0, j = 1, 2, \dots, N \quad (17)$$

### - ترجیحات با شکل گیری عادات مصرفی

در این ساختار، فرض می‌شود که افراد یا خانوارها تاریخ و گذشته مصرف خود را حفظ نموده و از آن به عنوان عادات مصرف کننده یاد می‌شود. در این قسمت این نوع ترجیحات که جدایی ناپذیر در طول زمان می‌باشند را وارد تابع مطلوبیت می‌نماییم. تابع مطلوبیت لحظه‌ای که برای شکل گیری عادات مصرفی استفاده می‌شود، به فرم زیر است (ابل، ۱۹۹۰):

$$u(C_{2,t}, v_t) = \frac{\left[ \frac{C_{2,t}}{v_t} \right]^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

به دنبال کار ابل<sup>۱</sup> (۱۹۹۰)، در این مطالعه نیز تابع  $v_t(\cdot)$  به شکل  $v_t = [C_{2,t-1}^D \bar{C}_{2,t-1}^{-D}]^K$  در نظر گرفته می‌شود. برای داشتن "عادات بیرونی"، بایستی  $D = 0$  و برای داشتن عادات درونی بایستی  $D = 1$  باشد. در صورت لحاظ عادات درونی، داریم  $v_t = [C_{2,t-1}]^K$  و از این رو، تابع مطلوبیت  $U_t$  عبارتست از (ایسلر و پیکویرا، ۲۰۰۰):

$$J_t = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{2,t+s}, v_{t+s-1}) \right] = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\left[ \frac{C_{2,t+s}}{C_{2,t+s-1}^K} \right]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right], j = 1, 2, \dots, N \quad (18)$$

۱. Abel

که  $C_{\tau,t+s}$  مصرف کنونی انفرادی یا خانوار در زمان  $t + s$  و  $C_{\tau,t+s-1}$  مصرف گذشته انفرادی یا خانوار در زمان  $t + s - 1$  و  $\kappa$  پارامتر کنترلی برای جدایی پذیری زمانی در تابع است. معادلات اولر عبارتند از:

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}} \right)^{\kappa(\gamma-1)} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (19)$$

جای گذاری (۱۰) در (۱۹) می دهد:

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t - \lambda Y_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_t - \lambda Y_t}{C_{t-1} - \lambda Y_{t-1}} \right)^{\kappa(\gamma-1)} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (20)$$

با تقسیم صورت و مخرج کسرها بر  $C_t$  و  $C_{t-1}$  خواهیم داشت:

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{\frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{-\gamma} \left( \frac{\frac{C_t - \lambda Y_t}{C_{t-1}}}{1 - \lambda \frac{Y_{t-1}}{C_{t-1}}} \right)^{\kappa(\gamma-1)} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (21)$$

با در نظر گرفتن بردار ابزارها  $X_t$  و شروط تعامدی، خواهیم داشت (گومز و ایسلر<sup>۱</sup> ۲۰۱۷):

$$E_t \left[ \left[ 1 - \beta \left( \frac{\frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{-\gamma} \left( \frac{\frac{C_t - \lambda Y_t}{C_{t-1}}}{1 - \lambda \frac{Y_{t-1}}{C_{t-1}}} \right)^{\kappa(1-\gamma)} R_{j,t+1} \right] \otimes X_t \right] = 0, j = 1, 2, \dots, N \quad (22)$$

۱. Gomes F. A. R. , Issler

### - ترجیحات کرپس - پورتز

سومین فرم ترجیحات که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد تعمیم یافته ترجیحات کرپس - پورتز (۱۹۷۸) توسط اپستین - زین (۱۹۸۹) می‌باشد. در این نوع ترجیحات، تابع کل مطلوبیت بصورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت (CES<sup>۱</sup>) است که بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$U_t = \left[ (1-\beta)C_{2,t}^\rho + \beta \left[ E_t U_{t+1}^\alpha \right]^\frac{\rho}{\alpha} \right]^\frac{1}{\rho} \quad (23)$$

که  $E_t$  عملگر انتظارات شرطی با فرض اطلاعات در دسترس کارگزار اقتصادی در دوره برنامه ریزی است و  $U_{t+1}$  مطلوبیت آینده شخص یا خانوار می‌باشد. ضریب ریسک گریزی  $\gamma$  ثابت و برابر  $\gamma = 1 - \alpha$  است که پارامتر  $\alpha$  انعکاس دهنده رفتار شخص به سمت ریسک است. در حالت خاص، هر گاه  $\alpha = 0$ ، تابع مطلوبیت انتظاری با ترجیحات لگاریتمی را خواهیم داشت. اگر  $\alpha = \rho$ ، تابع مطلوبیت جدایی پذیر - جمع پذیر حاصل خواهد شد. کشش جانشینی بین دوره‌ای نیز برابر  $\psi = \frac{1}{1-\rho}$  می‌باشد.

معادلات اولر مسئله حداکثرسازی در این حالت، عبارتند از (اپستین و زین، ۱۹۹۱):

$$E_t \left[ \beta^\eta \left( \frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}} \right)^{\eta(\rho-1)} B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (24)$$

که  $\eta = \frac{\alpha}{\rho}$  و  $B_{t+1}$  نشان دهنده بازدهی خالص پرتفوی بهینه است. جایگزینی (۱۰) در (۲۴) می‌دهد (ویر، ۲۰۰۰):

$$E_t \left[ \beta^\eta \left( \frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t - \lambda Y_t} \right)^{\eta(\rho-1)} B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right] = 1, j = 1, 2, \dots, N \quad (25)$$

با تقسیم صورت و مخرج کسرها بر  $C_t$  خواهیم داشت:

۱. Constant Elasticity of Substitution

$$E_t \left[ \beta^\eta \left( \frac{C_{t+1} - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{\eta(\rho-1)} B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right] = 0, j=1,2,\dots,N \quad (26)$$

با در نظر گرفتن بردار متغیرهای ابزاری  $X_t$ ، شروط تعامدی بصورت (۲۷) خواهند بود:

$$E_t \left[ \left\{ 1 - \beta^\eta \left( \frac{C_{t+1} - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{\eta(\rho-1)} B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right\} \otimes X_t \right] = 0, j=1,2,\dots,N \quad (27)$$

#### ۴. بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

##### ۴-۱. داده‌های پژوهش و بررسی مانایی متغیرها

در این پژوهش برای هزینه‌های مصرفی از داده‌های متوسط هزینه کل یک خانوار شهری و روستایی و برای درآمد از داده‌های متوسط درآمد کل سالانه یک خانوار شهری-روستایی که توسط مرکز آمار ایران و از نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار جمع آوری گردیده، استفاده شده است. از آنجایی که این داده‌ها از سال ۶۱ به بعد به طور کامل موجود است از این رو، دوره مورد بررسی برای مطالعه حاضر ۱۳۹۵-۱۳۶۱ می‌باشد. داده‌های مذکور با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده سال ۱۳۸۳ واقعی شده اند. سایر داده‌ها عبارتند از:

داده‌های مربوط به نرخ سود بانکی (بازده سپرده‌های سرمایه گذاری مدت دار)، بازدهی نرخ ارز، بازده شاخص سهام (که با استفاده از داده‌های شاخص قیمت سهام و با توجه به رابطه ی  $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$  به دست آمده است)، بازدهی سکه (به عنوان جانشینی برای بازدهی طلا)، شاخص بهای خدمات ساختمانی، بازده دستمزد نیروی انسانی (که بر اساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار بدست آمده)، همگی از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا، بازار بورس اوراق بهادار

تهران، وزارت مسکن و شهرسازی، سازمان ملی زمین و مسکن، دفتر پشتیبانی و برنامه‌ریزی و وزارت تعاون، کار و امور اجتماعی اخذ شده است. شایان ذکر است که از آنجایی که در مدل سوم که از ترجیحات کرپس-پورتر استفاده شده، لازم است در کنار بازدهی هر یک از دارایی‌ها، از میانگین بازده یک پرتفوی موزون که شامل سبد دارایی‌های خانوار ایرانی است استفاده شود. از این رو یک پرتفو شامل بازده شاخص کل سهام، بازده بخش مسکن، بازده دستمزد و بازده سپرده‌های مدت دار تشکیل شده است. بازده هر یک از دارایی‌ها توسط وزنی مناسب موزون شده است بدین ترتیب که برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس»، برای بازده بخش مسکن از «سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن»، برای بازده دستمزد از درآمد نیروی کار و برای بازده سپرده از آمار حجم سپرده‌های مدت دار بخش خصوصی به عنوان وزن بهره گرفته شده است. پس از محاسبه مجموع کل حجم دارایی‌های هر خانوار، حجم هر یک از دارایی‌های استفاده شده در سبد دارایی خانوار بر حجم کل دارایی‌ها تقسیم شده تا وزن مربوطه حاصل شود و در نهایت برای محاسبه ی متوسط بازدهی پرتفوی خانوار، هر یک از وزن‌ها را در بازدهی هر دارایی ضرب نموده تا میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های بکار رفته در سبد مذکور بدست آید و از آن در معادله (۲۷) به جای  $B_{t+1}$  استفاده شود. ویژگی‌های آماری متغیرهای بکار رفته در پژوهش حاضر در جدول (۱) آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. خصوصیات آماری متغیرهای استفاده شده در پژوهش

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو سال متوالی	نسبت درآمد به مصرف	بازده نرخ ارز	بازده مسکن	بازده طلا (سکه)	بازده سپرده‌های بانکی	بازده بازده سهام	پرتفوی ثروت
علامت اختصاری	$10 \cdot \frac{C_{t+1}}{C_t} = CONS$	$Y_{t+1} = Y \cdot C$	EXH	HOUS	COIN	RATE	SAHAM	PORTFO
میانگین	۱/۰۰۴	۰/۹۳۷	۰/۱۵۳	۰/۲۱۲	۰/۲۲۰	۰/۱۴۳	۰/۳۱۰	۰/۱۶۲
انحراف معیار	۰/۰۴۶	۰/۰۶۶	۰/۲۲۶	۰/۰۹۳	۰/۲۵۶	۰/۰۲۹	۰/۴۴۵	۰/۰۸۴
ماکزیمم	۱/۱۰۷	۱/۱۰۸	۰/۹۲	۰/۳۸۳	۰/۸۴۲	۰/۲۳	۱/۲۴۸	۰/۳۱۵
مینیمم	۰/۹۱	۰/۷۹	-۰/۰۶	۰/۰۸۷	-۰/۰۸	۰/۱۰	-۰/۲۱۹	۰/۰۲۵
میانه	۱/۰۰۷	۰/۹۳۵	۰/۰۵	۰/۱۸۵	۰/۱۷۱	۰/۱۴۰	۰/۲۵۶	۰/۱۳۹
چولگی	-۰/۰۰۶	۰/۳۰۵	۱/۸۹۱	۰/۴۲۸	۰/۹۵۷	۱/۳۴۶	۰/۸۰۱	۰/۳۳۷
کشیدگی	۳/۱۲	۴/۰۶۶	۶/۴۶۰	۱/۹۲۳	۳/۱۲۳	۴/۷۱۲	۲/۶۵۱	۱/۸۹۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استخراج شده، استفاده می‌شود، لازمست که مانایی متغیرهای مورد استفاده مورد بررسی قرار گیرد. از این رو نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم یافته و همچنین آزمون زیوت-آندریوز<sup>۱</sup> (که به بررسی مانایی متغیرها با وجود شکست ساختاری می‌پردازد)، در جدول (۲) ارائه شده است.

۱. Zivot-Andrews



جدول ۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای استفاده شده در پژوهش

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون مقدار بحرانی ADF	آماره آزمون زیوت-اندریوز	سال شکست	مقدار احتمال
نسبت مصرف دو سال متوالی	CONS <sup>۱۰</sup>	با عرض از مبدأ	-۳/۲۵	-۲/۹۵	-	-
نسبت درآمد به مصرف	Y <sup>۱۰</sup> C <sup>۰</sup>	با عرض از مبدأ	-۲/۸۹	-۲/۶۵	-	-
بازده نرخ ارز	EXH	با عرض از مبدأ	-۴/۱۴	-۲/۹۴	۱۳۷۹	۰/۰۴۷۹
بازده مسکن	HOUS	با عرض از مبدأ	-۴/۱۲	-۲/۹۴	۱۳۷۶	۰/۰۱۹۸
بازده طلا (سکه)	COIN	با عرض از مبدأ	-۵/۹۳	-۲/۹۴	۱۳۸۹	۰/۰۱۵
بازده سپرده‌های بانکی	RATE	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۹۶	-۳/۵۶	۱۳۸۱	۰/۰۴۷
بازده سهام	SAHAM	با عرض از مبدأ	-۴/۳۲	-۲/۹۹	---	---
پرتفوی ثروت	PORTFO	با عرض از مبدأ	-۳/۰۷	-۲/۹۴	۱۳۶۳	۰/۰۲۶

مأخذ: نتایج تحقیق

\* برای برخی از متغیرها که آزمون زیوت-اندریوز منجر به خروجی نگردید، در جدول از خط (-) استفاده شده است. برای این متغیرها از همان نتایج آزمون دیکی-فولر استفاده شده است.

همان‌طور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معناداری ۵٪ مانا می‌باشند؛ به طوری که هم آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و هم آزمون زیوت-اندریوز، مانایی متغیرها را تایید می‌نمایند.

## ۴-۲. برآورد معادلات اولر و تخمین ضریب درصد مصرف کنندگان دست به دهان در ایران

پس از اطمینان از مانایی متغیرها، به نتایج برآورد هر یک از مدل‌های پژوهش می‌پردازیم تا درصد مصرف کنندگان دست به دهان کشور یا درصد افرادی که از فرضیه درآمد دایمی پیروی نمی‌کنند، تعیین گردد. بدلیل غیرخطی بودن مدل‌های پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم یافته

(GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می‌شود. این روش ملزم به انتخاب متغیرهای ایزاری می‌باشد به گونه‌ای که این متغیرها با جملات خطا همبستگی سریالی نداشته باشند و استفاده از این متغیرها بتوانند تخمین‌های معنادار و قابل قبولی را برای ضرایب مدل ارائه دهد. همچنین لازم به توضیح است که از آنجایی که برای تخمین ضرایب، روش GMM از الگوریتم‌های غیرخطی استفاده می‌نماید، لذا این روش برای بدست آوردن اکسترم‌های معادله، نیاز به مقداردهی اولیه به پارامترهای مدل دارد و روش‌های غیرخطی به این مقادیر اولیه حساس می‌باشند. از این رو، در این پژوهش با مقادیر اولیه متعدد و متغیرهای ایزاری مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای به کاررفته در مدل به همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده شده است. در نهایت نتایج بهترین مدل تخمینی به همراه مقادیر اولیه و ابزارهای مناسب برای معادله (۱۷) که در آن از تابع مطلوبیت آنی شامل ریسک‌گریزی نسبی ثابت استفاده شده است، در جدول (۳) ارائه می‌گردد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل اول بامعادلات

$$\text{GMM} \left\{ E_t \left[ \begin{matrix} \left( \frac{C_{t+1} - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{-\gamma} \\ R_{j,t+1} \end{matrix} \otimes X_t \right] = 0, j = 1, 2, \dots, N \right.$$

آماره J بحرانی	آماره J مدل	آماره J خروجی نرم افزار	$\gamma$	$\lambda$	$\beta$	مقادیر اولیه $(\gamma, \lambda, \beta)$
۱۶/۹۱	۸/۱۶۵	۰/۳۵۵	۳۲/۳ °(۳/۹۹)	۰/۳۷ °(۴/۷)	۰/۸۷ °(۲/۸۶)	(۱/۱، ۶/۳، ۰/۷)
آزمون‌های تشخیصی						
مقدار احتمال (P_value)		مقدار آماره		آزمون		
۰/۹۸۸		۱۵۰/۳۷		خودهمبستگی سریالی		
۰/۷۴۲		۱/۰۶۴		ناهمسانی واریانس		

\* مقادیر مربوط به آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و SAHAM(-۱)، GDP(-۱)، CONS(-۱) به ترتیب وقفه اول بازده سهام، وقفه اول تولید ناخالص ملی به قیمت پایه ۸۳ و وقفه اول مصرف به قیمت پایه ۸۳ می‌باشند.

همان‌طور که بیان شد سازگاری تخمین زنده GMM به معنای بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌توان با آزمون J که اولین بار توسط هانسن ارائه شد، تحت بررسی قرار گیرد. همان‌طور که ذکر گردیده چنانچه مقدار آماری J مدل تخمین زده شده (خروجی نرم افزار ایویوز) در تعداد مشاهدات ضرب گردد، مقدار حاصل دارای توزیع کای-دو می‌شود، به طوری که درجه آزادی توزیع کای-دو حاصل، از حاصلضرب تعداد ابزارها در تعداد معادلات سیستم، منهای تعداد پارامترها بدست می‌آید. 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 مدل تایید می‌گردد. در سه ستون انتهایی جدول (۳) به ترتیب آماره J خروجی نرم افزار، آماره J مدل و آماره J بحرانی آمده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد کلیه ضرایب معنادار بوده و از آنجایی که آماره J مدل خروجی (۸/۱۶۵) از مقدار بحرانی آن (۱۶/۹۱) کمتر است، نتیجه می‌شود که ابزارهای انتخابی مناسب بوده اند. ضریب مربوط به درصد خانوارهایی که از فرضیه درآمد دایمی تبعیت نمی‌کنند و برای مصرف خود برنامه بلند مدت ندارند و از آنها به عنوان خانوارهایی که اصطلاحاً «دست به دهان» هستند در این مدل که از تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت استفاده شده برابر ۰/۳۷ می‌باشد. همچنین شایان ذکر است که آزمون‌های تشخیصی، نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی سریالی در بین باقیمانده‌های مدل و همچنین عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اختلال می‌باشد.

دومین مدلی که در این پژوهش برای تخمین درصد مصرف کنندگان دست به دهان استفاده شد مدلی بود که در آن عادات مصرفی خانوارها نیز در نظر گرفته شده بود که در آن فرض می‌شود که افراد یا خانوارها تاریخ و گذشته مصرف خود را حفظ می‌نمایند. در این حالت، ترجیحات مصرف کنندگان از نوع جدایی ناپذیر در طول زمان می‌باشد نتایج برآورد ضرایب مدل با لحاظ ترجیحات با شکل‌گیری عادات مصرفی که همان معادله (۲۲) می‌باشد، در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل دوم یا معادلات

$$\text{GMM از روش} \left[ E_t \left[ 1 - \beta \left( \frac{C_{t+1} - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_t - \lambda \frac{Y_t}{C_t}}{C_{t-1} - \lambda \frac{Y_{t-1}}{C_{t-1}}} \right)^{\kappa(1-\gamma)} R_{j,t+1} \right] \otimes X_t \right] = 0, j=1,2,\dots,N$$

آماره J بحرانی	آماره J مدل	آماره J خروجی نرم افزار	$\kappa$	$\gamma$	$\lambda$	$\beta$	مقادیر اولیه ( $\kappa, \gamma, \lambda, \beta$ )
۲۱/۰۲۶	۸/۷۴	۰/۲۶۵	۱۴ *(۸/۳۰)	۲۵ *(۴/۷۹)	۰/۵۲ *(۱۴/۹۵)	۰/۶۷ *(۳/۷۳)	(۰/۲، ۱/۰، ۰/۲۴، ۱)
آزمون‌های تشخیصی							
مقدار احتمال (P_value)		مقدار آماره		آزمون			
۰/۹۹		۱۲۲/۰۶۹		خودهمبستگی سریالی			
۰/۵۷۵		۱/۳۰		ناهمسانی واریانس			

\* مقادیر مربوط به آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و (-۱) HOUS، (-۲) COIN، (-۱) EXH به ترتیب وقفه اول بازده مسکن، وقفه دوم بازده طلا(سکه) و وقفه اول بازده نرخ ارز می‌باشند.

آماره t ضرایب برآوردی نشانگر آن است که کلیه ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار هستند. آماره J خروجی مدل نیز برابر ۸/۷۴ می‌باشد که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۲۱/۰۲۶ کمتر می‌باشد که این تاییدکننده مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده در مدل برای برقراری شروط تعامدی می‌باشد. در این مدل که در تابع مطلوبیت آن از شکل‌گیری عادات مصرفی نیز استفاده شده است، ضریب  $\lambda$  که نشان دهنده درصد خانوارهایی است که مصرف دست به دهان داشته و از قاعده سرانگشتی در مصرف تبعیت می‌کنند و برنامه‌ی درازمدتی برای مصرف خود ندارند برابر ۰/۵۲ می‌باشد که قابل ملاحظه است. نتایج آزمون‌های تشخیصی جملات اختلال مدل که در سطرهای انتهایی جدول (۴) آمده است، بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات باقیمانده مدل و عدم وجود خودهمبستگی در بین آنها می‌باشد.

سومین مدلی که در این مقاله برای برآورد درصد مصرف کنندگانی که از فرضیه ی درآمد دایمی پیروی نمی کنند و اصطلاحاً مصرف کنندگان دست به دهان هستند، مدلی است که در آن از ترجیحات بازگشتی کرپس-پورتر (توسعه یافته توسط اپستین-زین) استفاده شده است. در این مدل در کنار بازده دارایی های مختلف، از متوسط بازده سبد دارایی های خانوار ایرانی نیز که بیشتر در مورد نحوه ساخت آن توضیح داده شد، استفاده می شود. در این نوع ترجیحات، تابع کل مطلوبیت بصورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت بیان می شود. نتایج بهترین مدل تخمینی به همراه مقادیر اولیه و ابزارهای مناسب برای معادله (۲۷) که در آن از ترجیحات کرپس-پورتر و یا اپستین-زین استفاده شده است، در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل سوم یامعادلات

$$GMM \ E_t \text{ از روش } \left[ \left\{ \left[ \frac{\left( \frac{C_{t+1} - \lambda \frac{Y_{t+1}}{C_t}}{C_t} \right)^{\eta(\rho-1)}}{1 - \beta \eta \frac{1 - \lambda \frac{Y_t}{C_t}}{C_t}} \right] B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right\} \otimes X_t \right] = 0, j = 1, 2, \dots, N$$

آماره J بحرانی	آماره J مدل	آماره J خروجی نرم افزار	$\eta$	$\eta(\rho - 1)$	$\lambda$	$\beta$	مقادیر اولیه $(\eta, \eta(\rho - 1), \lambda, \beta)$
۲۶/۲۹	۸/۹۴	۰/۲۶۳	۰/۲۷ *(-۱۴/۱۷)	۱۰/۶ *(۷/۸۷)	۰/۴۵ *(۴/۸)	۰/۷۵ *(۶/۲۳)	(۰/۱، ۱/۱، ۶/۶، ۰/۷)
آزمون های تشخیصی							
مقدار احتمال (P_value)			مقدار آماره			آزمون	
۰/۹۷			۱۵۶/۱۶۹			خودهمبستگی سریالی	
۰/۱۲۱			۲/۱۵			ناهمسانی واریانس	

\* مقادیر مربوط به آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده: عرض از مبدأ و (-۱) HOUS، (-۱) COIN، (-۲) EXH و (-۲) PORTFO به ترتیب وقفه اول بازده مسکن، وقفه اول بازده طلا(سکه)، وقفه دوم بازده نرخ ارز و وقفه دوم بازده سبد دارایی های خانوارمی باشند.

همان‌طور که از جدول (۵) پیداست برای معادله حاوی ترجیحات کریس-پورتز، ضریب مربوط به درصد خانوارهایی که از قاعده سرانگشتی در مصرف تبعیت می‌کنند و مصرف‌کنندگان دست به دهان می‌باشند یعنی  $\lambda$  برابر  $0/45$  شده است. در واقع ۴۵ درصد از خانوارهای ایرانی، صد درصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند. نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که باقیمانده‌های مدل، فاقد خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس می‌باشند.

### ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله بررسی شد که چه کسری از خانوارهای ایرانی مصرف خود را بر اساس یک برنامه مدت دار و آینده‌نگرانه بهینه‌سازی نمی‌نمایند و اصطلاح «مصرف‌کنندگان دست به دهان» در مورد آنها صادق است. برای این منظور از توابع مطلوبیت مختلف در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CCAPM) و داده‌های هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی در طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۱ استفاده شد. برای این منظور، از سه نوع ترجیحات در تابع مطلوبیت خانوار استفاده گردید و تلاش شد تا با بهره‌گیری از فرضیه درآمد دائمی، مصرف‌کنندگان به دو گروه تقسیم شوند. گروه اول که سهم  $\lambda$  از درآمد قابل‌تصرف را دریافت می‌کنند به طوری که همه درآمد جاری‌شان را مصرف می‌نمایند؛ دومین گروه، سهم  $\lambda - 1$  از درآمد قابل‌تصرف عایدشان می‌شود و این گروه از فرضیه درآمد دائمی تبعیت می‌کنند. سپس، با ورود  $\lambda$  به تابع مطلوبیت خانوار، با استفاده از مسئله بهینه‌سازی مطلوبیت مصرف‌کننده به استخراج معادلات اولر در حالات مختلف مبادرت شد و با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، درصد خانوارهای ایرانی که براساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل کرده و همه درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند، تعیین گردید.

یافته‌های پژوهش گویای آن است که در مدل اول که در آن از ترجیحات با ریسک‌گریزی نسبی ثابت استفاده شد، میزان مصرف‌کنندگان دست به دهان برابر ۳۷ درصد می‌باشد. در مدل دوم که در آن از ترجیحات با عادات مصرفی استفاده شد و تاریخ گذشته مصرفی افراد نیز وارد تابع مطلوبیت آنها گردید، ضریب  $\lambda$  برابر ۵۲ درصد گردید. همچنین در مدل سوم سعی شد از

ترجیحات کریس-پورتز که توسط اپستین-زین توسعه داده شده است، در تابع مطلوبیت خانوار استفاده شود. در این حالت نیز پس از استخراج معادله اولر مربوطه، سیستم معادلات اولر با دارایی‌های مختلف و مقادیر اولیه و ابزارهای گوناگون حل گردید که بهترین مدل تخمینی در این حالت، گویای آن است که درصد خانوارهای ایرانی که از فرضیه درآمد دائمی تبعیت نمی‌کنند و همه درآمد جاری‌شان را مصرف می‌نمایند برابر ۴۵ درصد می‌باشد. در مجموع، اگر میانگین حسابی سه مقدار به دست آمده در سه مدل مورد بررسی در پژوهش حاضر را برای درصد خانوارهایی که قاعده‌ی دست به دهان بودن در مورد آنها صادق است را بکار گیریم، می‌توان بیان داشت که حدود ۴۵ درصد از خانوارهای ایرانی صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و اصطلاح مصرف کنندگان دست به دهان در مورد آنها صادق است. به کارگیری ترجیحات مختلف در مطالعه‌ی حاضر و بدست آمدن نتایج مختلف برای درصد مصرف کنندگان دست به دهان در بین خانوارهای ایرانی، نشان داد که اکتفا نمودن به یک نوع از تابع ترجیحات به حصول نتایج نادقیقی منجر می‌شود. چرا که نتایج گویای آن است که ضریب  $\lambda$  در محدوده ۰/۳۷ تا ۰/۵۲ می‌باشد. با توجه به میانگین نتایج استخراجی از سه مدل، می‌توان اذعان داشت که درصد خانوارهای دست به دهان که برای مصرف خود، برنامه‌ی بهینه‌سازی بین دوره‌ای ندارند، حدوداً ۴۵ درصد می‌باشد که قابل ملاحظه است. در واقع این خانوارها، تمایلی به سرمایه‌گذاری و پس انداز در انواع دارایی‌ها، نداشته و صددرصد درآمد جاری خود را مصرف می‌کنند و این دسته از خانوارها فاقد برنامه جلو نگر برای مصرف-پس انداز خود هستند. همچنین این خانوارها برنامه مصرفی خود را براساس درآمد دائمی تنظیم نکرده و برای مصرف خود برنامه بین دوره‌ای ندارند و در جهت هموارسازی مصرف خود در طی زمان اقدام نمی‌کنند، که این موضوع می‌تواند به علل مختلفی از جمله؛ سبک زندگی خانوارها، کوتاه‌نگری و عدم نگاه به جلو و آینده، محدودیت نقدینگی، عدم آشنایی با بازار سرمایه و... باشد. نتایج پژوهش حاضر نزدیک به نتایج مقاله‌های گومز و پاز (۲۰۰۴)، اولیوریا و کاراسکو<sup>۱</sup> (۲۰۱۶)، تنویر و زکیا<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) است که در بخش پیشینه

۱. Oliveria & Carrasco

پژوهش به آنها اشاره شد. همچنین، نتیجه مدل اول مقاله حاضر که در آن از ترجیحات با ریسک‌گریزی ثابت استفاده شد، به نتیجه مطالعه‌ی روشن و همکاران (۱۳۹۲) نزدیک می‌باشد، اما به دلیل تفاوت در دوره‌های زمانی مورد بررسی در دو پژوهش، و اینکه در مقاله مذکور روش تک‌معادله‌ای بکار رفته در صورتی که در مقاله حاضر از روش سیستمی استفاده شده است، سایر نتایج پژوهش حاضر، با نتیجه مقاله مذکور تا حدودی فاصله دارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که برای جذب گستره وسیع‌تری از سرمایه‌خانوارها در بازارهای مالی، مسئولین و متولیان اقتصادی کشور با برنامه‌ریزی دقیق، شرایط را به گونه‌ای مهیا نمایند که خانوارهای دست‌به‌دهان نیز تمایل پیدا کنند که با کاهش بخشی از مصرف زمان حال خود و با سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه، ضمن اصلاح الگوی مصرفی خود، در جهت افزایش رشد و توسعه کشور، نقش مؤثرتری را ایفا نمایند.

## منابع

روشن رضا، پهلوانی مصیب و محمد نفی شهبکی تاش (۱۳۹۲)، "بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم یافته در ایران"، فصلنامه علمی-پژوهشی *مدلسازی اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۲۵، صص ۵۳-۶۵.

فخرایی، عنایت الله و سید امین منصوری (۱۳۸۸)، "برآورد میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی بر اساس فرضیه درآمد دایمی نسبی در ایران"، *مجله دانش و توسعه*، دوره ۱۶، شماره ۲۹، صص ۳۹-۲۱.

مولایی محمد، عدی علی (۱۳۹۵)، "بررسی تاثیر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوار در ایران با استفاده از روش بلانچار-کوآ"، فصلنامه *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، شماره ۳، صص ۱۱۴-۹۳.

Abel A. (۱۹۹۰). "Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses", *American Economic Review*, Vol. ۸۰, No. ۲, pp.۳۸-۴۲.



**Arreaza A.** (۲۰۰۰). "Liquidity Constraints and Excess Sensitivity of Consumption in Latin American Countries", *retrieved from <http://www.cemla.org/red/papers>* ۲۰۰۰.

**Aschauer D.A.** (۱۹۸۵). "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *American Economic Review*, Vol. ۷۵, No. ۱, pp. ۱۱۷-۱۲۷.

**Attansio O.P. and G. Weber** (۱۹۹۵). "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey", *Journal of Political Economy*, Vol. ۱۰۳, No. ۶, pp. ۵۷-۱۲۱.

**Bacchetta P. and S. Gerlach** (۱۹۹۷). "Consumption and Credit Constraint: International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol. ۴۰, No. ۲, pp. ۲۰۷-۲۳۸.

**Breeden Douglas T.** (۱۹۷۹), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics*, No. ۷, pp. ۲۶۵-۲۹۶.

**Campbell J.Y. and G.N. Mankiw** (۱۹۸۹). "Consumption Income and Interest rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER, Macroeconomics Annual*, No. ۴, pp. ۱۸۵-۲۱۶.

**Campbell J.Y. and G.N. Mankiw** (۱۹۹۰). "Permanent Income Current Income and consumption", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. ۸, No. ۳, pp. ۲۶۵-۲۷۹.

**Cushing M.J.** (۱۹۹۲). "Liquidity Constraints and Aggregate Consumption behavior", *Economic Inquiry*, Vol. ۳۰, No. ۱, pp. ۱۳۴-۱۵۳.

**Epstein L. and S. Zin** (۱۹۹۱). "Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy*, No. ۹۹, pp. ۲۶۳-۲۸۶.

**Epstein Larry G. Zin.** (۱۹۸۹), "Substitution, Risk Aversion and the Temporal behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework", *Econometrica*, Vol. ۵۷, No. ۴, pp. ۹۳۷-۹۶۹.

**Gesteira M.C. and C.E.C. Gutierrez** (۲۰۱۵), "Testing the Optimality of Consumption Decisions of the Representative Household: Evident from Brazil", *Review Brusileian de Economia*, Vol. ۶۹, No. ۳, pp. ۳۷۳-۳۸۷.

**Gomes F.A.R., J.V. Issler** (۲۰۱۷), "Testing Consumption Optimality using Aggregate Data", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. ۲۱., No ۵, pp. ۱۱۱۹-۱۱۴۰.

**Hall R.E.** (۱۹۸۸). "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, No. ۹۶, pp.۳۳۹-۳۵۷.

**Hall R.E. and F. Mishkin** (۱۹۸۲). "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income", *Econometrica*, No. ۵۰, pp. ۴۶۱-۴۸۱.

**Hansen Lars Peter and J. Singleton, Keneth** (۱۹۸۲), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, No. ۵۰, pp.۱۲۶۹-۱۲۸۶.

**Havranek T. and A. Sokolova** (۲۰۱۶). "Do Consumers Really Follow a Rule of Thumb? Three Thousand Estimates from ۱۳۰ Studies say "Probably Not", *Czech National Bank, Charles University, Prague, NRU Higher School of Economics, Moscow, WP BRP ۱۳/EC/ ۲۰۱۶*, pp.۱-۵۱.

**Issler João Victor, Piqueira Natalia Scotto** (۲۰۰۰), "Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Function", *Brazilian Review of Econometrics*, Vol. ۲۰, No. ۲, pp. ۲۰۱-۲۳۹.

**Kiley T Michael** (۲۰۱۰). "Habit Persistence, Nonseparability between Consumption and Leisure, or Rule-of-Thumb Consumers: Which Accounts for the Predictability of Consumption Growth?", *Journal of Review of Economics and Statistics*, Vol.۹۲, No. ۳, pp.۶۷۹-۶۸۳.

**Kreps D. and E. Porteus** (۱۹۷۸). "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory", *Econometrica* No.۴۶, pp.۱۸۵-۲۰۰.

**Lucas Robert E. Jr.** (۱۹۷۸), "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, No.۴۶, pp.۱۴۲۹-۱۴۴۵.

**Malanchak Adam** (۲۰۱۰). "An Investigation into Rule of Thumb behavior in New Zealand", A Thesis Submitted to the Victoria University of Wellington for the Degree of Masters in Commerce and Administration.

**Manoel Bittencourt, Chance Mwabutwa and Nicola Viegi** (۲۰۱۲). "Financial Reforms and Consumption behavior in Malawi", *University of Pretoria Department of economics working paper series*, No. ۱۰, pp.۱-۳۰.

**Oliveria Lucio Hellery Holanda and Carrasco-GutierrezCarlos Enrique** (۲۰۱۶). "The Dynamics of the Brazilian Current Account with Rule of Thumb Consumers", *Economia Aplicada*, Vol.۲۰, No۲, pp. ۲۸۷-۳۰۶.

**Piotr Krajewski** (۲۰۱۷). "Heterogeneity of Households and the Effects of Fiscal Policy in the CEE Contries", *Romani Journal if Economic Foecasting-XX*(۲). pp. ۷۹-۹۳.

**Tanweer Islam and Z. Zkia** (۲۰۱۸). "A Time Series Analysis of Aggregate Consumption Function for Pakistan", *Argumenta oeconomica*, Vol. ۱ No.۳۸, pp. ۲۴۳-۲۵۵.

**Sommer. M.** (۲۰۰۷). "Habit Formation and Aggregate Consumption Dynamics", *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol.۷, No. ۱, pp.۱-۲۵.

**Weber C.** (۲۰۰۲). "Intertemporal Non-separability and Rule of Thumb Consumption", *Journal of Monetary Economics*, Vol.۴۹, No. ۲, pp.۲۹۳-۳۰۸.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی