فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۹
سال بیست و هفتم، بهار ۱۳۹۸، صفحه ۲۳۱-۱۹۹

تعیین درصد مصرف‌کنندگان دست به دهان در بین خانوارهای ایرانی: چارچوب CCAPM و معادلات اولر

رضا روشن
استادیارگروه 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 براساس فرضیه درآمد دائمی عمل نکرده و به اصطلاح «دست‌به‌دهان» بوده و صددرصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند، مشخص شود. برای این منظور از سه مدل مختلف استفاده شده، به طوری که در اولی ترجیحات با ریسک گریزی ثابت نسبی، در دومی شکل‌گیری عادات مصرفی و در سومی ترجیحات بازگشتی کرپس-پورتز وارد تابع مطلوبیت خانوار گردید. پس از تخمین سیستم‌های معادلات اولر باروش گشتاورهای تعمیم‌یافته، ضریب مربوط به درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان در هریک از مدل‌ها به ترتیب برابر۰/۳۷، ۰/۵۲ و ۰/۴۵ شد، که گویای آن است که به طور متوسط در دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۱، حدود ۴۵٪ خانوارهای ایرانی اصطلاحاً دست‌به‌دهان بوده و برای مصرف خود برنامه بین دوره‌ای ندارند و حدود ۵۵٪ نیز با نگهداری و سرمایه‌گذاری در انواع دارایی‌ها، برنامه مصرفی خود را براساس درآمد دائمی تنظیم می‌کنند. فرهنگ‌سازی برای اصلاح الگوی مصرفی و ایجاد بستر مناسب برای مدیریت و هدایت سرمایه‌های خانوارها به بازار سرمایه برای خرید انواع دارایی ها، می‌تواند درکاهش درصد خانوارهای دست‌به‌دهان و داشتن برنامه بین دوره‌ای برای مصرف مؤثر باشد.

طبقه‌بندی JEL: G12 ,E44 ,E21 ,C32
واژگان کلیدی: مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان، درآمد دایمی، معادلات اولر، بازدهی دارایی‌های سرمایهای، گشتاورهای تعمییم یافته

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۵/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۱. مقدمه

فرضیه درآمد دایمی([1] PHI)، که توسط فریدمن (۱۹۵۷) تشریح شد، بیان می‌دارد که تغییرات زودگذر در درآمد، اثر کمی بر مخارج مصرف کننده دارد؛ درآمد دائمی عامل اصلی تغییرات در مصرف است؛ و انتخاب‌های مصرف‌کنندگان براساس انتظارات درآمدی و یا ثروت واقعی‌شان 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 درآمدجاری خود را مصرف می‌کنند و اصطلاحاً «دست‌به‌دهان»[2] بوده و از قاعده سرانگشتی[3] در مصرف و نه از فرضیه درآمد دائمی تبعیت می‌کنند، که این به معنای آن است که مصرف این دسته از مصرف‌کنندگان، بیش از حد[4] به درآمد جاری‌شان حساس است. هال (۱۹۷۸) رهیافت جدیدی را در مورد مطالعه رفتار مصرف کل ارائه داد. وی با استفاده از معادلات اولر و انتخاب بهینه بین مصرف و دارایی‌ها توسط مصرف کننده 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[5] (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 دائمی پیش‌بینی می‌کند. که در واقع این موضوع به عنوان شاهدی بر وجود و اهمیت محدودیت نقدینگی[6] تفسیر شد. شواهد تجربی نیز نشان می‌دهند که محدودیت نقدینگی یکی از دلایل اصلی ناهموار بودن[7] داده‌های سری زمانی مصرف می‌باشد. کمپبل و منکیو[8] (۱۹۸۹و ۱۹۹۰) در کار خود به بررسی و

1. Permanent Income Hypothesis
2. Hand-to-mouth
3. Rule of thumb
4. Excessive
5. Flavin
6. liquidity constraint
7. Not smoothing
8. Campbell & Mankiw

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

آزمون تجربی فرضیه درآمد دائمی پرداختند به گونه‌ای که فرض کردند که نسبت λ از مصرف‌کنندگان از قاعده سرانگشتی در مصرف تبعیت می‌کنند. این گروه از مصرف‌کنندگان، صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و رفتار بهینه‌سازی در مصرف را دنبال نمی‌نمایند. در حالی که سایر مصرف‌کنندگان (گروه دوم)، یعنی نسبت $1-\lambda$ از مصرف‌کنندگان، دارای برنامه برای بهینه کردن مصرف خود در طول زمان می‌باشند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که فرضیه درآمد دائمی در مورد بسیاری از خانوارها برقرار نیست، زیرا کسر قابل توجهی از خانوارها، دارای رفتار بهینه کردن مصرف خود نیستند و بهینه‌سازی را به‌صورت ناقص انجام می‌دهند.

هدف اصلی این مقاله آن است که نسبتی از مصرف‌کنندگان ایرانی که در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۱، صددرصد درآمد جاری خود را مصرف کرده‌اند (که با λ نشان داده می‌شود)، تعیین گردد، و به تبع آن، درصد افرادی که در هر دوره به صورت بهینه مصرف نموده (یعنی نسبت $1-\lambda$) نیز، مشخص شود. در واقع، گروه اخیر، از فرضیه درآمد دائمی پیروی کرده و از قاعده سرانگشتی مصرف تبعیت ننموده و به اصطلاح دست‌به‌دهان نمی‌باشند. از این رو در این مقاله، به پیروی از وبر[1]، مصرف کارگزار بهینه‌کننده را، برابر مصرف کل منهای مصرف منتج از به‌کارگیری قاعده سرانگشتی مصرف، در نظر می‌گیریم و از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف (CCAPM[2]) که توسط بریدن[3] (۱۹۷۹) و لوکاس[4](۱۹۷۸) ارائه شده است برای مدلسازی و آزمون‌ها بهره خواهیم جست. سعی می‌شود در مدل‌های CCAPM ارائه شده در مقاله حاضر، از انواع بازدهی دارایی هایی که خانوارهای ایرانی استفاده می‌کنند و در سبد دارایی‌های خود نگهداری می‌نمایند، استفاده کنیم. در ابتدا، جهت بررسی تعیین درصد مصرف‌کنندگان «دست‌به‌دهان» یا درصد افرادی که براساس قاعده سرانگشتی مصرف عمل می‌کنند، مدل و آزمونی ارائه خواهد شد. برای این منظور از چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف (CCAPM) که به ما اجازه می‌دهد تا از بیش از یک دارایی

1. Weber
2. Consumption-based Asset Pricing Model
3. Breeden
4. Lucas

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

در مدل خود استفاده نماییم، در سه مدل متفاوت بهره خواهیم جست. در مدل نخست، تابع مطلوبیت سنتی که در آن ترجیحات از نوع ریسک گریزی نسبی ثابت (CRRA[1]) است، به‌کارگرفته می‌شود. در مدل دوم، با تعمیم مدل قاعده سرانگشتی در مصرف، اجازه می‌دهیم تا با فرض جدایی‌ناپذیری بین‌زمانی، عادات مصرفی (مانند ابل[2] ۱۹۹۰) نیز در ترجیحات خانوار نوعی در نظر گرفته شود. سپس در سومین مدل، به منظور محاسبه درصد خانوارهای دست‌به‌دهان در کشوراز ترجیحات کرپس-پورتز (اپستین- زین)، که امکان جداسازی ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین‌دوره‌ای را فراهم می‌سازد، در تابع مطلوبیت انتظاری دوره زندگی استفاده خواهد شد. شایان ذکر است که برای هر سه مدل ذکرشده، ابتدا با استفاده از مسأله بهینه‌سازی مصرف کننده، معادلات اولر استخراج می‌گردد، سپس با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[3])، ضریب مربوط به درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان (یعنی نسبت λ) و سایر پارامترهای تابع مطلوبیت، برآورد خواهند شد.

همان‌طور که بیان شد، مسأله اصلی این پژوهش، تعیین درصد خانوارهای ایرانی است که مصرف آنها مبتنی بر درآمد جاری‌شان می‌باشد و در واقع دست‌به‌دهان 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 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 مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان یک بازه و میانگین محاسبه شود. همچنین از آنجایی که معادلات اولر استخراجی در چارچوب مدل قیمت‌گذاری 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، درصورتی که در اغلب مطالعات

1. Constant Relative Risk Aversion
2. Abel
3. Generalized Method of Moments

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

پیشین که در کشور انجام شده است، مسأله به‌صورت 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 λ یا ضریب مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان 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 دائمی 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، ضمن معرفی متغیرها و داده‌های پژوهش، به کمک معادلات اولر استخراجی به تخمین ضریب درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان در ایران پرداخته خواهد شد. در بخش انتهایی نیز نتایج و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲. مروری برادبیات و مطالعات تحقیق

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[1]):

$$\Delta c_{t+1} = \alpha_0 + \lambda E_t \Delta y_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \qquad (۱)$$

که در آن c سطح مصرف، y سطح درآمد قابل تصرف، ε جمله اخلال که کاملاً تصادفی است و λ که بزرگی حساسیت مصرف به درآمد را نشان می‌دهد که تحت فرضیه درآمد دایمی، باید صفر باشد. تخمین λ این امکان را فراهم می‌کند که با استفاده از آن بتوان انحراف از فرضیه درآمد دائمی را در مطالعات مختلف، مقایسه نمود. از این رو، هال و میشکین[2] (۱۹۸۲) در مطالعه خود،

1. Havranek et al.
2. Hall & Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

برای مصرف مدلی را در نظر گرفتند که در آن مشخص کرده‌اند که چه کسری از خانوارها، صددرصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند و به اصطلاح براساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌نمایند. پس از مطالعه آنان، بسیاری از محققین با استفاده از داده‌های کشورهای مختلف، رفتار مصرف‌کنندگان و انطباق آن با فرضیه درآمد دائمی 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 (۱۹۸۹و۱۹۹۰) برای داده‌های مصرف ایالات متحده می‌باشد. آنان دو گروه از مصرف‌کنندگان را در نظر گرفتند: گروه اول، مصرف‌کنندگان عقلایی[1] که رفتار آنها منطبق بر فرضیه درآمد دائمی است و گروه دوم که از آنها به عنوان مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان یاد می‌شود، یعنی کسانی که به سادگی همه درآمد جاری‌شان را مصرف کرده و بر طبق قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌نمایند. تخمین آنان برای ضریبِ درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان که صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند (یعنی ضریب λ) حدود ۵۰٪ بود که بیانگر قابل توجه بودن درصد افرادی است که از قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌کنند. شکست تجربی فرضیه درآمد دائمی در مطالعه آنان، ممکن بود که به دلیل تصریح نادرست معادله تخمینی باشد. تصریح معادله فوق براساس فروض محدود کننده‌ای بوده است. از جمله این که تابع مطلوبیت به فرم درجه دوم بوده، مصرف و فراغت جدایی پذیر بوده و به‌طور همزمان و به عنوان دو متغیر وابسته به هم وارد مدل نمی گردند، مصرف دوره‌های مختلف از همدیگر مستقل‌اند و نرخ بهره نیز ثابت بوده و محدودیت نقدینگی وجود نداشته و خانوارها بایستی قادر باشند آزادانه قرض بگیرند تا بتوانند مصرف هموواری 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:

1. Rational consumers

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

$$\Delta c_{t+1} = \alpha_0 + \lambda \Delta y_{t+1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + \varepsilon_{t+1} \quad (۲)$$

که Δc_{t+1} تغییر در لگاریتم مخارج مصرفی، Δy_{t+1} تغییر در درآمد قابل تصرف، X_i سایر متغیرهای مستقلی است که در رگرسیون قرار می‌گیرند و β_i نیز ضرایب(شیب ها) 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 وبر[1]، ۱۹۹۵)، کالاهای عمومی (به منظور عدم جدایی بین کالاهای عمومی و خصوصی، توسط آسچائر[2]،۱۹۹۳)، تغییرات با وقفه در مصرف (برای لحاظ عادات مصرفی، توسط سومر[3]، 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 وگرلاچ[4]، ۱۹۹۷) در نظر گرفته شده است (هاروانک و سوکلف[5]، ۲۰۱۶).

در اغلب مطالعات سال‌های اخیر برای محاسبه ضریب قاعده سرانگشتی از تابع مطلوبیت توانی و رهیافت معادلات اولر استفاده شده است. از آنجایی که در مطالعه حاضر نیز از این رهیافت استفاده گردیده، در ادامه به برخی از مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه تعیین درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان که از فرضیه درآمد دائمی تبعیت نمی‌کنند، اشاره می‌شود.

کاشینگ[6] (۱۹۹۲) و وبر[7] (۲۰۰۲)، برای مطالعه و بررسی رفتار مصرف‌کنندگان 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 (دست‌به‌دهان بودن در مصرف) را با استفاده از معادلات اولر غیرخطی و تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار داد. مطالعه وی نشان داد که اگر تابع

1. Attanasio & Weber
2. Aschauer
3. Sommer
4. Bacchetta & Gerlach
5. Havranek Tomas, Sokolova
6. Cushing
7. Weber

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

مطلوبیت دوره زندگی خانوار را از نظر زمان، جدایی ناپذیر در نظر بگیرد، اثر قاعده سرانگشتی اندک می‌باشد.

آرازا[1] (۲۰۰۰)، با استفاده از روش پانل دیتا برای دوره ۱۹۹۳-۱۳۷۳ به بررسی موضوع پس‌انداز و مصرف در آمریکای لاتین پرداخت وی در مطالعه خود محدودیت نقدینگی و اثرات حرص و ولع[2] مصرف‌کنندگان را مورد توجه قرار داد. نتایج حاکی از رد PIH بوده و حدود ۲۰٪ از مصرف در آمریکای لاتین از درآمد جاری پیش‌بینی شده پیروی می‌کند.

گومز و پاز[3] (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های پانلی کشورهای آرژانتین، برزیل، شیلی کلمبیا، پرو، پاراگوئه و اروگوئه، فرضیه درآمد دائمی را برای داده‌های دوره ۲۰۰۰-۱۹۵۱ بررسی کردند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که مقدار شاخص λ در محدوده ۴۷٪ برای پرو تا ۷۹٪ برای آرژانتین می‌باشد.

مالانچاک[4] (۲۰۱۰) در پایان نامه خود به بررسی تعیین مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان 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 می‌باشد. 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 به‌دست آورده است.

کیلی[5] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای به بررسی قابل پیش‌بینی بودن رشد مصرف با توجه به ماندگاری عادات، جدایی ناپذیری بین مصرف و فراغت، و قاعده سرانگشتی مصرف‌کنندگان برای داده‌های فصلی ۲۰۰۴-۱۹۶۰ ایالات متحده پرداخت. وی در کار خود هر سه اثر را در یک مدل وارد

1. Arreaza
2. Voracity effects
3. Gomes & Paz
4. Malanchak Adam
5. Kiley

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

نموده و نتایج گویای آن است که داده‌ها، با ترجیحات جداناپذیر بین مصرف و فراغت، بیشترین سازگاری را دارند.

مانوئل بیتن کورت و همکاران[1] (۲۰۱۲)، در پژوهشی تحت عنوان«اصلاحات مالی و رفتار مصرفی در مالاوی»، با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای و متغیرهای ابزاری و داده‌های فصلی برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۷، مقدار ضریب مصرف گنندگان دست‌به‌دهان یا λ را برای کشور مالاوی بالای۰/۹۲ به‌دست آورده‌اند.

گستیرا و گاتیرز[2] (۲۰۱۵)، در پژوهشی بررسی نمودند که چه کسری از مردم برزیل، برنامه بهینه‌سازی 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 مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان در مدل‌های با ریسک گریزی نسبی ثابت، عادات مصرفی و ترجیحات بازگشتی اپستین و زین به ترتیب ۸۹٪، ۷۸٪ و ۲۲٪ می‌باشد. بنابراین کسری از درآمد قابل تصرف به خانوارهایی تعلق می‌گیرد که فرضیه درآمد دائمی را نقض کرده و صددرصد درآمد جاری شان مصرف می‌شود.

اولیوریا و کاراسکو[3] (۲۰۱۶) در پژوهشی، به رفتار مصرفی خانوارهای برزیل پرداخته‌اند. آنان عقیده دارند که برخی از خانوارها از فرضیه درآمد دائمی تبعیت نکرده و براساس قاعده سرانگشتی و مبتنی بر درآمد جاری خود، مصرف می‌کنند. از این رو نویسندگان با به‌کارگیری روش GMM به برآورد درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان و همچنین ضریب شکل‌گیری عادات مصرفی اقدام نموده‌اند. براساس داده‌های حساب جاری اقتصاد برزیل، درصد خانوارهای دست‌به‌دهان بین ۰/۴۸ تا ۰/۵۴ به‌دست آمده که معنادار نیز بوده است.

پیوتر[4] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به تأثیر سیاست‌های مالی بر خانوارهای برخی از کشورهای اروپای شرقی (بلغارستان، کرواسی، مجارستان و رومانی) که در مصرف، دست‌به‌دهان هستند و خانوارهایی

1. Manoel Bittencourt, et al
2. Gesteira & Gutierrez
3. Oliveria & Carrasco
4. Piotr

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

که برای مصرف خود برنامه بین دوره‌ای دارند، می‌پردازد. وی در مطالعه خود، خانوارهایی که براساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل کرده و فقط به درآمد جاری توجه دارند و برنامه بهینه‌سازی برای مصرف خود ندارند را خانوارهای غیرریکاردویی[1] و خانوارهایی که تصمیمات مصرفی‌شان براساس درآمد دائمی 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 (دست‌به‌دهان در مصرف) روی شاخص‌های مالی معنادرا می‌باشد و پویایی‌های مصرف به میزان درصد خانوارهایی دست‌به‌دهان در بین کل خانوارها، بسیار حساس است.

تنویر و زکیا[2] (۲۰۱۸) با استفاده آز آزمون منکیو و کمپبل به بررسی رفتار مصرفی خانوارهای پاکستان پرداخته‌اند. آنان خانوارها را به دو دسته تقسیم می‌کنند: دسته اول که دست‌به‌دهان بوده و براساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل کرده و گذشته نگر[3] 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[4] می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که حدود ۵۱٪ از خانوارها در این دسته قرار می‌گیرند.

فخرایی و منصوری (۱۳۸۸) به برآورد میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی براساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران برای داده‌های دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۱ اقدام نموده‌اند. آنان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرده و نتیجه گرفته‌اند که میل نهایی به مصرف برای گروه‌های درآمدی پایین، متوسط و بالا به ترتیب ۰/۹۹۵، ۰/۸۵ و ۰/۷ می‌باشد.

مولایی و عدی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تاثیرشوک‌های موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوار در ایران پرداخته‌اند. نتایج بررسی آنها تأییدکننده آن است که مصرف خانوار به طور کامل توسط شوک‌های دائمی درآمد توضیح داده می‌شود.

1. Non-Ricardian
2. Tanweer Islam, Zkia Zafar
3. Backward looking
4. Forward looking

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

روشن و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله خود به بررسی قاعده سرانگشتی در مصرف برای داده‌های ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۸ پرداخته‌اند. آنان در مطالعه خود از روش تک معادله‌ای و گشتاورهای تعمیمیم یافته و متغیرهای ابزاری به همراه دو پرتفوی ساختگی از دارایی‌های خانوارها استفاده نموده‌اند. نتایج کار آنان گویای آن است که برای دوره مورد نظر حدود ۲۶/۵ درصد از ایرانیان براساس این قاعده در مصرف عمل می‌کنند و رفتار مصرفی مابقی خانوارها نیز از فرضیه درآمد دائمی تبعیت می‌کند.

۳. مبانی نظری و مدل‌های پژوهش

در این قسمت با استفاده از مسأله حداکثر سازی تابع مطلوبیت مصرف کننده و بهره گیری از فرضیه درآمد دائمی و نظریه گام تصادفی هال (۱۹۸۷) در مورد سری زمانی مصرف و تقسیم مصرف‌کنندگان به دو گروه، به بررسی قاعده سرانگشتی در مصرف یا مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان می‌پردازیم. برای این منظور در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CCAPM) عمل نموده، به گونه‌ای که ابتدا در قالب حداکثرسازی مطلوبیت، شکل کلی معادله اولر حاوی عامل تنزیل تصادفی و بازدهی خالص دارایی‌ها استخراج و نحوه برآورد ضرایب به کمک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بیان می‌شود. پس از آن، با بهره گیری از کار کمپبل و منکیو[1] (۱۹۸۹) مصرف‌کنندگان را به دو گروه تقسیم می‌کنیم. گروه اول که صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و گروه دوم که از فرضیه درآمد دائمی تبعیت می‌کنند. سپس، برای مصرف‌کنندگانی که بدنبال بهینه کردن مصرف خود می‌باشند معادلات اولر CCAPM را استخراج می‌نماییم. در این راستا از سه نوع ترجیحات با ریسک گریزی نسبی ثابت، ترجیحات با عادات مصرفی و ترجیحات کرپس- پورتز در تابع مطلوبیت خانوار استفاده خواهد شد؛ به گونه‌ای که در هر سه نوع تابع مطلوبیت، ضریب λ وارد می‌نماییم که در واقع این ضریب مربوط به درصد خانوارهایی است که همه درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و اصطلاحاً دست‌به‌دهان هستند.

1. Campbell and Mankiw

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

۳-۱. ورود ضریب «دست‌به‌دهان بودن در مصرف» در معادلات اولرِمدل‌های CCAPM

ایده اصلی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف (CCAPM)، به وسیله لوکاس[1] (۱۹۷۸) و بریدن[2] (۱۹۷۹) بنا شد که بیان می‌دارند که کارگزاران اقتصادی به منظور تنظیم برنامه‌مصرف آینده خود به جمع‌آوری و نگهداری دارایی‌ها می‌پردازند و به‌این‌ترتیب از مصرف فعلی خود می‌کاهند. بنابراین بین سری مصرف و سری‌های بازدهی دارایی‌های کارگزاران ارتباط و همبستگی وجود دارد. حال اگر مصرف کلیه خانوارهای موجود در اقتصاد فرضی را با C_t نشان دهیم می‌توان آن را به دو جزء $C_{1,t}$ (مصرف مربوط به مصرف‌کنندگانی 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 مصرف‌کنندگانی که برنامه بین‌دوره‌ای برای مصرف خود داشته و برای مصرف خود، برنامه بین دوره‌ای دارند که این مصرف‌کنندگان را گروه دوم می‌نامیم) قابل تفکیک است. ازآنجایی که فقط مصرف‌کنندگان گروه دوم می‌توانند با مبادله مصرف و دارایی‌ها در طول زمان، به بهینه‌سازی مصرف خود بپردازند، به‌کارگیری الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف (CCAPM) فقط برای این دسته از مصرف‌کنندگان موضوعیت دارد. از این رو مسأله حداکثرسازی مطلوبیت که خانوار یا افراد با آن روبرو هستند را می‌توان به صورت زیر بیان کرد(ایسلر و پیکویرا[3]، ۲۰۰۰):

$$\max U_t(.)$$
$$\left[C2,t+s,\theta t+s+1\right]_{t=0}^{\infty} \qquad (۳)$$
$$s.t\begin{cases} C_{2,t}+\theta_{t+1}P_t=\theta_t P_t+\theta_t d_t+Y_t \\ C_{2,t},\theta_{t+1}\geq 0 \end{cases}$$

1. Lucas
2. Breeden
3. Issler and Piqueira

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

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)، θ_t برداری از N دارایی، P_t بردار قیمت دارایی‌ها برای هر دوره و d_t بردار سود دارایی‌ها[1] 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 به‌دست می‌آورد. در هر دوره، کارگزار نوعی، درآمدی به اندازه Y_t دریافت می‌نماید. حل مسأله برای $U_t = E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{2,t+s})\right]$ معادله اولر (۴) را می‌دهد:

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

که $U_t(.)$ تابع مطلوبیت آنی می‌باشد، β 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 (۴) بر $P_{j,t}$ و امکان جای‌گذاری $P_{j,t+1} + d_{j,t+1} \Big/ P_{j,t}$ با $R_{j,t+1}$ بازدهی خالص دارایی j در زمان $t+1$، خواهیم داشت:

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

1. Dividends vector

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

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[1] است، به عبارتی:

$$\Delta c2,t = \varepsilon t \quad (۶)$$

که $\Delta C_{2,t}$ نشان دهنده تغییرات مصرف و ε_t ابداعات[2] یا اختلالات می‌باشد.

کمپبل و منکیو[3] (۱۹۸۹)، مصرف‌کنندگان را به دو گروه دسته بندی کردند. گروه اول که سهم λ از درآمد قابل تصرف را دریافت می‌کنند به طوری که همه درآمد جاری‌شان $Y_{1,t}$ را مصرف می‌نمایند. دومین گروه، سهم $1-\lambda$ از درآمد قابل تصرف عایدشان می‌شود و این گروه از فرضیه درآمد دائمی (PIH) تبعیت کرده و درآمد آنها را $Y_{2,t}$ فرض می‌نماییم. از این رو، کل درآمد اقتصاد برابراست با $Y_{1,t} + Y_{2,t}$؛ یا

$$Y_t = \lambda Y_t + (1-\lambda) Y_t \quad (۷)$$

برای مصرف‌کنندگان گروه اول، رابطه $\Delta C_{1,t} = \lambda \Delta Y_{1,t} = \lambda \Delta Y_t$ برقرار بوده در حالی که مصرف‌کنندگان گروه دوم از معادله (۶) تبعیت می‌کنند. کل تغییرات در مصرف را می‌توان 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 کمپبل به صورت (۸) دست خواهیم یافت(کمپبل و منکیو، ۱۹۸۹):

$$\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1-\lambda) \varepsilon_t \quad (۸)$$

معادله (۸) بیان می‌دارد که تغییرات در مصرف، میانگین وزنی از تغییرات درآمد گروه اول و تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در درآمد دائمی گروه دوم می‌باشد. فرضیه‌های مربوطه را می‌توان به صورت (۹) نوشت:

1. Random walk
2. Innovation
3. Campbell and Mankiw

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

$$H0: \Delta C_t = \varepsilon_t \Rightarrow \lambda = 0$$
$$H1: \Delta C_t = \lambda \Delta Y_{1,t} = \lambda \Delta Y_t \Rightarrow \lambda > 0 \quad (۹)$$

درواقع زمانی که $\lambda = 0$، یعنی فرضیه درآمد دائمی برقرار است. تحت فرضیه جایگزین (H_1)، تغییر در مصرف، میانگین وزنی از تغییرات در درآمد جاری می‌باشد. شایان ذکر است که معادله(۸) را نمی‌توان با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زد زیرا ممکن است جزء خطا با تغییرات درآمد همخطی داشته باشد.

همان‌طور که ذکر شد مسأله بهینه‌سازی بین دوره‌ای، صرفاً برای خانوارهای گروه دوم که مصرف آنها با $C_{2,t}$ نشان داده شد، موضوعیت دارد. به همین دلیل، وبر [1] (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:

$$C_{2,t} = C_t - \lambda Y_t \quad (۱۰)$$

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

$$E_t\left[\beta \frac{u'(C_{t+1} - \lambda Y_{t+1})}{u'(C_t - \lambda Y_t)} R_{j,t+1}\right] = 1, \; j = 1, 2, \ldots, N \quad (۱۱)$$

با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، می‌توان پارامترهای مدل (۱۱) را برآورد نمود. از تکنیک GMM که توسط پیتر هانسن [2] (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 $\tilde{\theta}$ بردار از پارامترها و h یک بردار $r \times 1$ باشد که شروط تعامدی را ایجاد می‌کند. بنابراین $\tilde{\theta}$ شرط $E[h(\tilde{\theta}, w_t)] = 0$ را برقرار می‌سازد. چنانچه دو دارایی داشته باشیم، تعداد شروط تعامدی برابر $r = 2M$ می‌باشد که M

1. Weber
2. Peter Hansen

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

تعداد ابزارهای استفاده شده در تخمین می‌باشد. فرض کنید X_t برداری از متغیرهای ابزاری باشد. پس شروط تعامدی عبارتند از:

$$h(\theta, w_t) = \begin{bmatrix} (1-\beta\frac{u'(C_{t+1}-\lambda Y_{t+1})}{u'(C_t-\lambda Y_t)}R_{1,t+1})X_t \\ (1-\beta\frac{u'(C_{t+1}-\lambda Y_{t+1})}{u'(C_t-\lambda Y_t)}R_{2,t+1})X_t \end{bmatrix}_{2M\times 1} \qquad (۱۲)$$

بنابراین برای ۲ و ۱ = j، 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 کرونکر می‌باشد. گشتاور نمونه به‌صورت $g(\tilde{\theta},y_t)=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}h(\tilde{\theta},w_t)$ 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، به‌طوری 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 داده ها، از آزمون J هانسن استفاده می‌شود. آماره J به‌طور 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 مسأله حداکثرسازی مطلوبیت مصرف کننده (شامل ضریب درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان یا ضریب λ) استخراج می‌شود، به گونه‌ای که در اَشکال مختلف تابع مطلوبیت از ترجیحات ریسک گریزی نسبی ثابت(CRRA[1])، ترجیحات عادات مصرفی و ترجیحات کرپس-پورتز استفاده خواهد شد.

1. Constant Relative Risk Aversion

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

ـ ترجیحات ریسک گریزی نسبی ثابت

در اولین مدل، از تابع مطلوبیت آنی (لحظه‌ای) شامل ریسک‌گریزی نسبی ثابت به‌صورت 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:

$$U_t = E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{2,t+s})\right] = E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{\frac{C_{2,t+s}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}\right\}\right] \qquad (۱۳)$$

که γ ضریب ریسک گریزی نسبی است و معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای می‌باشد. معادلات اولر در این حالت عبارتند از:

$$E_t\left[\beta\left(\frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}}\right)^{-\gamma} R_{j,t+1}\right] = 1,\ j = 1,2,\ldots,N \qquad (۱۴)$$

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

$$E_t\left[\beta\left(\frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t - \lambda Y_t}\right)^{-\gamma} R_{j,t+1}\right] = 1,\ j = 1,2,\ldots,N \qquad (۱۵)$$

با تقسیم اجزاء کسر بر C_t، خواهیم داشت:

$$E_t\left[\beta\left(\frac{\frac{C_{t+1}}{C_t} - \lambda\frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1-\lambda\frac{Y_t}{C_t}}\right)^{-\gamma} R_{j,t+1}\right] = 1,\ j = 1,2,\ldots,N \qquad (۱۶)$$

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

$$E_t\left[\left\{1-\beta\left(\frac{\frac{C_{t+1}}{C_t}-\lambda\frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1-\lambda\frac{Y_t}{C_t}}\right)^{-\gamma}R_{j,t+1}\right\}\otimes X_t\right]=0,\ j=1,2,\ldots,N \qquad (۱۷)$$

ـ ترجیحات با شکل‌گیری 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 مصرف‌کننده 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 شکل‌گیری عادات مصرفی استفاده می‌شود، به فرم زیر است (ابل، ۱۹۹۰):

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

به دنبال کار ابل[1] (۱۹۹۰)، در این مطالعه نیز تابع $\nu_t(.)$ به شکل $\nu_t=\left[C_{2,t-1}^{D}\bar{C}_{2,t-1}^{1-D}\right]^{\kappa}$ 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 $\nu_t=\left[C_{2,t-1}\right]^{\kappa}$ و از این رو، تابع مطلوبیت U_t عبارتست از(ایسلر و پیکیویرا، ۲۰۰۰):

$$U_t=E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty}\beta^s u(C_{2,t+s},\nu_{t+s-1})\right]=E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty}\beta^s\left\{\frac{\left[\frac{C_{2,t+s}}{C_{2,t+s-1}^{\kappa}}\right]^{1-\gamma}}{1-\gamma}\right\}\right],\ j=1,2,\ldots,N \qquad (۱۸)$$

1. Abel

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

که $C_{2,t+s}$ مصرف کنونی انفرادی یا خانوار در زمان $t+s$ و $C_{2,t+s-1}$ مصرف گذشته انفرادی یا خانوار در زمان $t+s-1$ و κ پارامتر کنترلی برای جدایی پذیری زمانی در تابع است. معادلات اولر عبارتنداز:

$$E_t\left[\beta\left(\frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}}\right)^{\kappa(\gamma-1)}R_{j,t+1}\right]=1,\ j=1,2,...,N \qquad (۱۹)$$

جای‌گذاری (۱۰) در (۱۹) می‌دهد:

$$E_t\left[\beta\left(\frac{C_{t+1}-\lambda Y_{t+1}}{C_t-\lambda Y_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{C_t-\lambda Y_t}{C_{t-1}-\lambda Y_{t-1}}\right)^{\kappa(\gamma-1)}R_{j,t+1}\right]=1,\ j=1,2,...,N \qquad (۲۰)$$

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

$$E_t\left[\beta\left(\frac{\frac{C_{t+1}}{C_t}-\lambda\frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1-\lambda\frac{Y_t}{C_t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{\frac{C_t}{C_{t-1}}-\lambda\frac{Y_t}{C_{t-1}}}{1-\lambda\frac{Y_{t-1}}{C_{t-1}}}\right)^{\kappa(\gamma-1)}R_{j,t+1}\right]=1,\ j=1,2,...,N \qquad (۲۱)$$

با در نظر گرفتن بردار ابزارها X_t و شرو ط تعامدی، خواهیم داشت (گومز و ایسلر[1] ۲۰۱۷):

$$E_t\left[\left\{1-\beta\left(\frac{\frac{C_{t+1}}{C_t}-\lambda\frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1-\lambda\frac{Y_t}{C_t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{\frac{C_t}{C_{t-1}}-\lambda\frac{Y_t}{C_{t-1}}}{1-\lambda\frac{Y_{t-1}}{C_{t-1}}}\right)^{\kappa(1-\gamma)}R_{j,t+1}\right\}\otimes X_t\right]=0,\ j=1,2,...,N \qquad (۲۲)$$

1. Gomes F. A. R. , Issler

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

ـ ترجیحات کرپس-پورتز

سومین فرم ترجیحات که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد تعمیم‌یافته ترجیحات کرپس-پورتز (۱۹۷۸) توسط اپستین- زین (۱۹۸۹) می‌باشد. در این نوع ترجیحات، تابع کل مطلوبیت به‌صورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت (CES[1]) است که به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$U_t = \left[(1-\beta) C_{2,t}^{\rho} + \beta \left[E_t \tilde{U}_{t+1}^{\alpha} \right]^{\frac{\rho}{\alpha}} \right]^{\frac{1}{\rho}} \qquad (۲۳)$$

که E_t عملگر انتظارات شرطی با فرض اطلاعات در دسترس کارگزار اقتصادی در دوره برنامه‌ریزی است و $\tilde{U}_{t+1}$ مطلوبیت آینده شخص یا خانوار می‌باشد. ضریب ریسک گریزی γ ثابت و برابر $\gamma = 1 - \alpha$ است که پارامتر α 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 مسأله حداکثرسازی در این حالت، عبارتند از(اپستین و زین،۱ ۱۹۹):

$$E_t \left[\beta \eta \left(\frac{C_{2,t+1}}{C_{2,t}} \right)^{\eta(\rho-1)} B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right] = 1, \; j = 1, 2, \ldots, N \qquad (۲۴)$$

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

$$E_t \left[\beta \eta \left(\frac{C_{t+1} - \lambda Y_{t+1}}{C_t - \lambda Y_t} \right)^{\eta(\rho-1)} B_{t+1}^{\eta-1} R_{j,t+1} \right] = 1, \; j = 1, 2, \ldots, N \qquad (۲۵)$$

با تقسیم صورت و مخرج کسرها بر C_t خواهیم داشت:

1. Constant Elasticity of Substitution

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

$$E_t\left[\beta^{\eta}\left(\frac{\frac{C_{t+1}}{C_t}-\lambda\frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1-\lambda\frac{Y_t}{C_t}}\right)^{\eta(\rho-1)}B_{t+1}^{\eta-1}R_{j,t+1}\right]=1,\ j=1,2,...,N \qquad (۲۶)$$

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

$$E_t\left[\left\{1-\beta^{\eta}\left(\frac{\frac{C_{t+1}}{C_t}-\lambda\frac{Y_{t+1}}{C_t}}{1-\lambda\frac{Y_t}{C_t}}\right)^{\eta(\rho-1)}B_{t+1}^{\eta-1}R_{j,t+1}\right\}\otimes X_t\right]=0,\ j=1,2,...,N \qquad (۲۷)$$

٤. بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

٤-١. 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 مرکزآمار 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 شده‌اند. سایر داده‌ها عبارتند از:

داده‌های مربوط به نرخ سود بانکی (بازده سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت دار)، بازدهی نرخ ارز، بازده شاخص سهام (که با استفاده از داده‌های شاخص قیمت سهام و با توجه به رابطه $\frac{P_t-P_{t-1}}{P_{t-1}}$ به دست آمده است)، بازدهی سکه (به عنوان جانشینی برای بازدهی طلا)، شاخص بهای خدمات ساختمانی، بازده دستمزد نیروی انسانی (که براساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار به‌دست 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

وزارت تعاون، کار و امور اجتماعی اخذ شده است. شایان ذکر است که از آنجایی که در مدل سوم که از ترجیحات کرپس-پورتز استفاده شده، لازم است در کنار بازدهی هریک 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 بازاربورس»، برای بازده بخش مسکن از «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن»، برای بازده دستمزد از درآمد نیروی کار و برای بازده سپرده از آمار حجم سپرده‌های مدت‌دار 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 متوسط بازدهی پرتفوی خانوار، هر یک از وزن‌ها را در بازدهی هر دارایی ضرب نموده تا میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های به‌کار رفته در سبد مذکور به‌دست آید و از آن در معادله (۲۷) به جای B_{t+1} استفاده شود. ویژگی‌های آماری متغیرهای به‌کار رفته در پژوهش حاضر در جدول (۱) آمده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

جدول ۱. خصوصیات آماری متغیرهای استفاده شده درپژوهش

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو سال متوالی	نسبت درآمد به مصرف	بازده نرخ ارز	بازده مسکن	بازده طلا (سکه)	بازده سپرده‌های بانکی	بازده سهام	پرتفوی ثروت
علامت اختصاری	CONS۱۰=$\frac{C_{t+1}}{C_t}$	Y1C0=$\frac{Y_{t+1}}{C_t}$	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: نتایج تحقیق

از آنجایی که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استخراج شده، استفاده می‌شود، لازم است که مانایی متغیرهای مورد استفاده مورد بررسی قرارگیرد. از این رو نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم‌یافته و همچنین آزمون زیوت–اندریوز[1] (که به بررسی مانایی متغیرها با وجود شکست ساختاری می‌پردازد)، در جدول (۲) ارائه شده است.

1. Zivot-Andrews

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای استفاده شده در پژوهش

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون ADF	مقداربحرانی ADF	آماره آزمون زیوت-اندریوز	سال شکست	مقداراحتمال
نسبت مصرف دو سال متوالی	CONS10	با عرض از مبدأ	-۳/۲۵	-۲/۹۵	-	-	-
نسبت درآمد به مصرف	Y1C0	با عرض از مبدأ	-۲/۸۹	-۲/۶۵	-	-	-
بازده نرخ ارز	EXH	با عرض از مبدأ	-۴/۱۴	-۲/۹۴	-۴/۹۴	۱۳۷۹	۰/۰۴۷۹
بازده مسکن	HOUS	با عرض از مبدأ	-۴/۱۲	-۲/۹۴	-۴/۵۹	۱۳۷۶	۰/۰۱۹۸
بازده طلا (سکه)	COIN	با عرض از مبدأ	-۵/۹۳	-۲/۹۴	-۶/۴۴	۱۳۸۹	۰/۰۱۵
بازده سپرده‌های بانکی	RATE	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۹۶	-۳/۵۶	-۵/۰۹	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	-۹/۴۴	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 تأیید می‌نمایند.

٤-۲. برآورد معادلات اولر و تخمین ضریب درصدمصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان در ایران

پس از اطمینان از مانایی متغیرها، به نتایج برآورد هر یک از مدل‌های پژوهش می‌پردازیم تا درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان کشور یا درصد افرادی که از فرضیه درآمد دائمی پیروی نمی‌کنند، تعیین گردد. به‌دلیل غیرخطی بودن مدل‌های پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می‌شود. این روش ملزم به انتخاب متغیرهای ابزاری می‌باشد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

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 به‌دست آوردن اکسترمم‌های 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 اولیه‌ی متعدد و متغیرهای ابزاری مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای به‌کاررفته 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

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

مقادیر اولیه (γ,λ,β)	β	λ	γ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(۱/۱،۶/۳ ،۰/۷)	۰/۸۷ *(۲/۸۶)	۰/۳۷ *(۴/۷)	۳۲/۳ *(۳/۹۹)	۰/۳۵۵	۸/۱۶۵	۱۶/۹۱
آزمون‌های تشخیصی						
آزمون	مقدار آماره		مقداراحتمال(P_value)			
خودهمبستگی سریالی	۱۵۰/۳۷		۰/۹۸۸			
ناهمسانی واریانس	۱/۰۶۴		۰/۷۴۲			

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

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و SAHAM(-1), GDP83(-1), CONS83(-1) به ترتیب وقفه اول بازده سهام، وقفه اول تولید ناخالص ملی به قیمت پایه۸۳ و وقفه اول مصرف به قیمت پایه ۸۳ می‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

همان‌طور که بیان شد سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر 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. همان‌طورکه 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-دوی حاصل، از حاصلضرب تعداد ابزارها در تعداد معادلات سیستم، منهای تعداد پارامترها به‌دست 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 بوده‌اند. ضریب مربوط به درصد خانوارهایی که از فرضیه درآمد دائمی تبعیت نمی‌کنند و برای مصرف خود برنامه بلند مدت ندارند و از آنها به عنوان خانوارهایی که اصطلاحاً «دست‌به‌دهان» هستند در این مدل که از تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت استفاده شده است برابر ۰/۳۷ می‌باشد. همچنین شایان ذکر است که آزمون‌های تشخیصی، نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی سریالی دربین باقیمانده‌های مدل و همچنین عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اختلال می‌باشد.

دومین مدلی که در این پژوهش برای تخمین درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان 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 مصرف‌کنندگان 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

جدول ۴. نتایج تخمین مدل دوم یا معادلات

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

مقادیر اولیه $(\kappa,\gamma,\lambda,\beta)$	β	λ	γ	κ	آماره **J** خروجی نرم افزار	آماره **J** مدل	آماره **J** بحرانی
(۰/۲،۱/۰،۲/۴ ،۱)	۰/۶۷ *(۳/۷۳)	۰/۵۲ *(۱۴/۹۵)	۲۵ *(۴/۷۹)	۱۴ *(۸/۳۰)	۰/۲۶۵	۸/۷۴	۲۱/۰۲۶

آزمون‌های تشخیصی		
آزمون	مقدار آماره	مقداراحتمال(P_value)
خودهمبستگی سریالی	۱۲۲/۰۶۹	۰/۹۹
ناهمسانی واریانس	۱/۳۰	۰/۵۷۵

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

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و (-1)HOUS, أ(-2)COIN, (-1)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٪ معنادارهستند. آماره J خروجی مدل نیز برابر ۸/۷۴ می‌باشد که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۲۱/۰۲۶ کمتر می‌باشد که این تأییدکننده 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 λ که نشان دهنده درصد خانوارهایی است که مصرف دست‌به‌دهان داشته و از قاعده سرانگشتی در مصرف تبعیت می‌کنند و برنامه 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 دربین آنها می‌باشد.

سومین مدلی که در این مقاله برای برآورد درصد مصرف‌کنندگانی که از فرضیه درآمد دائمی پیروی نمی‌کنند و اصطلاحاً مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان هستند، مدلی است که در آن از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

ترجیحات بازگشتی کرپس-پورتز (توسعه یافته توسط اپستین-زین) استفاده شده است. در این مدل درکنار بازده دارایی‌های مختلف، از متوسط بازده سبد دارایی‌های خانوار ایرانی نیز که پیشتر درمورد نحوه ساخت آن توضیح داده شد، استفاده می‌شود. در این نوع ترجیحات، تابع کل مطلوبیت به‌صورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت بیان می‌شود. نتایج بهترین مدل تخمینی به همراه مقادیر اولیه و ابزارهای مناسب برای معادله (۲۷) که در آن از ترجیحات کرپس-پورتز و یا اپستین-زین استفاده شده است، در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول۵. نتایج تخمین مدل سوم یامعادلات

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

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

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

- ابزارهای مورد استفاده: عرض از مبدأ و HOUS(-1), COIN(-1), EXH(-2) و PORTFO(-2) به ترتیب وقفه اول بازده مسکن، وقفه اول بازده طلا(سکه)، وقفه دوم بازده نرخ ارز و وقفه دوم بازده سبد دارایی‌های خانوار می‌باشند.

همان‌طور که از جدول (۵) پیداست برای معادله حاوی ترجیحات کرپس-پورتز، ضریب مربوط به درصد خانوارهایی که از قاعده سرانگشتی در مصرف تبعیت می‌کنند و مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان می‌باشند یعنی λ برابر ۰/۴۵ شده است. در واقع ۴۵ درصد از خانوارهای ایرانی،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

صددرصد درآمد جاری شان را مصرف می‌کنند. نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که باقیمانده‌های مدل، فاقد خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس می‌باشند.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مقاله بررسی شد که چه کسری از خانوارهای ایرانی مصرف خود را براساس یک برنامه مدت‌دار و آینده‌نگرانه بهینه‌سازی نمی‌نمایند و اصطلاح «مصرف کنندگان دست‌به‌دهان» 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 ۱۳۹۵-۱۳۶۱استفاده 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 λ از درآمد قابل تصرف را دریافت می‌کنند به طوری که همه درآمد جاری‌شان را مصرف می‌نمایند. دومین گروه، سهم $1-\lambda$ از درآمد قابل تصرف عایدشان می‌شود و این گروه از فرضیه درآمد دائمی تبعیت می‌کنند. سپس، با ورود λ به تابع مطلوبیت خانوار، با استفاده از مسأله بهینه‌سازی مطلوبیت مصرف کننده 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 دست‌به‌دهان 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 λ برابر۵۲ درصد گردید. همچنین در مدل سوم سعی شد از ترجیحات کرپس-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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

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 قاعده دست‌به‌دهان بودن در مورد آنها صادق است را به‌کار گیریم، می‌توان بیان داشت که حدود ۴۵ درصد از خانوارهای ایرانی صددرصد درآمد جاری‌شان را مصرف می‌کنند و اصطلاح مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان در مورد آنها صادق است. به‌کارگیری ترجیحات مختلف در مطالعه حاضر و به‌دست آمدن نتایج مختلف برای درصد مصرف‌کنندگان دست‌به‌دهان 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 λ در محدوده ۳۷٪ تا ۵۲٪ می‌باشد. با توجه به میانگین نتایج استخراجی از سه مدل، می‌توان اذعان داشت که درصد خانوارهای دست‌به‌دهان که برای مصرف خود، برنامه‌ی بهینه‌سازی بین دوره‌ای ندارند، حدوداً ۴۵درصد می‌باشد که قابل ملاحظه است. در واقع این خانوارها، تمایلی به سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در انواع دارایی‌ها نداشته و صددرصد درآمد جاری خود را مصرف می‌کنند و این دسته از خانوارها فاقد برنامه آینده‌نگر 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 نمی کنند، که این موضوع می‌تواند به علل مختلفی از جمله؛ سبک زندگی خانوارها، کوته نگری و عدم نگاه به آینده، محدودیت نقدینگی، عدم آشنایی با بازار سرمایه و... باشد. نتایج پژوهش حاضر نزدیک به نتایج مقاله‌های گومز و پاز(۲۰۰۴)، اولیوریا و کاراسکو[1] (۲۰۱۶)، تنویر و زکیا[2] (۲۰۱۸) است که در بخش پیشینه پژوهش به آنها اشاره شد. همچنین، نتیجه مدل اول مقاله حاضر که در آن از ترجیحات با ریسک‌گریزی ثابت استفاده شد، به نتیجه مطالعه روشن و همکاران (۱۳۹۲) نزدیک می‌باشد، اما به‌دلیل تفاوت در

1. Oliveria & Carrasco
2. Tanweer Islam, Zkia Zafar

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

دوره‌های زمانی مورد بررسی در دو پژوهش و این‌که در مقاله مذکور روش تک معادله‌ای به‌کار 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 سرمایه خانوارها 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 شهیکی تاش (۱۳۹۲)، "بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در ایران"، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، دوره۸، شماره ۲۵، صص۵۳-۶۵.

فخرایی، عنایت الله و سید امین منصوری (۱۳۸۸)، "برآورد میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی براساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران"، *مجله دانش و توسعه*، دوره ۱۶، شماره۲۹، صص ۳۹-۲۱.

مولایی محمد، عدی علی (۱۳۹۵)، "بررسی تاثیرشوک‌های 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. (1990). "Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses", *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, pp.38-42.

Arreaza A. (2000). "Liquidity Constraints and Excess Sensitivity of Consumption in Latin American Countries", *retrieved from http://www.cemla.org/red/papers2000.*

Aschauer D.A. (1985). "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *American Economic Review*, Vol. 75, No. 1, pp.117-127.

Attansio O.P. and G. Weber (1995). "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey", *Journal of Political Economy*, Vol.103, No. 6, pp.57-121.

Bacchetta P. and S. Gerlach (1997). "Consumption and Credit Constraint: International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol.40, No. 2, pp. 207-238.

Breeden Douglas T. (1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics*, No.7, pp.265-296.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

Campbell J.Y. and G.N. Mankiw (1989). "Consumption Income and Interest rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER, Macroeconomics Annual*, No.4, pp.185-216.

Campbell J.Y. and G.N. Mankiw (1990). "Permanent Income Current Income and consumption", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.8, No. 3, pp.265-279.

Cushing M.J. (1992). "Liquidity Constraints and Aggregate Consumption behavior", *Economic Inquiry*, Vol.30, No. 1, pp.134-153.

Epstein L. and S. Zin (1991)."Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy*, No. 99, pp.263–286.

Epstein Larry G. Zin. (1989), "Substitution, Risk Aversion and the Temporal behavior of Consumption and Asset Returns: A Theorical Framework", *Econometrica*, Vol.57, No. 4, pp.937-969.

Gesteira M.C. and C.E.C. Gutierrez (2015), "Testing the Optimality of Consumption Decisions of the Representative Household: Evident from Brazil", *Review Brusileian de Economia*, Vol.69, No. 3, pp.373-387.

Gomes F.A.R., J.V. Issler (2017), "Testing Consumption Optimality using Aggregate Data", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 21., No 5, pp. 1119-1140.

Hall R.E. (1988). "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, No. 96, pp.339-357.

Hall R.E. and F. Mishkin (1982). "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income", *Econometrica*, No. 50, pp. 461-481.

Hansen Lars Peter and J. Singleton, Keneth (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, No. 50, pp.1269-1286.

Havranek T. and A. Sokolova (2016). "Do Consumers Really Follow a Rule of Thumb? Three Thousand Estimates from 130 Studies say "Probably Not", *Czech National Bank, Charles University, Prague, NRU Higher School of Ecobomics, Moscow, WP BRP 137/EC/ 2016*, pp.1-51.

Issler João Victor, Piqueira Natalia Scotto (2000),"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. 20, No. 2, pp. 201-239.

Kiley T Michael (2010). "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.92, No. 3, pp.679-683.

Kreps D. and E. Porteus (1978). "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory", *Econometrica* No.46, pp.185-200.

Lucas Robert E. Jr. (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, No.46, pp.1429-1445.

Malanchak Adam (2010). "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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]

Manoel Bittencourt, Chance Mwabutwa and Nicola Viegi (2012). "Financial Reforms and Consumption behavior in Malawi", *University of Pretoria Department of economics working paper series*, No. 10, pp.1-30.

Oliveria Lucio Hellery Holanda and Carrasco-GutierrezCarlos Enrique (2016). "The Dynamics of the Brazilian Current Account with Rule of Thumb Consumers", *Economia Aplicada*, Vol.20, No2, pp. 287-306.

Piotr Krajewski (2017). "Heterogeneity of Households and the Effects of Fiscal Policy in the CEE Contries", *Romani Journal if Economic Foecasting*-XX(2). pp. 79-93.

Tanweer Islam and Z. Zkia (2018). "A Time Series Analysis of Aggregate Consumption Function for Pakistan", *Argumenta oeconomica*, Vol. 1 No.38, pp. 243-255.

Sommer. M. (2007). "Habit Formation and Aggregate Consumption Dynamics", *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol.7, No. 1, pp.1-25.

Weber C. (2002). "Intertemporal Non-separability and Rule of Thumb Consumption", *Journal of Monetary Economics*, Vol.49, No. 2, pp.293-308.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-17]