

## بررسی وجود همجمعی در تابع مصرف بخش خصوصی

دکتر محمد نوفرستی\*

تاریخ پذیرش  
۹۴/۶/۲۳

تاریخ دریافت  
۹۴/۴/۱۵

### چکیده

هر چند بیش از ۸۰ سال از زمانی که کینز عنوان داشت "مصرف تابعی از درآمد قابل تصرف است" می‌گذرد، اما هنوز بین اقتصاددانان در مورد اینکه مصرف تابعی از درآمد است یا ثروت اتفاق نظری حاصل نشده است. مطالعات تجربی که مصرف را تنها تابعی از درآمد قابل تصرف در نظر گرفته‌اند، در رسیدن به یک رابطه همجمعی ناموفق بوده‌اند. اما ادبیات نوین همجمعی نشان داده است که وجود ثروت در تابع مصرف به برقراری رابطه همجمعی منجر می‌شود. با این وجود، در جوامعی که دارای تغییرات عمده‌ای در ساختار سنی جمعیت بوده‌اند، تنها لحاظ کردن متغیر ثروت در تابع مصرف موجب نشده است تا یک رابطه همجمعی حاصل شود. فرضیه دوران زندگی اندو و ماد یگلیانی بر این تأکید دارد که رفتار مصرفی افراد تابعی از سن آنهاست. این مقاله در پی یافتن متغیرهایی که همجمعی را در تابع مصرف امکان‌پذیر می‌سازد، تابع مصرفی را در سطح کلان براساس مبانی نظری اقتصاد خرد استخراج کرده است و با برآورد آن به روش همجمعی به این نتیجه رسیده است که تنها با حضور هر دو متغیر ثروت و تغییر ساختار سنی جمعیت است که می‌توان به یک رابطه تعادلی بلندمدت برای مخارج مصرفی خانوارها دست پیدا کرد. نتایج حاکی از آنست که میل نهایی به مصرف در بلندمدت حدود ۰/۷ است. در عین حال گروه سنی ۵۰ تا ۶۹ سال کمترین میل متوسط به مصرف را در بین گروه‌های سنی دارا هستند و در نتیجه بیشترین مقدار پس‌انداز را شکل می‌دهند. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا نیز نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۴٪ از خطای عدم تعادل دوره قبل تعدیل

می‌شود و در نتیجه حرکت به سوی تعادل بلندمدت نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.  
**کلید واژه‌ها:** تابع مصرف بخش خصوصی، ساختار سنی جمعیت، میل نهایی به مصرف،  
همجمعی، الگوی تصحیح خطا (ECM).  
**طبقه‌بندی JEL:** C13, C22, E12, E13, E21

## ۱- مقدمه

ماهیت تابع مصرف بیش از ۸۰ سال است که مورد بحث اقتصاددانان است. ایده ارتباط بین درآمد و مصرف خانوارها به کینز (۱۹۳۶) باز می‌گردد که عنوان داشت مصرف تابعی از درآمد قابل تصرف است. اما در این رابطه، اتفاق نظر بین اقتصاددانان وجود ندارد. کلاور<sup>۱</sup> (۱۹۶۵) نشان می‌دهد که تابع مصرف کینزی نمی‌تواند در شرایط تعادل عمومی و الراسی صادق باشد. بنابراین می‌توان استنباط کرد که تصمیمات در مورد مخارج مصرفی، همانگونه که هوور<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) نیز بیان می‌کند به درآمد خانوارها بستگی نداشته و در واقع متأثر از ثروت آنان است. با توجه به اختلاف نظر موجود در مورد متغیرهای تعیین‌کننده مخارج مصرفی، این مقاله سعی دارد تا با اتکاء به مبانی نظری و مطالعات تجربی، مشخص نماید در اقتصاد ایران، مجموعه متغیرهایی که در تابع مصرف همجمع بوده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را نتیجه می‌کنند کدام است. برای این منظور، بخش دوم مقاله به بیان ملاحظات نظری تابع مصرف می‌پردازد. در بخش سوم، تابعی برای مخارج مصرفی بر اساس مبانی نظری خرد اقتصاد کلان استخراج می‌گردد. بخش چهارم به تصریح تابع مخارج مصرفی خانوارها در سطح کلان اقتصادی می‌پردازد. در بخش پنجم مقاله، ضرایب الگوی تصریح شده برآورد می‌شود. بخش ششم به نتیجه‌گیری در مورد یافته‌های مقاله اختصاص دارد.

## ۲- ملاحظات نظری

اقتصاد کلان جدید با تأکید بر مبانی اقتصاد خرد که متضمن بهینه‌یابی منطقی مصرف‌کننده

---

1. Clower, R.W.  
2. Hoover, K.D.

در رابطه با مصرف بین‌زمانی است، حقایقی را در خصوص وابستگی مصرف به ثروت خانوارها آشکار می‌سازد. ثروت خانوارها مجموعه‌ای از دو ثروت است که یکی ثروت انسانی و دیگری ثروت فیزیکی و مالی است. ثروت انسانی غیر قابل مشاهده است و معمولاً به صورت ارزش فعلی درآمدهای آینده حاصل از نیروی کار که متناسب با در آمد زمان حال است در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس است که درآمد در تابع مصرف در کنار متغیرهای ثروت فیزیکی و مالی به عنوان جانشینی برای ثروت انسانی حضور پیدا می‌کند. دانستن آنکه چگونه ثروت فیزیکی و مالی بر تقاضای مصرفی خانوارها اثر می‌گذارد و از آن طریق تقاضای کل اقتصاد را متأثر می‌کند، بسیار جالب است. نقش ثروت در تابع مصرف روشن خواهد کرد که تغییرات در ثروت تا چه اندازه بر مصرف خانوارها و در نتیجه بر میزان پس انداز آنان اثر خواهد گذاشت. وقتی مخارج مصرفی خانوارها متأثر از ثروت است، کاهش در ثروت خانوارها می‌تواند به افزایش نسبی در پس‌انداز آنان منجر شود. افزایش نسبی در پس‌انداز مآلاً کاهش در مخارج مصرفی را به دنبال خواهد داشت. ثروت واقعی خانوارها هنگامی دستخوش تغییر می‌شود که ارزش واقعی انباره ثروت در اثر تغییر سطح عمومی قیمت‌ها تغییر یابد. ارزش واقعی سهام به هنگام تغییر سطح عمومی قیمت‌ها تغییری نمی‌کند زیرا نماینده‌ای از میزان مشخصی سرمایه فیزیکی است. تغییر ارزش واقعی اوراق قرضه‌ای که افراد بخش خصوصی برای یکدیگر صادر می‌کنند نیز به هنگام تغییر سطح عمومی قیمت‌ها اثری بر ثروت واقعی جامعه ندارد، زیرا دارایی قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان به یک میزان و در جهت مخالف تغییر می‌کند. اما اگر اوراق بهاداری با ارزش اسمی وجود داشته باشند که نماینده قرض هیچ فردی در بخش خصوصی نباشد، آنگاه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها موجب خواهد شد تا ثروت واقعی افراد کاهش پیدا کند. معمولاً اوراق قرضه دولتی و آن بخش از عرضه پول (اسکناس) که بدهی دولت تلقی می‌شود از چنین ماهیتی برخوردار است، زیرا جزء دارایی‌های بخش خصوصی تلقی می‌شود در حالی که بدهی هیچ فردی در بخش خصوصی نیست. در نتیجه وقتی سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد، ارزش واقعی ثروت بخش خصوصی کاهش یافته و موجب می‌شود تا مصرف کاهش یابد.

این مسئله را نباید نادیده گرفت که اگر تغییر در ارزش ثروت افراد جامعه که به خاطر تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها حادث می‌شود موجب گردد تا توزیع ثروت جامعه تغییر پیدا کند، مصرف بخش خصوصی تغییر خواهد یافت. لذا برای لحاظ کردن اثرات مورد اشاره، در این مطالعه، متغیری که به عنوان نماینده ثروت بخش خصوصی در نظر گرفته شده است ترکیبی از مستغلات، نقدینگی و اوراق مشارکت دولتی است.

در تصریح رابطه‌ای برای مخارج مصرفی خانوارها، مطالعاتی که مصرف را تنها تابعی از درآمد در نظر گرفته‌اند، در رسیدن به یک رابطه همجمعی که مبین وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است، ناموفق بوده‌اند. در مقابل، مطالعات تجربی زیادی رابطه بلندمدت میان مصرف، درآمد و ثروت را بر اساس آمار حساب‌های ملی مورد تایید قرار داده‌اند. تحلیل‌های صورت گرفته بر اساس ادبیات نوین همجمعی نشان داده است که سه متغیر مصرف، درآمد و ثروت، هر سه، جمعی از مرتبه یک و همجمع هستند. در نتیجه، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها برقرار است. در این صورت، بر اساس قضیه نمایش انگل و گرینجر<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) الگوی تصحیح خطایی متناظر با رابطه تعادلی بلندمدت می‌توان یافت که از طریق خطای عدم تعادل، رفتار کوتاه‌مدت مصرف را به مقدار تعادلی بلندمدت آن پیوند دهد.

هر چند کاملاً مشخص نیست که کدام متغیر در تابع مصرف سبب می‌شود تا متغیرها همجمع شده و یک رابطه تعادلی بلندمدت حاصل آید، اما لثائو و لودویگسان<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) توانسته‌اند برای اقتصاد امریکا نشان دهند که این نقش را متغیر ثروت ایفا می‌کند.

برخی از مطالعات تجربی صورت گرفته در جوامعی که تغییرات عمده‌ای را در ساختار سنی جمعیت جامعه شاهد بوده‌اند، علی‌رغم آنکه ثروت خانوارها را در تابع مصرف لحاظ کرده‌اند، به یک رابطه تعادلی بلندمدت برای مصرف دست نیافته‌اند (اتفیلد و کانون<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳). بنابراین یکی از سوالات مهم آن است که آیا تغییرات ساختار سنی جمعیت،

---

1. Engle and Granger  
2. Lettau and Ludvigson  
3. Attfield and Cannon

متغیرهای اقتصاد کلان و به ویژه مصرف و پس انداز را متأثر می کند یا نه. نظریه اقتصادی بیان می کند که این تأثیرات می تواند بسیار عمده باشند. فرضیه دوران زندگی مادیگلیانی و همکارانش (مادیگلیانی و برامبرگ ۱۹۵۴ و اندو و مادیگلیانی ۱۹۶۳) پیش بینی می کند که رفتار مصرفی و پس انداز افراد تابعی از سن آنها است. افراد میان سال در مقایسه با افراد جوان و پیر، نسبت کمتری از درآمد خود را مصرف می کنند. در نتیجه از میل متوسط به مصرف کمتری برخوردار هستند.

ارتباط بین مصرف و تحولات جمعیتی به نحو گسترده ای در مطالعات تجربی مورد آزمون قرار گرفته است. اما تاکنون اتفاق نظر در خصوص مؤثر بودن تغییرات ساختار سنی جمعیت بر مصرف حاصل نشده است. مطالعاتی که از آمارهای حساب های ملی استفاده کرده اند معمولاً به ارتباط معنی دار عمده ای بین این دو متغیر دست یافته اند. در بین این مطالعات می توان به هیگینز<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) هوریوکا<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) مسون و همکاران<sup>۳</sup> (۱۹۹۶)، فیر و دو مینگوئز<sup>۴</sup> (۱۹۹۱) و اتفلید و کانن (۲۰۰۳) اشاره کرد. از سوی دیگر مطالعاتی که داده های بودجه خانوار را مورد استفاده قرار داده اند، اثر چندان معنی دار و یا عمده ای را بین تغییرات ساختار سنی جمعیت و مصرف پیدا نکرده اند. به عنوان مثال می توان به پارکر<sup>۵</sup> (۱۹۹۹)، باس ورث و همکاران<sup>۶</sup> (۱۹۹۱) دمری و داک<sup>۷</sup> (۲۰۰۱) و هالورسن<sup>۸</sup> (۲۰۰۴) اشاره کرد. اگر نظریه مصرف اندو- مادیگلیانی درست باشد، افزایش جمعیت میان سال فشار مصرفی را در جامعه کاهش خواهد داد و رفتارهای بلندمدت پس انداز و ثروت را متأثر خواهد کرد. در نتیجه عدم در نظر گرفتن متغیر ساختار سنی جمعیت می تواند به تحلیل و پیش بینی های نادرستی در مورد مصرف منجر شود. بنابراین باید اثرگذاری تغییرات ساختار سنی جمعیت بر مصرف مورد آزمون قرار گیرد.

1. Higgins
2. Horioka
3. Masson et al.
4. Fair and Domiques
5. Parker
6. Bosworth et al.
7. Demer and Duck
8. Halvorsen

روش‌های متفاوتی برای اندازه‌گیری اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر مصرف در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. از آنجا که داده‌های آماری مصرف برای گروه‌های سنی مختلف وجود ندارد تا بتوان بر اساس آن تفاوت بین میل نهایی به مصرف گروه‌های سنی مختلف را مورد آزمون قرار داد، معمول است که بر اساس داده‌های تجمیع شده، اثر تغییر ساختار سنی جمعیت را بر میل متوسط به مصرف مورد بررسی قرار دهند. این امر با افزودن یک یا چند متغیر جمعیتی در تابع مصرف که نشان دهنده تغییر ساختار سنی جمعیت هستند انجام می‌پذیرد. اگر ضرایب چنین متغیرهایی از نظر آماری معنی دار و عمده باشند، آنگاه می‌توان تغییر در میل متوسط به مصرف را بر اثر تغییر ساختار سنی جمعیت پیش‌بینی کرد.

در میان متغیرهایی که به عنوان نشان‌دهنده تغییر ساختار سنی جمعیت مورد استفاده قرار گرفته‌اند می‌توان به نسبت بار تکفل اشاره کرد. این متغیر از نسبت تعداد کودکان و بازنشستگان به افرادی که در سن کار قرار دارند حاصل می‌شود. متغیر بار تکفل توسط لف<sup>۱</sup> (۱۹۶۹) و هوریو کا (۱۹۹۷) و مسون و همکاران (۱۹۹۶) مورد استفاده قرار گرفته است. متغیر دیگری که در ادبیات تجربی برای این منظور مناسب تشخیص داده شده است، نسبت افرادی که در سن پس‌انداز کردن قرار دارند به سایر افراد بزرگ سال جامعه است. مک میلان و بسل<sup>۲</sup> (۱۹۹۰) و ارلندسن و نیامون<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) در مطالعات تجربی خویش در مورد مصرف از این متغیر استفاده کرده‌اند. چنین بحث می‌شود که این نسبت در مقایسه با متغیر بار تکفل، تقریب نزدیک‌تری به ایده دوران زندگی است.

طریق دیگری که برای لحاظ کردن تغییرات ساختار سنی جمعیت مورد استفاده قرار گرفته است روشی است که توسط فنیر و دومینکوئز (۱۹۹۱) معرفی شده است. این دو ابتدا نسبت افراد ۱۶ ساله به کل جمعیت، افراد ۱۷ ساله به کل جمعیت و در نهایت افراد ۷۰ سال به بالا به کل جمعیت را برای نشان دادن تغییر ساختار سنی جمعیت در تابع مصرفی که

---

1. Leff  
2. McMillan and Baesel  
3. Erlandsen And Nymoan

تصریح می‌کنند، وارد می‌سازند. برای کاهش تعداد ضرایب برآورد شده و افزایش درجه آزادی، چنین فرض می‌کنند که ضرایب مربوط به این نسبت‌های جمعیتی بر روی یک تابع درجه دوم به صورت  $\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2$  قرار گرفته‌اند. سپس دو متغیر  $Z_1$  و  $Z_2$  را از این تابع درجه دوم استخراج می‌کنند و آن را به جای متغیرهای متعدد نسبت جمعیتی در تابع مصرف قرار می‌دهند. این شیوه و نحوه استخراج متغیرهای  $Z_1$  و  $Z_2$  را نوفرستی و مدنی تنکابنی (۱۳۸۵) برای لحاظ کردن تغییرات سنی جمعیت در مقاله خود نشان داده‌اند.

### ۳- استخراج تابع مخارج مصرفی بخش خصوصی

در این بخش به منظور استخراج تابع مخارج مصرفی برای کالاها و خدمات، چنین فرض شده است که خانوارها با اطلاع کامل از آینده، ضمن حل یک مسئله پویای بهینه‌یابی، آنچنان روندی را برای مخارج خویش انتخاب می‌کنند که مطلوبیت به دست آمده در طول دوران حیات آنان را با توجه به قید بودجه بین زمانی به حداکثر ممکن برسانند. تابع مخارج مصرفی خانوارها، با استفاده از فرضیه مصرف دوران زندگی اندو-مادگیلانی (۱۹۶۳) و بر اساس شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی تابع مطلوبیت خانوارهایی که مطلوبیت خود را از مصرف کالاها و همچنین خدمات منتج از مستغلات به دست می‌آورند، به شرحی که در پی می‌آید، استخراج شده است.

به منظور تصریح روابط بخش خانوارها، ابتدا مخارج مصرفی خانوارها با الهام از روییندوکس و وونگ<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) به دو گروه مخارج مصرفی بر روی کالاها و خدمات و مخارج صرف شده برای مستغلات تقسیم‌بندی شده است. علت این تقسیم‌بندی ماهیت متفاوت مستغلات با کالاها و خدمات مصرفی برای خانوارها است. در این رابطه چنین فرض شده است که در تابع مطلوبیت خانوارها، کالاها و خدمات از مستغلات جداپذیر است.

برای استخراج تابع مصرف، رویکرد بین‌دوره‌ای فیشر در ترکیب با نظریات آندو و مودیگیلانی برای رسیدن به یک تابع مصرف مناسب برای اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گرفته است. ابتدا با در نظر گرفتن یک تابع مطلوبیت برای خانوار نمونه، مساله بهینه‌یابی را

آغاز می کنیم:

$$U_t = U_t(C_t, H_t)$$

در تابع فوق  $U_t$  مطلوبیت در زمان  $t$ ،  $C_t$  مصرف کالاها و خدمات و  $H_t$  خدمات منتج از مستغلات است. با فرض آنکه نرخ بهره در طول زمان ثابت و برابر  $r$  باشد و مجموع ثروت انباشته خانوار در هر دوره معادل  $W_t$  باشد، تابع لاگرانژ این بهینه یابی به صورت زیر خواهد بود:

$$L = \sum U_t(C_t, H_t) + \lambda \sum \frac{Y_t - CH_t + W_t}{(1+r)^t}$$

خانوارها بخشی از درآمد هر دوره ( $Y_t$ ) خود را صرف خرید کالاها و خدمات یا مستغلات می نمایند که مجموع این مخارج را  $CH_t$  نامیده ایم.

فرم تبعی تابع مطلوبیت در مطالعات مختلف (روبیندوکس و وونگ ۱۹۹۶، مارتین<sup>۱</sup> ۲۰۰۳) اغلب به صورت لگاریتمی یا نمایی است که ضریبی به عنوان پارامتر تنزیل نیز به آن ضرب می گردد. اکنون اگر تابع مشابهی نظیر آنچه که روبیندوکس و وونگ (۱۹۹۶) تصریح کرده اند در نظر بگیریم و امر بهینه یابی و استخراج تابع مصرف براساس شرایط مرتبه اول را از کار آنها دنبال کنیم، به این نتیجه خواهیم رسید که مصرف تابعی از متغیرهای درآمد، مصارف دوره های گذشته و ثروت است که با نرخ بهره ثابتی در طول زمان تنزیل شده اند.

$$C_t = f(Y_t, C_{t-j}, W_t)$$

در این تابع،  $C$  مخارج مصرفی بر روی کالاها و خدمات،  $Y$  درآمد و  $W$  ثروت فیزیکی و مالی است.

در عین حال می توان از فرآیند بهینه یابی، تابعی را برای مخارج سرمایه گذاری خانوارها در مستغلات نیز استخراج نمود که مورد بحث ما در این مقاله نیست.

#### ۴- تصریح تابع مخارج مصرفی خانوارها در سطح کلان

براساس مبانی نظری اقتصاد خرد ذکر شده در قسمت قبل، اکنون می توان تابع مصرفی را در سطح اقتصاد کلان برای مخارج مصرفی خانوارها تصریح کرد. با توجه به اینکه نظریه

مصرف دوران زندگی اندو و مادیکلیانی تأکید خاصی بر ساختار سنی جمعیت به عنوان عاملی تأثیرگذار بر مصرف در سطح اقتصاد کلان دارد، لازم است متغیری برای این منظور در تابع مصرف لحاظ شود. چنانچه این متغیر را AGE بنامیم، فرم کلی تابع مخارج مصرفی را به صورت سرانه می‌توان برای دو مقطع بلندمدت و کوتاه‌مدت به شکل زیر تصریح کرد.

الف: رابطه تعادلی بلندمدت

$$CN=f(YDN, WN, AGE)$$

ب: رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت (الگوی تصحیح خطا)

$$\Delta CN=f(\Delta YDN, \Delta WN, \Delta AGE, ECT_{-1})$$

در این روابط متغیرها به شرح زیرند:

CN: مخارج مصرفی سرانه

YDN: درآمد قابل تصرف سرانه

WN: ثروت سرانه

AGE: متغیر ساختار سنی جمعیت

$\Delta$ : تفاضل مرتبه اول

ECT<sub>-1</sub>: خطای عدم تعادل دوره قبل

برای در نظر گرفتن تغییرات ساختار سنی جمعیت در این مقاله، متغیری همانند آنچه مک میلان و بسل<sup>۱</sup> (۱۹۹۰) و ارلندسن و راگنار<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) مورد استفاده قرار داده‌اند را در نظر گرفته‌ایم. این متغیر ساختار سنی جمعیت از نسبت افرادی که در سن پس‌انداز کردن هستند به سایر افراد بزرگسال جامعه، به صورت زیر، به دست می‌آید.

$$AGE = \frac{\text{جمعیت بین } a \text{ تا } b \text{ سال}}{\text{(جمعیت بالای 20 سال) منهای (جمعیت بین } a \text{ تا } b \text{ سال)}}$$

در واقع متغیر AGE در الگوی تصریح شده تعیین خواهد کرد که کدام گروه سنی در رابطه با مصرف از کمترین میل متوسط به مصرف برخوردارند.

1. McMilan & Baesel  
2. Erlandsen & Ragnar

### ۵- برآورد تابع مخارج مصرفی خانوارها

در گام نخست و قبل از برآورد ضرایب الگوی تصریح شده، ابتدا تمامی متغیرهای الگو مورد آزمون پایایی قرار گرفته‌اند. نتایج این آزمون در پیوست ۱ مقاله گزارش شده است. پس از حصول اطمینان از این امر که تمامی متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک یعنی  $I(1)$  هستند، در گام بعد نسبت به برآورد ضرایب الگوی تصریح شده به روش ARDL اقدام گردیده است. متغیرهای الگو با استفاده از جمعیت بالای ۲۰ سال به سرانه تبدیل شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگو با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۱ به صورت زیر به دست آمده است. اعداد داخل براکت کمیت آماره  $t$  مربوط به ضرایب است.

#### رابطه بلندمدت مخارج مصرفی سرانه خانوارها

$$CN_t = 1770.1 + 0.342 * CN_{t-1} + 0.434 * YDN_t - 0.051 * WN_t + 0.053 * WN_{t-1} - 5850.55 * AGE_t$$

[3.03] [3.97] [8.70] [-1.96] [2.26] [-2.46]

Adjusted  $R^2 = 0.98$   $F = 630.8$  [0.000] Durbin-Watson Test = 1.60

در این معادله متغیر AGE نسبت افراد بین سنین ۵۰ تا ۶۹ سال به کل جمعیت بالای ۲۰ سال منهای جمعیت ۵۰ تا ۶۹ سال است.

آماره‌های تشخیص رابطه برآورد شده به صورت زیر است.

Jarque-Bera Normality test = 0.586 (0.74)

Serial Correlation:  $F(2,39) = 1.06$  (0.35)

Ramsey RESET test:  $F(1,40) = 3.70$  (0.06)

No. of obs = 46

آماره‌های آزمون فوق حاکی از آنست که رابطه برآورد شده از نظر نرمال بودن جمله اخلاص، همبستگی پیاپی و خطای تصریح در سطح اطمینان ۹۵٪ از مشکل خاصی برخوردار نیست.

براساس آماره‌های آزمون  $t$  گزارش شده، ضرایب برآورد شده به لحاظ آماری معنی دار هستند و الگو از قدرت توضیح دهنده بسیار بالایی برخوردار است. به منظور اطمینان یافتن از وجود رابطه تعادلی بلندمدت، از آزمون بنرجی-دولادو و مستر بهره گرفته شده است. آماره آزمون بدست آمده ۷/۶۷- است که با توجه به کمیت

بحرانی ۴/۴۳- در سطح اطمینان ۹۵٪، مویید وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی است. این رابطه تعادلی بلندمدت از روش ARDL به صورت زیر نتیجه شده است.

$$CN_t = 2690.1 + 0.661 * YDN_t + 0.003 * WN_t - 8891.4 * AGE_t$$

براساس نتایج حاصل از رابطه تعادلی بلندمدت، میل نهایی به مصرف از محل درآمد قابل تصرف ۰/۶۶ برآورد شده است. در عین حال گروه سنی بین ۵۰ تا ۶۹ سال دارای کمترین میل متوسط به مصرف هستند.

اکنون با استفاده از خطای عدم تعادل رابطه بلندمدت، به برآورد ضرایب رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت مخارج مصرفی سرانه می‌پردازیم. نتایج به صورت زیر حاصل شده است:

$$\Delta CN_t = 7.57 + 0.436 * \Delta YDN_t - 0.34 * ECT_{t-1}$$

[0.15] [10.12] [-3.67]

$$\text{Adjusted } R^2 = 0.71 \quad F = 57.0 [0.000] \quad \text{Durbin-Watson Test} = 2.2$$

الگوی برآورد شده از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است و ضرایب برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار هستند. ضریب جمله خطای عدم تعادل دارای علامت منفی مورد انتظار بوده و معادل ۰/۳۴- برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۳۴ از خطای عدم تعادل دوره قبل تعدیل می‌شود. بنابراین حرکت به سمت تعادل بلندمدت نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا روشن می‌سازد که مخارج مصرفی به تغییرات کوتاه‌مدت درآمد واکنش نشان می‌دهد. از سوی دیگر از آنجا که متغیرهای دخیل در الگوی تصحیح خطا  $I(0)$  هستند، نگرانی در مورد کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و معادله برآورد شده را می‌توان کاملاً قابل اعتماد دانست.

## ۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به روابط تجربی برآورد شده در این مقاله می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که به دلیل تحولات جمعیتی به وجود آمده در دهه ۶۰ در اقتصاد ایران، تنها می‌توان با لحاظ

کردن متغیر ساختار سنی جمعیت در کنار متغیرهای درآمد و ثروت به یک رابطه تعادلی بلندمدت در تابع مصرف بخش خصوصی دست یافت.

در رابطه با اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر مخارج مصرفی بخش خصوصی، کنکاش صورت گرفته به این نتیجه منجر شد که گروه سنی ۵۰ تا ۶۹ سال از کمترین میل متوسط به مصرف برخوردارند و در واقع افراد در این گروه سنی بیشترین میزان پس انداز را در جامعه شکل می‌دهند. این یافته تجربی با نتیجه‌ای که اتفیلد و کانون<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) برای اقتصاد انگلستان گرفته‌اند کاملاً یکسان است. آنها نیز با بهره‌گیری از همان متغیری که در این مطالعه برای نشان دادن متغیر ساختار سنی جمعیت در نظر گرفته شده است، به این نتیجه رسیده‌اند که گروه سنی ۵۰ تا ۶۹ سال دارای کمترین میل متوسط به مصرف در مقایسه با سایر گروه‌های سنی است. نتیجه به دست آمده در این مقاله به نتیجه گرفته شده توسط ارلندسن و نی‌موئن<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) برای کشور نروژ نیز نزدیک است. آنان به کمک شاخص مشابهی برای ساختار سنی جمعیت، به این نتیجه رسیده‌اند که میل متوسط به مصرف افرادی که در سن ۵۰ تا ۶۶ سالگی قرار دارند در مقایسه با سایر گروه‌های سنی کمترین است. مطالعه فیر و دومینگز<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) که اثر ساختار سنی بر مصرف کالاهای بادوام را در جامعه آمریکا مورد بررسی قرار داده است، از روش متفاوتی برای در نظر گرفتن تغییرات ساختار سنی جمعیت استفاده کرده و به این نتیجه رسیده است که افراد در گروه سنی ۴۵ تا ۵۹ سال کمترین میل متوسط به مصرف را برای کالاهای بادوام دارند.

ویژگی اثرگذاری ساختار سنی جمعیت بر مصرف عامل مهمی است که می‌تواند به بهبود پیش‌بینی‌ها در مورد مصرف و رشد اقتصادی کمک کند، زیرا می‌توان با دقت نسبتاً بالایی جمعیت در گروه‌های سنی مختلف را به خوبی پیش‌بینی کرد. با توجه به اینکه در حال حاضر بیشترین نسبت جمعیتی متعلق به گروه سنی بین ۲۰ تا ۲۹ سال است، فشار تقاضا بر روی کالاهای مصرفی نسبتاً زیاد است. اما در سال‌های آینده که این جمعیت به

---

1. Atfield & Cannon  
2. Erlandsen & Nyomoen  
3. Fair & Dominguz

گروه سنی ۵۰ تا ۶۴ سال منتقل می‌شود، از فشار تقاضا بر روی کالاها و خدمات و در نتیجه فشار تورمی کاسته خواهد شد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا روشن می‌سازد که مخارج مصرفی علاوه بر آنکه از تغییرات کوتاه‌مدت متغیر در آمد تأثیر می‌پذیرد به میزان خطای عدم تعادل دوره قبل نیز کاملاً واکنش نشان می‌دهد. ضریب برآورد شده ۰/۳۴- برای جمله خطای عدم تعادل دوره قبل مؤید آن است که در هر دوره ۰/۳۴ از خطای عدم تعادل تعدیل می‌شود و در نتیجه سرعت رفتن به سوی شرایط تعادلی بلندمدت نسبتاً کند است.

### پیوست ۱-

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای متغیرهای دخیل در توابع مصرف

مرتبه جمع بستگی	تفاضل مرتبه اول				سطح متغیر			متغیر	
	نتیجه آزمون در سطح ۱/۱۰ یا ۱/۵٪	احتمال	آماره آزمون	عرض از مبدأ (C)	نتیجه آزمون در سطح ۱/۱۰ یا ۱/۵٪	احتمال	آماره آزمون		عرض از مبدأ و روند (C&T)
I(1)	پایا	۰/۰۰۰	-۴/۹۱	-	ناپایا	۰/۵۰۷	-۲/۱۵	C&T	CN
I(1)	پایا	۰/۰۰۰	-۴/۷۸	-	ناپایا	۰/۳۰۷	-۲/۵۴	C&T	YDN
I(1)	پایا	۰/۰۰۳	-۲/۹۹	-	ناپایا	۰/۱۸۹	-۲/۲۶	C	WN
I(1)	پایا	۰/۰۱۳	-۲/۴۹	-	ناپایا	۰/۰۰۱	-۴/۹۳	C&T	AGE
مرتبه جمع بستگی	تفاضل مرتبه اول				سطح متغیر			متغیر	
	نتیجه آزمون در سطح ۱/۱۰ یا ۱/۵٪	احتمال	آماره آزمون	عرض از مبدأ (C)	نتیجه آزمون در سطح ۱/۱۰ یا ۱/۵٪	احتمال	آماره آزمون		عرض از مبدأ و روند (C&T)
I(1)	پایا	۰/۰۰۰	-۴/۹۱	-	ناپایا	۰/۵۰۷	-۲/۱۵	C&T	CN
I(1)	پایا	۰/۰۰۰	-۴/۷۸	-	ناپایا	۰/۳۰۷	-۲/۵۴	C&T	YDN
I(1)	پایا	۰/۰۰۳	-۲/۹۹	-	ناپایا	۰/۱۸۹	-۲/۲۶	C	WN
I(1)	پایا	۰/۰۱۳	-۴/۹۳	-	ناپایا	۰/۰۰۱	-۲/۴۹	C&T	AGE

## پیوست ۲-

شرحی بر داده‌های آماری

برای تعدادی از متغیرهای مورد نیاز در این مقاله، آمار رسمی گزارش شده‌ای وجود ندارد. به ناچار سعی شده است این متغیرها به کمک اطلاعات موجود به نزدیک‌ترین شکل ممکن تولید شوند. در ادامه به چگونگی تولید داده‌های این متغیرها اشاره می‌شود.

### ۱- درآمد قابل تصرف

متأسفانه آمار گزارش شده‌ای برای درآمد خانوارها در آمارهای بودجه خانوار ارائه شده از سوی مرکز آمار ایران چندان قابل اطمینان نیست و تقریباً همواره درآمد گزارش شده کمتر از هزینه‌های مصرفی است. از این رو برای یافتن متغیری برای درآمد قابل تصرف، چنین فرض شده است که مجموع مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منهای مالیات‌های مستقیم و میزان استهلاک انباشت سرمایه در مستغلات می‌تواند تقریباً نسبتاً خوبی را از درآمد قابل تصرف ارائه کند.

### ۲- ثروت خانوارها

چنین در نظر گرفته شده است که ثروت جامعه مرکب از دو بخش ثروت فیزیکی و ثروت مالی است. فرض شده است که ثروت فیزیکی خانوارها را انباشت سرمایه مستغلات تشکیل می‌دهد و ثروت مالی خانوارها را جمع نقدینگی واقعی بخش خصوصی و اوراق مشارکت (قرضه) دولتی شکل می‌دهد.

### ۳- آمار جمعیت به تفکیک گروه‌های سنی

آمار جمعیت به تفکیک گروه‌های سنی تنها در مقاطع سرشماری‌ها وجود دارد و برای سال‌های بین سرشماری‌ها ارائه نمی‌شود. با توجه به نیاز الگو، به ناچار آمار جمعیت با استفاده از بسته نرم‌افزاری اسپکترم<sup>۱</sup> ساخته شده است که دارای رویکردی ترکیبی است. در این رویکرد، وابستگی متقابل طبقات جمعیتی در نظر گرفته شده و عناصر موجود تغییرات

جمعیت به حساب آورده می‌شوند. مجموعه عناصر مؤثر بر تحولات جمعیتی عواملی نظیر نرخ باروری، مرگ و میر، مهاجرت و ترکیب سنی و جنسی جمعیت است. بنابراین برای ساخت آمارهای جمعیتی مورد نظر، لازم است در سال پایه اطلاعات مربوط به شمار افراد بر حسب سن و جنس به تفکیک شهری و روستایی، میزان باروری کل، توزیع سنی باروری، نسبت جنسیتی در بدو تولد، امید به زندگی در بدو تولد، مهاجرت‌های بین‌المللی و درجه شهرنشینی به نرم افزار داده شود. بسته نرم افزاری اسپکترم دارای یک بانک اطلاعات جمعیتی برای بسیاری از کشورها است که مبتنی بر آمارهای جمعیتی سازمان ملل متحد است. از این رو داده‌های مورد نیاز برای ایران از همین بانک اطلاعاتی اخذ شده است. به این ترتیب، با استفاده از بسته نرم افزاری اسپکترم، جمعیت مربوط به گروه‌های سنی ۵ ساله در بازه زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۵ تولید گردیده است. سپس این آمار با آمار جمعیتی موجود در مقاطع سرشماری مقابله شده و نسبت به دقت آن اطمینان حاصل شده است.

#### ۴- متغیر ساختار سنی جمعیت

با در اختیار داشتن سری زمانی آمارهای جمعیتی گروه‌های سنی ۵ ساله، نسبت جمعیتی مورد نیاز الگو ساخته شده است. شکل کلی این نسبت جمعیتی به صورت زیر است:

$$\text{نسبت جمعیتی مورد نظر} = \frac{\text{جمعیت در سنین بین } a \text{ تا } b}{\text{جمعیت بالای 20 سال منهای جمعیت بین سنین } a \text{ تا } b}$$

#### منابع

- ۱- زراءنژاد، منصور (۱۳۸۶)، تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره ۵۳-۷۷، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۶.
- ۲- نوفرستی، محمد (۱۳۹۰)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، چاپ چهارم، نشر رسا.
- ۳- نوفرستی، محمد و سید صهیب مدنی تنکابنی (۱۳۸۵)، اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی، پیک نور (ویژه اقتصاد)، فصلنامه دانشگاه پیام نور، سال چهارم.
- 4- Ando A, Modigliani F (1963) The "Life cycle" hypothesis of saving: aggregate implications and tests. Am Econ Rev 53(1)
- 5- Attfield CLF, Cannon E (2003) The impact of age distribution

- variables on the long run consumption function. Discussion paper 03/546, University of Bristol
- 6- Bosworth B, Burtless G, Sabelhaus J (1991) The decline in saving: evidence from household survey. Brookings Pap Econ Act 1.
  - 7- Demery D, Duck NW (2001) Savings age profiles in the UK. Discussion paper 01/518, University of Bristol, UK
  - 8- Erlandsen S. (2003), Age structure effects and consumption in Norway. 1968(3)–1998(4). Working paper 1, Norges Bank.
  - 9- Erlandsen S, Ragnar N (2006) Consumption and population age structure, Published online: 16 Springer-Verlag 2006.
  - 10- Fair RC, Dominguez KM (1991) Effects of the changing U.S. age distribution on macroeconomic equations. Am Econ Rev 81.
  - 11- Halvorsen E (2004) Three essays on household savings in Norway. Ph.D. thesis, University of Oslo
  - 12- Higgins M (1998) Demography, national saving, and international capital flows. Int Econ Rev.
  - 13- Horioka CY (1997) A cointegration analysis of the impact of the age structure of the population on the household saving rate in Japan. Rev Econ Stat 79.
  - 14- Leff NH (1969) Dependency rates and savings rates. Am Econ Rev 59.
  - 15- Lettau, M & Ludvigson, S ( 2001). Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Bulls, Bears and the Wealth Effect on Consumption, CEPR Discussion Papers 3104, C.E.P.R. Discussion Papers.
  - 16- Martin, Robert F. (2003) Consumption, Durable Goods, and Transaction Costs, International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System.
  - 17- McMillan HM, Baesel JB (1990), The macroeconomic impact of the baby boom generation. J Macroecon 12.
  - 18- Hoover, K.D (2009), The Integration of Micro and Macroeconomics from a Historical Perspective, University of São Paulo, Brazil, 35.
  - 19- Parker JA (1999), Spendthrift in America? On two decades of decline in the U.S. saving rate. In: Bernanke B, Rotemberg J (eds) NBER macroeconomics annual. MIT, Cambridge, Massachusetts.
  - 20- Robidoux. B and Bing-Sun Wong (1996), The Canadian Economic and Fiscal Model (1996 Version), Department of Finance