Archive of SID

اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی: (تحلیلی به روش همجمعی)

محمد نوفرستی*/ سید صهیب مدنی تنکابنی**

چکیده: در این مقاله، با بهره‌گیری از فرضیهٔ دوران زندگی آندو ـ مادیگلیانی، اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به صورت تجربی با استفاده از روش همجمعی و به کمک داده‌های سری زمانی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به گونه بارزی از تغییرات در توزیع سنی جمعیت تأثیر می‌پذیرد. همچنین این ادعا در نظریهٔ دوران زندگی آندوـ مادیگلیانی که گروه سنی میان‌سال تأمین‌کنندهٔ پس‌انداز مؤثر جامعه است در مورد ایران تأیید می‌شود. براساس نتایج به دست آمده، بیشترین پس‌انداز توسط افرادی که در محدودهٔ سنی ۳۰ تا ٤٥ سال هستند صورت می‌گیرد.

کلیدواژه: هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی، فرضیه دوران زندگی آندو ـ مادیگلیانی، توزیع سنی جمعیت، سریهای زمانی، همجمعی، روش انگل ـ گرینجر.

مقدمه

بررسی رابطه بین تغییرات توزیع سنی جمعیت و متغیرهای اقتصاد کلان مقوله‌ای است که در سالهای اخیر توجه زیادی را به خود جلب کرده است. هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی یکی از متغیرهای عمدهٔ اقتصاد کلان است که با استناد به مبانی نظری فرضیه مصرف دوران زندگی آندو ـ مادیگلیانی به گونهٔ بارزی تحت تأثیر تغییرات در توزیع سنی جمعیت قرار می‌گیرد. به لحاظ ارتباط مخارج مصرفی بخش خصوصی با سایر متغیرهای اقتصاد کلان بی‌شک شناخت عوامل مؤثر بر آن در تحلیلهایی که به منظور تعیین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی صورت می‌گیرد،

* عضو هیئت‌علمی دانشکده علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی.
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی.

www.SID.ir

Archive of SID

بسیار حایز اهمیت است. هدف این مقاله آن است تا اثر تغییر در ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی را در کنار سایر متغیرهای تأثیرگذار، به صورت تجربی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دهد.

کینز اولین بار در سال ۱۹۳٦ نظریه‌ای را برای مصرف در سطح اقتصاد کلان ارائه کرد. از زمان شکل‌گیری نظریهٔ مصرف کینز تاکنون، سه نظریهٔ عمده تعیین‌کنندهٔ مصرف در حوزهٔ اقتصاد کلان مطرح شده است که هریک سعی می‌کند از جنبهٔ خاصی به یک موضوع واحد توجه کند. بر این اساس عامل اصلی تعیین‌کنندهٔ مصرف در کوتاه‌مدت، بر طبق نظر کینز، درآمد جاری است، در حالی‌که بر اساس نظریهٔ درآمد نسبی دوزنبری، علاوه بر درآمد جاری، درآمدهای دورهٔ قبل، موقعیت اجتماعی فرد و عادات مصرفی از جمله عوامل مؤثر در تعیین مصرف هستند. سرانجام براساس نظریهٔ درآمد دایمی فریدمن و نظریهٔ آندو ـ مادیگلیانی علاوه بر درآمد جاری، عواملی چون داراییها و ثروت افراد نیز در تعیین مصرف نقش دارند.

با مطالعهٔ مقالات اقتصادی در زمینهٔ مصرف در دو دههٔ اخیر این نکته روشن می‌شود که توجه نسبتاً قابل ملاحظه‌ای به یکی دیگر از متغیرهای تعیین‌کنندهٔ مخارج مصرفی معطوف شده که چندان در مطالعات قبلی مورد توجه نبوده است. این متغیر، تغییر در توزیع سنی جمعیت است که به تغییر در ساختار سنی جمعیت یک کشور تعبیر می‌شود. با مروری مختصر بر نظریه‌های عمدهٔ مصرف نظیر، نظریهٔ درآمد مطلق کینز، نظریهٔ درآمد نسبی دوزنبری، نظریهٔ درآمد دایمی فریدمن و نظریهٔ دوران زندگی آندو- مادیگلیانی مشخص می‌شود که هیچ یک همانند نظریهٔ دوران زندگی به تأثیر ساختار سنی جمعیت بر مصرف تأکید نکرده‌اند. در این نظریه ساختار سنی به عنوان متغیری برای اندازه‌گیری ارتباط بین مصرف و درآمد و حتی بین مصرف و ثروت در نظر گرفته شده است. براساس این نظریه جریان درآمدی یک فرد نوعی در ابتدای شروع به کار و دوران بازنشستگی نسبتاً پایین و کم است، که در اواسط عمر افزایش می‌یابد. حال چنانچه این جریان برای کل افراد جامعه جمع بسته شود، شکل کلی تابع مصرف به دست می‌آید.

براساس نظریهٔ دوران زندگی کل جمعیت جامعه را می‌توان به سه گروه جوان، میان‌سال و پیر تقسیم کرد. خصوصیات گروه جوان و گروه پیر از برخی جنبه‌ها بسیار شبیه هم است. این دو گروه که یکی در اوایل دوران شروع به کار و دیگری در اواخر عمر و دوران بازنشستگی خود قرار دارند، به نسبت درآمد دارای مصرف بیشتری هستند. بنابراین میل متوسط به مصرف (APC) آنها بیشتر است. در مقابل گروه سنی میان‌سال، که در دوران اوج فعالیت و عمر مفید خود هستند، به نسبت درآمدی که دارند کمتر مصرف می‌کنند تا پس‌انداز منفی دوران جوانی را جبران کنند و برای دوران بازنشستگی خود پس‌انداز مثبتی داشته باشند. در نتیجه این گروه دارای میل متوسط به مصرف (APC) کمتری هستند. حال چنانچه توزیع سنی یک کشور بیشتر در سنین میانی تمرکز یابد با توجه به خصوصیات این گروه که بیشتر پس‌انداز می‌کنند، رفتار مصرفی کلی نیز متأثر از این گروه غالب است و میل متوسط به مصرف جامعه تحت تأثیر این گروه کاهش خواهد یافت.

بنابراین تغییر در ساختار سنی جمعیت عامل مؤثری است که بر میزان مصرف جامعه اثر می‌گذارد. بررسی این امر از آن جهت حائز اهمیت است که سیاست‌گذاران اقتصادی هر جامعه‌ای بتوانند نیازهای آتی جامعه و نحوهٔ حرکت آن را برای سالیان آتی پیش‌بینی و با توجه به آنچه رخ خواهد داد،

www.SID.ir

Archive of SID

سیاستهای مناسب را اتخاذ کنند.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری مدل معرفی و پس از تصریح مدل و برآورد آن نتایج به دست آمده بررسی و تجزیه و تحلیل خواهد شد.

پیشینهٔ تحقیق

از جمله مطالعات صورت‌گرفته در مورد هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی که سعی کرده‌اند به نوعی تغییر در ترکیب سنی جمعیت را لحاظ کنند، می‌توان به مطالعات صورت‌گرفته توسط دیل هین[1](۱۹۷۲)، فرانک دنتون[2]، بایرون اسپنسر[3]، چارلز لایبرمن و پل واچل[4] (۱۹۸۰)، ری فیر و کاترین دومینگوئز،[5] لنارت برگ[6] (۱۹۹۶)، اتفیلد[7] (۲۰۰۳)، سولویگ ارلندسن و راگنار نیموئن[8] (۲۰۰٤) اشاره کرد. سابقهٔ پژوهش در مورد مصرف در اقتصاد ایران تلاشهایی است که یا برای ساخت یک الگوی اقتصاد کلان اقدام به برآورد توابع مصرف شده است، نظیر مطالعات صورت گرفته توسط شهشهانی، (۱۳۵۷) و نوفرستی و عرب مازار (۱۳۷۲) و یا همانند مطالعات ولدخانی(۱۳٦۷) و کیانی (۱۳۷۱) هدف تنها برآورد تابع مصرف بوده است. اما در هیچ یک از این دو دسته مطالعات بحث تغییر ساختار سنی و اثر آن بر مصرف در ایران در قالب یک مطالعهٔ جامع صورت نگرفته است.

آغاز مطالعات برای ورود ساختار سنی جمعیت به تابع مصرف به سال ۱۹۷۲ بر می‌گردد. در این سال دیل هین جمعیت بالای ۲٤ سال را در مطالعهٔ خود که بر اساس مدل دوران زندگی انجام داد وارد کرد. نتیجهٔ این مطالعه بیان‌کنندهٔ آن بود که نرخ پس‌انداز، با افزایش گروه متوسط سنی، افزایش یافته است.

ری فیر و کاترین دومینگوئز[9] در سال ۱۹۹۱ در مطالعهٔ خود که در اقتصاد آمریکا انجام دادند به بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله مصرف پرداختند. آنها کل مصرف را به سه گروه کالاهای با دوام، بی دوام و خدمات تفکیک کردند و اثر تغییر ساختار سنی را بر هر یک از اجزای مصرف آزمودند. برای این کار کل جمعیت را به ۸۸ گروه یکساله تقسیم و از بین این ۸۸ گروه، براساس نظریهٔ دوران زندگی، گروههای سنی ۱۵ تا ٦۵ سال را جدا کرده و به عنوان گروه صاحب درآمد که قادر به انجام پس‌انداز است معرفی کردند. اما مسئله‌ای که با آن روبه‌رو می‌شوند این است که امکان تخمین معادلهٔ مصرفی که علاوه بر متغیرهای معمولی یک تابع مصرف، ۵۵ گروه سنی را هم به عنوان متغیرهای مستقل داشته باشد، امکان‌پذیر نیست.[10] لذا آنها با استفاده از روش خاصی، این ۵۵ گروه را به نحوی با هم ترکیب می‌کنند تا ضمن کاهش متغیرهای مستقل معادله، متغیرهای جدیدی را ایجاد کنند که بتوانند نشان‌دهندهٔ تغییر ساختار جمعیتی باشند و در ضمن درجهٔ آزادی کمتری هم از دست برود. بدین ترتیب آنها به جای ۵۵ گروه سنی، دو متغیر معرفی می‌کنند که خاصیت تغییر ساختار سنی جمعیت را در خود داشته باشد. پس از تخمین معادلات، ضرایب هر گروه سنی را استخراج می‌کنند. سپس نمودار مصرف گروه سنی را رسم و انطباق آن را با نظریهٔ دوران زندگی بررسی می‌کنند.

روش مورد استفادهٔ این دو الهام‌بخش بسیاری از مطالعات بعدی در این زمینه شده است که مطالعهٔ لنارت برگ[11] (۱۹۹٦) برای سوئد و اتفیلد برای انگلستان از جملهٔ آنهاست.

---

1. Dale Haien
2. Frank Denton
3. Byron Spenser
4. Charles Lieberman and Paul Watchtel
5. Ray C. Fair and Kathryn Dominguez
6. Lennart Berg
7. Athfield
8. Solveig Erlandsen and Ragnar Nymoen
9. Ray Fair & Kalhryn Dominguez
۱۰. چون این مسئله سبب کاهش درجات آزادی به میزان زیادی می‌شود و در نتیجه برآوردکننده‌ها قابل اعتماد نخواهند بود.
11. Lennart Berg

www.SID.ir

Archive of SID

مبانی نظری و تصریح الگو

هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی، در چارچوب نظریهٔ دوران زندگی آندو- مادیگلیانی به صورت تابع مستقیمی از درآمد و ثروت در نظر گرفته می‌شود. به کارگیری این نظریه در تبیین هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی در طول زمان بر این پیش فرض استوار است که ساختار سنی جمعیت تقریباً ثابت باقی می‌ماند. وقتی توزیع سنی جمعیت در طول زمان تغییر می‌کند و به عنوان عامل جداگانه‌ای مخارج مصرفی را متأثر می‌سازد، باید آن را به گونه‌ای در مطالعهٔ مخارج مصرفی در سطح کلان لحاظ کرد. از آنجا که ساختار سنی جمعیت جامعهٔ ایران با استناد به گزارشهای آمارهای جمعیتی کشور در دو دههٔ اخیر به نحو محسوسی تغییر کرده است، با الهام از مطالعهٔ فیر و دومینگوئز (۱۹۹۱) ساختار توزیع سنی جمعیت را در تابع هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی لحاظ می‌کنیم. برای این منظور ابتدا جمعیت را به J گروه سنی تقسیم می‌کنیم. آنگاه متغیر مجازی DJ_{it} زمانی مقدار یک را اختیار می‌کند که فرد i ام در زمان t متعلق به گروه سنی j ام باشد و در غیر این صورت این مقدار صفر است. به این ترتیب تابع مصرف را می‌توان به صورت رابطهٔ زیر نوشت.

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 W_{it} + \alpha_1 D1_{it} + \alpha_2 D2_{it} + ... + \alpha_j DJ_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن، C_{it} مخارج مصرفی فرد iام در زمان t، Y_{it} درآمد قابل تصرف فرد i ام در زمان t، W_{it} ثروت فرد i ام در زمان t و $D1$ تا DJ متغیرهای مجازی مربوط به J گروه سنی در جامعه هستند.

از آنجا که آمارهای مربوط به درآمد قابل تصرف و ثروت برای تک تک افراد و در طول زمان وجود ندارد، ضرایب رابطهٔ هزینه‌های مصرفی تصریح‌شده در رابطهٔ (۱) را نمی‌توان برای یکایک افراد برآورد کرد. اگر چنین فرض کنیم که ضرایب رابطهٔ (۱) برای افرادی که در یک گروه سنی قرار دارند ثابت است و تفاوت در مصرف بین گروههای سنی مختلف در اختلاف در عرض از مبدأهای رابطهٔ (۱) نمود پیدا می‌کند، آنگاه می‌توان هزینه‌های مصرفی را بر روی تمامی افراد صاحب درآمد جمع زد و به رابطهٔ زیر رسید.

$$C_t = N\beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 W_t + \alpha_1 N_{1t} + \alpha_2 N_{2t} + ... + \alpha_j N_{jt} + v_t \qquad (۲)$$

که در آن، C_t نشان‌دهندهٔ کل هزینه‌های مصرفی خصوصی، N شمار افراد صاحب درآمد جامعه، Y_t درآمد قابل تصرف کل جامعه در زمان t، W_t ثروت کل جامعه در زمان t و N_{jt} تعداد افراد متعلق به گروه سنی J در زمان t هستند.

اکنون اگر طرفین رابطهٔ (۲) را به جمعیت شاغل(N) تقسیم کنیم، خواهیم داشت.

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 w_t + \alpha_1 P_{1t} + \alpha_2 P_{2t} + ... + \alpha_j P_{jt} + u_t \qquad (۳)$$

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 w_t + \sum_{j=1}^{K} \alpha_j P_{jt} + u_t$$

که در آن، حروف کوچک c_t، y_t و w_t به ترتیب به مفهوم هزینه‌های مصرفی سرانه، درآمد قابل تصرف سرانه و ثروت سرانه است. P_{jt} نشان‌دهندهٔ سهم گروه سنی J از کل جمعیت شاغل جامعه و K تعداد گروههای سنی است.

اگر ضرایب مربوط به P_j ها در رابطهٔ (۳) به

www.SID.ir

Archive of SID

صورت معنی‌داری متمایز از صفر باشند به این مفهوم است که تغییر ساختار سنی جمعیت مهم است، اما اگر این ضرایب صفر باشند آنگاه مخارج مصرفی به توزیع ساختار سنی جمعیت وابسته نیست و تنها تابعی از درآمد قابل تصرف و ثروت است. از آنجا که جمع P_{jt} بر روی J یعنی جمع کل سهم‌ها برابر یک است و در تابع عرض از مبدأ نیز وجود دارد، باید محدودیتی بر روی ضرایب α_jها که ضرایب P_{jt}ها هستند اعمال شود. از این‌رو در مرحلهٔ تخمین، جمع این ضرایب را برابر صفر قرار می‌دهیم.

واضح است که معقول نیست ۱۱ متغیر مربوط به تغییر ساختار سنی جمعیت[۱۲] را به معادله اضافه کنیم و ضرایب آن را تخمین بزنیم. به همین دلیل فرض می‌کنیم که این ضرایب بر روی یک چند جمله‌ای درجه دوم قرار می‌گیرند یعنی: $\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2$. قید چندجمله‌ای درجه دوم به اندازهٔ کافی انعطاف‌پذیر است که مشاهده شود رفتار مصرفی گروه سنی میان‌سال متفاوت با گروه سنی جوان و گروه سنی پیر است. یک چندجمله‌ای درجه دوم که جمع ضرایب آن صفر است با دو ضریب مشخص می‌شود. بنابراین در معادله باید تنها دو ضریب غیر مقید برای نشان‌دادن اثر ساختار سنی جمعیت برآورد شود، این دو متغیر را Z_{1t} و Z_{2t} می‌نامیم.[۱۳]

بنابراین براساس مبانی نظری عنوان شده، به منظور لحاظ کردن اثر تغییر در ترکیب سنی جمعیت، متغیرهای Z_1 و Z_2 در الگو وارد می‌شوند. با توجه به موارد یادشده تابع مخارج مصرفی سرانهٔ بخش خصوصی در بلندمدت به صورت زیر در الگو تصریح شده است.

$$COP^{DL} = COP^{DL}\left[\overset{+}{YDP}, \overset{+}{M_2P}, \overset{-}{Z_1}, \overset{+}{Z_2}\right]$$

علامت بالای هر متغیر نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مورد انتظار آن متغیر با متغیر وابسته است. تابع مصرف سرانهٔ کوتاه‌مدت در ارتباط با تابع مصرف سرانهٔ بلندمدت به صورت زیر است:

$$\Delta COP^{DS} = \Delta COP^{DS}\left[\overset{+}{\Delta YDP}, \overset{+}{\Delta M_2P}, \overset{-}{(COP^{DL} - COP^{DS})}\right]$$

که در آن COP^{DL} تقاضا برای مخارج مصرفی سرانه در بلندمدت، YDP درآمد قابل تصرف سرانه[۱۴]، COP^{DS} تقاضا برای مخارج مصرفی سرانه در کوتاه‌مدت، Δ تفاضل مرتبهٔ اول، و M_2P نقدینگی واقعی سرانهٔ بخش خصوصی هستند.

لازم به ذکر است که جملهٔ $(COP^{DL} - COP^{DS})$ در واقع بیانگر جملهٔ پسماند رابطهٔ تعادلی بلندمدت است. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادلهٔ رفتاری که نشان‌دهندهٔ پویایی‌های کوتاه‌مدت است با استفاده از جملات پسماند رابطهٔ بلندمدت تصریح و برآورد خواهد شد.

---

۱۲. در قسمت شرحی بر داده‌های آماری در مورد متغیرهای ساختار سنی جمعیت توضیحات بیشتری ارائه خواهد شد.

۱۳. چنانچه k گروه سنی وجود داشته باشد، داریم:

$$\sum_{j=1}^{K}\alpha_j = K\gamma_0 + \gamma_1\sum_{j=1}^{K} j + \gamma_2\sum_{j=1}^{K} j^2 = 0$$

با مساوی صفر قرار دادن ضرایب نتیجه می‌گیریم که:

$$\Rightarrow \gamma_0 = -\frac{1}{K}\gamma_1\sum_{j=1}^{K} j - \frac{1}{K}\gamma_2\sum_{j=1}^{K} j^2$$

نحوهٔ ورود متغیرهای جمعیتی فوق به درون معادله مصرف به صورت زیر است:

$$\sum_{j=1}^{K}\alpha_j P_{jt} = \gamma_1 Z_{1t} + \gamma_2 Z_{2t}$$

که Z_1 و Z_2 به صورت زیر ساخته می‌شوند:

$$Z_1 = \sum_{j=1}^{K} jP_{jt} - (\frac{1}{K})\sum_{j=1}^{K} j\sum_{j=1}^{K} P_{jt}$$

$$Z_2 = \sum_{j=1}^{K} j^2P_{jt} - (\frac{1}{K})\sum_{j=1}^{K} j^2\sum_{j=1}^{K} P_{jt}$$

۱۴. نحوهٔ به دست آوردن متغیرهای YD و M_2 در بخش شرحی بر داده‌های آماری بیان شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

شرحی بر داده‌های آماری

مخارج مصرفی بخش خصوصی که به صورت آمار سری زمانی در محدودهٔ زمانی سالهای ٤٤ تا ٨٢ و به قیمتهای ثابت سال ٧٦ است، از کتاب حسابهای ملی و نماگرهای اقتصادی برگرفته شده است.

در تمامی مطالعات صورت‌گرفته در زمینهٔ رفتار مصرفی بخش خصوصی به دلیل عدم دسترسی به ارقام درآمد قابل تصرف از متغیرهای جانشین استفاده شده است. در برخی مطالعات تولید ناخالص داخلی بدون نفت به عنوان جانشینی برای درآمد قابل تصرف به کار رفته است. در تحقیق حاضر ارزش افزودهٔ بخش نفت (VO)، میزان استهلاک سرمایه‌های ثابت ($KDEP$) و نیز مالیاتهای مستقیم (TD) از تولید ناخالص داخلی ($GDPF$) کسر شده و متغیر حاصل به عنوان جانشین متغیر درآمد قابل تصرف مورد استفاده قرار گرفته است. دلیل کسر ارزش افزودهٔ بخش نفت در کنار سایر متغیرهای معمول از تولید ناخالص داخلی آن است که ارزش افزودهٔ بخش نفت به طورعمده به دولت تعلق خواهد گرفت. آمارهای مربوط به تولید ناخالص داخلی و ارزش افزودهٔ بخش نفت که به قیمتهای ثابت سال ٧٦ است از کتاب حسابهای ملی و نماگرهای اقتصادی گرفته شده است. چگونگی محاسبهٔ مربوط به استهلاک سرمایه‌های ثابت در زیر توضیح داده شده است.

برای به دست آوردن میزان استهلاک، ناگزیر باید مقدار انباشت سرمایه تخمین زده می‌شد. مقدار انباشت سرمایه در سال ١٣٣٨، از کار انجام‌شده توسط نوفرستی و عرب مازار (١٣٧٣) اخذ[15] و به سال پایهٔ ١٣٧٦ تبدیل شده است. سپس با در نظر گرفتن نرخ استهلاک[16] ٤٪، سری زمانی انباشت سرمایه با استفاده از آمار مربوط به سرمایه‌گذاری کل (I) به صورت زیر محاسبه شده است.

$$K = (1-0.04)K_{t-1} + I_t - KDWAR_t$$

آمار سری زمانی سرمایه‌گذاری کل که به قیمتهای ثابت سال ٧٦ است از کتاب حسابهای ملی و نماگرهای اقتصادی استخراج شده است.

برای ثروت بخش خصوصی از متغیر نقدینگی واقعی به عنوان متغیر جانشین استفاده شده است که آمار مربوط به نقدینگی و شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی از کتاب حسابهای ملی و نماگرهای اقتصادی استخراج شده است.

آمار مربوط به جمعیت بر حسب گروههای سنی ٤ ساله فقط در مقاطع سرشماری توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری و منتشر می‌شود. از این رو، لازم است که ابتدا جمعیت گروههای سنی مختلف در فواصل بین مقاطع سرشماری برآورد شود. برای این منظور از تابع نمایی[17] مربوط به تحول جمعیتی استفاده و آمار مربوط به آن برآورد شده است.

بنابراین آمار کل جمعیت ایران براساس ١٨ گروه سنی (از گروه سنی ٤-٠ سال تا گروه سنی بالای ٧٥ سال) قابل محاسبه است. برای مقالهٔ حاضر از کل ١٨ گروه سنی، ١١ گروه سنی را انتخاب می‌کنیم، چون بنا بر نظریه دوران زندگی آندو- مادیگلیانی گروههای سنی که صاحب کار و درآمد هستند تعیین‌کننده‌اند و باید این گروههای صاحب درآمد را در تابع مصرف لحاظ کنیم. بنابراین اولین گروه سنی گروه ١٩-١٥ سال خواهد بود و از این رو در کل ١١ گروه سنی خواهیم داشت.

---

١٥. انباشت سرمایه از جمع انباشت سرمایه در بخشهای کشاورزی، نفت، صنایع و معادن و خدمات که توسط محمد نوفرستی و عباس عرب‌مازار (١٣٧٣) گزارش شده، به دست آمده است.

١٦. نرخ استهلاکی که به طور معمول برای ساختمان و ماشین‌آلات در نظر گرفته می‌شود به ترتیب ٣٪ و ٦٪ است، با توجه به اینکه متوسط سهم سرمایه‌گذاری در ساختمان و ماشین‌آلات در محدودهٔ مورد مطالعه به ترتیب ٧٠٪ و ٣٠٪ بوده است، میانگین وزنی نرخ استهلاک حدود ٤٪ به دست می‌آید. به این لحاظ نرخ استهلاک ٤٪ در نظر گرفته شده است. متغیر $KDWAR$ نشان‌دهندهٔ میزان انهدام سرمایه در سالهای جنگ تحمیلی به دلیل وقوع جنگ است که از گزارشهای مربوط به خسارات جنگ تحمیلی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استخراج و با توجه به شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌ای به قیمت ثابت سال ١٣٧٦ تبدیل و از انباشت سرمایه کسر شده است.

١٧. *کتاب حسابهای ملی ٥٦-١٣٣٨*، بانک مرکزی، ١٣٦٠، ص ٨٨.

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد ضرایب الگو و تفسیر نتایج

پیش از آنکه به برآورد تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی بپردازیم، متغیرهای تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی را به روش دیکی- فولر تعمیم یافته از نظر پایایی مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در مورد ناپایایی متغیرهای تابع مصرف بخش خصوصی

نام متغیر	حالت تابع*	آمارهٔ آزمون	کمیت بحرانی۵٪	تفاضل مرتبه اول	حالت تابع	آمارهٔ آزمون	کمیت بحرانی ۵٪	نتیجه آزمون
COP	$C,T,1$	-۲/۱۳	-۳/۵۳	D_1COP	0,0,0	-۳/۷۳	-۱/۹۵	$COP \sim I(1)$
YDP	$C,0,1$	-۱/۸۵	-۲/۹٤	D_1YDP	0,0,0	-٤/۰٦	-۱/۹۵	$YDP \sim I(1)$
M_2P	$C,0,1$	-۱/٦٦	-۲/۹٤	D_1M_2P	0,0,0	-۳/۱۳	-۱/۹۵	$M_2P \sim I(1)$
Z_1	0,0,2	۳/۰۱	-۱/۹۵	D_1Z_1	$C,0,1$	-۵/۲۱	-۲/۹٤	$Z_1 \sim I(1)$
Z_2	0,0,2	۲/۵۰	-۱/۹۵	$D1Z_2$	$C,0,1$	-۵/۵٦	-۲/۹٤	$Z_2 \sim I(1)$

شکل کلی تابع به صورت $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ است، که می‌توان آن را در حالت وجود عرض از مبدأ(C)، عرض از مبدأ و روند (C,T) و همچنین عرض از مبدأ، روند و تعداد P متغیر وابسته (C,T,P)، هر کدام که مناسبتر باشد، به کار برد.

براساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته چنین می‌نماید که کلیهٔ متغیرها ناپایا و جمعی از مرتبهٔ یک $I(1)$ هستند.

اکنون که مرتبهٔ جمعی بودن متغیرهای تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی با توجه به آزمونهای صورت‌گرفته معین شد، به برآورد تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی می‌پردازیم. با فرض وجود یک رابطهٔ خطی بین مصرف سرانهٔ بخش خصوصی و متغیرهای توضیح‌دهندهٔ آن، رابطهٔ تعادلی بلندمدت مصرف سرانهٔ بخش خصوصی به صورت خطی تصریح و ضرایب آن با استفاده از آمار سری زمانی سالهای ۱۳٤٤ تا ۱۳۸۲ به روش OLS برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد در زیر ارائه شده است.

$$COP = \underset{(۳.۱۸)}{۰.۰۰۰۵۵} + \underset{(۴.۸۶)}{۰.۳۳ YDP} + \underset{(۶.۲۰)}{۰.۳۵ M_2P} - \underset{(-۱.۸۲)}{۰.۰۰۳۷۱ Z_1} + \underset{(۱.۷۴)}{۰.۰۰۰۳۵ Z_2} - \underset{(-۲.۷۰)}{۰.۰۰۰۳۷ D۵۹}$$

$$R^2 = 0.96 \qquad D.W = 1.55$$

متغیر $D59$ یک متغیر مجازی است که برای سال ۵۹ مقدار یک و برای بقیهٔ سالها مقدار صفر اختیار می‌کند. نتایج حاصل از برآورد حاکی از آن است که الگو از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوبی برخوردار است. کلیهٔ ضرایب متغیرها از نظر آماری معنی‌دار هستند و علامت آنها موافق انتظار است.

قبل از شرح و تفسیر بیشتر در مورد تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی، لازم است نسبت به کاذب نبودن رگرسیون برآوردشده اطمینان حاصل کنیم. برای این منظور آزمون همجمعی بین متغیرهای تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی به روش انگل و گرینجر تعمیم یافته به انجام رسیده است. مقدار آمارهٔ آزمون ADF برابر ٤/۸٤- به دست آمده است. از آنجا که مقدار بحرانی در سطح معنی‌دار ۵٪ برابر ۱/۹٤- است، فرضیهٔ صفر وجود ریشهٔ واحد در جملات خطای رابطهٔ تعادلی بلندمدت مصرف سرانهٔ بخش خصوصی رد می‌شود و می‌توان چنین استنباط کرد که متغیرهای تابع مذکور همجمع‌اند. در نتیجه یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین مصرف سرانهٔ بخش خصوصی و متغیرهای توضیح‌دهندهٔ آن به گونه‌ای که

www.SID.ir

Archive of SID

در الگو تصریح شده است وجود دارد.

براساس نتایج حاصل از رابطهٔ تعادلی بلندمدت مصرف سرانهٔ بخش خصوصی، دو ضریب Z_{1t} و Z_{2t} که نمایانگر تغییر در ساختار سنی جمعیت هستند در سطح اطمینان بیش از ۹۰٪ معنی‌دار هستند. اکنون با توجه به مبانی نظری مدل که پیشتر ذکر شد می‌توان به شکل نهایی تابع مصرف سرانهٔ بلندمدت بخش خصوصی و ضرایب هر یک از گروههای سنی دست یافت. ضرایب مصرف هر یک از گروههای سنی در نمودار (۱)[۱۸] ارائه شده است.

نمودار ۱. ضریب مصرف گروههای سنی

نمودار فوق ضرایب مصرف گروههای سنی مختلف را در تابع مصرف نشان می‌دهد. بر طبق نظریهٔ دوران زندگی آندو- مادیگلیانی انتظار می‌رود که با افزایش سن، مقدار میل متوسط به مصرف به تدریج کاهش یابد و سرانجام در یک محدودهٔ سنی به پایینترین حد خود برسد. به عبارت دیگر، این نقطهٔ مینیمم، نقطه‌ای است که در آن حداکثر پس‌انداز صورت می‌گیرد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود ضرایب گروههای سنی میانی جمعیت که تأمین کنندهٔ پس‌انداز مؤثر جامعه هستند منفی است که نشان‌دهندهٔ آن است که هر چه میزان گروههای سنی جمعیت مذکور افزایش یابد از مصرف کل جامعه کاسته بر میزان پس‌انداز کل جامعه افزوده خواهد شد. همچنین میل متوسط به مصرف در گروههای سنی ۴۵-۳۵ سال، پایینترین حد را دارد که بیان‌کنندهٔ آن است که عمدهٔ پس‌انداز جامعه در گروههای سنی مذکور صورت می‌گیرد.

از آنجا که وجود همجمعی بین متغیرهای تابع مصرف سرانهٔ بخش خصوصی بلندمدت با استناد به آزمون انگل و گرینجر مورد تأیید قرار گرفت، اکنون می‌توان برای مشاهدهٔ پویایی‌های کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) را به کمک تفاضل مرتبهٔ اول متغیرهای مربوط به رابطهٔ تعادلی بلندمدت مصرف سرانهٔ بخش خصوصی در کنار متغیر خطای عدم تعادل ($RECOP$) که $I(0)$ است در یک رگرسیون

۱۸. نتایج حاصل از نمودار زیر در قسمت آخر به تفصیل بیان خواهد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

قرار داد و ضرایب آن را به روش *OLS* برآورد کرد. نتایج برآورد مذکور در زیر ارائه شده است.

$$D_1COP = \underset{(3.75)}{0.285}\, D_1YDP + \underset{(2.21)}{0.165}\, D_1YDP_{-1} + \underset{(3.66)}{0.31}\, D_1M_2P - \underset{(-2.88)}{0.45}\, RECOP_{-1} - \underset{(-2.90)}{0.0001}\, D_1D59 + \underset{(-2.80)}{0.0002}\, D55$$

$$R^2 = 0.73 \qquad D.W = 1.62$$

متغیر $D55$ یک متغیر مجازی است که برای سال ۵۵ مقداریک و برای بقیهٔ سالها مقدار صفر اختیار می‌کند.

مشاهدهٔ آمارهٔ t مربوط به ضرایب برآوردشده روشنگر این مطلب است که تمامی ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند. در عین حال علامت کلیهٔ ضرایب برآوردشده موافق انتظار است. ضریب تعیین الگوی برآوردشده ۰/۷۳ است که نمایانگر قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوب الگو است.

قبل از مبادرت به هرگونه استنباط و نتیجه‌گیری براساس الگوی برآوردشده، آن را با مجموعه‌ای از آزمونهای متعارف مواجه می‌کنیم. نتایج مربوط به این آزمونها در جدول زیر آمده است. مشاهدهٔ نتایج آزمونها حاکی از آن است که فرضیهٔ صفر مربوط به تمامی آزمونهای مورد اشاره پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که تابع پویای کوتاه‌مدت مصرف سرانهٔ بخش خصوصی برآوردشده دارای هیچگونه مشکل آماری نیست و نتایج حاصل از برآورد الگو کاملاً قابل اتکا و استناد است.

جدول ۲. آزمونهای مربوط به تابع پویای کوتاه‌مدت مصرف سرانهٔ بخش خصوصی

نوع آزمون	وقفه‌ها	آمارهٔ آزمون	سطح زیر منحنی پس از کمیت آمارهٔ آزمون	نتیجهٔ آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ ـ باکس	۱تا ۱۳	$۱/۱٤ \le Q \le ۸/۸۲$	$P = ۰/۲۸–۰/۹۵$	جملات خطا پایا هستند.
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک- برا	-	$\chi^2 = ۱/۹۷$	$P = ۰/۳۷$	جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند.
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش گادفری	۲	$F = ۱/۲۳$ $\chi^2 = ۲/٦۳$	$P = ۰/۳۰$ $P = ۰/۲٦$	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند.
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	$F = ۱/٦۲$ $\chi^2 = ۱٥/٤٤$	$P = ۰/۱٥$ $P = ۰/۱٦$	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند.
واریانس ناهمسانی شرطی ($ARCH$)	۱	$F = ۰/۳۱$ $\chi^2 = ۰/۳۲$	$P = ۰/۵۷$ $P = ۰/۵٦$	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی شرطی نیستند.
درستی تصریح شکل الگو به روش رمزی	-	$F = ۱/۱٥$ $\chi^2 = ۱/۳۹$	$P = ۰/۲۹$ $P = ۰/۲٤$	شکل الگو به درستی تصریح شده است.

برای بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل، نمودار مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده و همچنین شاخصهای خوبی برازش در زیر نمودار ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۲ . شبیه‌سازی پویای مصرف بخش خصوصی(میلیارد ریال)

[۱۹] $Thiel-U : 0.036$ [۲۰] $RMSPE : \%3.99$ $Mean : 106999.9$ [۲۱] $RMSE : 4205.8$

www.SID.ir

Archive of SID

بنابرایـن مـی‌تـوان با توجه به شاخصهای آماری ارائه شـده نتـیجه گرفت که برازش مدل به خوبی صورت گرفته و قابلیت پیش‌بینی مدل خوب است.

جمع‌بندی و ملاحظات

در ایـن مطالعـه مصرف بخش خصوصی براساس نظریهٔ دوران زندگـی آنـدو- مادیگلیانـی بـه صـورت تابعی از درآمـد قابل تصرف، ثروت بخش خصوصی و متغیرهای بـیان‌کنندهٔ ساختار سنی جمعیت تصریح و برآورد شده و نتایج قابل توجهی نیز به دست آمده است.

- سـاختار سـنی جمعیـت یکـی از عوامل مهـم تاثـیرگذار بـر مصرف در بلندمدت اسـت ولـی در کوتـاه‌مدت ساختار سنی اثـری بـر مصـرف نـدارد چرا که اصولاً مسـئلهٔ سـاختار سنی و تغییر در آن یک مقولهٔ بلندمدت است.
- بـر اسـاس نظـریهٔ دوران زندگـی آنـدو- مادیگلیانـی قاعدتـاً گـروه سنی میان‌سال که صـاحب شـغل و درآمـد هستند گروه مولد جامعـه فـرض شـده و تامیـن‌کنندهٔ پس‌انداز مؤثـر جامعـه هستند. این امـر در مورد ایران نـیز صـادق اسـت. براسـاس نظـریهٔ مذکـور پـس‌انداز انجام‌شده توسط گروه میان‌سال که بـه مـنظور جبران پس‌انداز منفی سالهای آتی عمـر صـورت می‌گیرد باید به اندازه‌ای باشد کـه بـتواند نـیازهای سـالهای بازنشستگی و پیری را تامین کند و این امر بدان معنی است کـه نمـودار ضـرایب مصرف گروههای سنی بـاید U شـکل باشـد. در مـورد ایـران نـیز همـان‌طور که در نمودار (۲) نشان داده شده اسـت، ایـن امـر تأیـید می‌شـــود. همچنین نمـودار مذکـور بـیان‌کنندهٔ این واقعیت است کـه عمده پس‌انداز در محدودهٔ سنی ۴۵-۳۵ سال صورت می‌گیرد.
- اهمیـت نمـودار ضـرایب مصرف گروههای سـنی از این جهت است که مشخص می‌کند کـدام گـروه سـنی جامعـه بیشـترین مـیزان پـس‌انـداز را انجـام مـی‌دهد و کدام گروهها بیشـترین مـیزان مصـرف را دارنـد. اهمیـت روشـن شدن این مسئله در ایـــن است که سیاسـتگذاران کـلان اقتصـادی قـــــادر خواهـند شـد نسـبت بـه مقولـهٔ سـاختار جمعیتـی کشور و سمت و سوی حرکت این سـاختار آگاهـی یافـته و آن را در تصمیمات سیاسـتگذاری خـود لحاظ کنند. همچنین در صـورت مشاهدهٔ تغییرات اساسی در ساختار جمعیتـی، مـثلاً افـزایش قـابل توجـه گـروه مـیان‌سال، آثار آن را بر تقاضای کل پیش‌بینی کنند و در صورت نیاز به جلوگیری

19. Thiel Inequality Coefficient
20. Root Mean Square Percentage Error
21. Root Mean Squared Error

www.SID.ir

Archive of SID

از کـاهش نسـبی در تقاضـای کـل، بـه اجـرای سیاستهای پولی و مالی انبساطی مبادرت ورزند.

- ضـریب جملـهٔ تصحیح خطا $RECO_{-1}$ برابـر ۰/۵۶ بـه دسـت آمـده اسـت کـه بـیان‌کنـندهٔ این واقعیت است که ۵۶٪ از عـدم تعادل موجود، در هر دوره برطرف مـی‌شـود کـه نشـان‌دهندهٔ سرعت نسبتاً خوبی برای تعدیل است.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسیهای اقتصادی، *خلاصهٔ تحولات اقتصادی کشور*، سالهای مختلف؛

سازمان برنامه و بودجه (۱۳۶۷)، *برآورد خسارتهای جنگ تحمیلی*، انتشارات سازمان برنامه و بودجه؛

شهشهانی، احمد (۱۳۵۷)، *الگوی اقتصادسنجی ایران*، انتشارات دانشگاه تهران؛

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، انتشارات رسا، چاپ اول؛

نوفرستی، محمد، عباس عرب مازار (۱۳۷۳)، «یک الگوی اقتصادسنجی کلان برای اقتصاد ایران»، *نشریهٔ علمی- پژوهشی پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، تهران، شماره ۱، سال دوم؛

ولدخانی، عباس (۱۳۷۶)، «برآورد و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران (۱۳۷۴-۱۳۳۸) با استفاده از روش همگرایی»، *برنامه و بودجه*، شماره ۱۷؛

هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۷۱)، «برآورد تابع مصرف جمعی در ایران»، *مجله اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی*، دانشگاه شهید بهشتی، سال اول، شماره ۱؛

Antonio Gomez-Oliver's (1989), "Private Consumption and Saving, The case of Mexico and Chile", *IMF Working Paper*, vol5;

Attfield C L F (2001) "Forecasting the Impact of Population Changes On Consumption Expenditure Using Prior Information", *Discussion Paper,* University of Bristol;

——— (2002), "Short and Long Run Trend Forecasts of the Impact of an Ageing population on Per Capita Aggregate Consumers' Expenditure", *Discussion Paper*, University of Bristol;

——— (2003), "The Impact of Age Distribution Variables On the Long Run Consumption Function", *Discussion Paper*, University of Bristol, January 2003;

Berg, L. (1996). "Age Distribution, Saving and Consumption in Sweden". *Working Paper Series* 1996:22. Department of Economics, Uppsala University;

Fair, Ray C. and Kathryn M. Dominguez (1991). "Effects of Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations," *American Economic Review*, 81(5);

Horioka, C. Y.(1991), "The Determinants of Japan's Saving Rate: The Impact of the Age Structure of the Population and other Factors", *The Economic Studies Quarterly* 42(3);

Horioka, C. Y. (1997). "A Cointegration Analysis of the Impact of the Age Structure of the Population on the Household Saving Rate in Japan". *Review of Economics and Statistics*, 79;

Lieberman, Charles and Watchtel, Paul (1980), "Age Structure and Personal Saving Behavior," in George von Furstenberg, ed., *Social Security versus Private Saving*, Cambridge, Ma: Ballinger, pp.315-57;

Erlandsen, Solveig and Ragnar Nymoen (2004), *Consumption and Population Age Structure*, Department of Economics, University of Oslo. Norgess Bank.■

www.SID.ir