



بررسی تأثیر بازارهای مالی و دارایی بر هزینه مصرف سرانه در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد چندمرحله‌ای

مصطفی عبدالله زاده^۱
پرویز رستم زاده^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۱۸

چکیده

در این مطالعه با استفاده از یک الگوی محاسباتی چند مرحله‌ای و روش تصحیح خطا تلاش شده است طی سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۷۰ آثار بازارهای مالی، مسکن و دارایی بر هزینه مصرف سرانه در چارچوب فرضیه چرخه زندگی آندو-مودیگلیانی در اقتصاد ایران بررسی شود. هدف از این مقاله شناسایی بازارهای مالی و دارایی مؤثر بر مصرف سرانه با استفاده از یک روش نوآورانه کلی به جزئی‌هنگری در اقتصاد ایران است. براساس نتایج، در کوتاه‌مدت متغیر درآمد سرانه، دارایی‌های مالی سرانه، متغیر تعداد واحدهای مسکونی ملکی و قیمت هر متر مربع مسکن در کلان‌شهرها، اثر مثبت و بازارهای ارز و بورس تأثیرات منفی و معنادار بر هزینه مصرف سرانه داشته‌اند. همچنین در بلندمدت متغیر سرانه دارایی‌های مالی و تعداد واحدهای مسکونی اثر مثبت و هزینه مصرف سرانه با یک وقفه اثر منفی و معنادار بر سرانه مصرف داشته‌اند. نتایج برآوردها بیانگر آن است که هرگونه جهش قیمتی در بازارهای ارز و بورس، هزینه‌های مصرف فردی را در کوتاه‌مدت به صورت قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد و نقدینگی حاصل از کاهش هزینه مصرف به بازارهای بورس و ارز سراریز شده است. این نتیجه در راستای تأیید فرضیه چرخه زندگی آندو-مودیگلیانی، مبین مطلوبیت کاهش مصرف، افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در بازارهای ارز و بورس بوده است همچنین ملاحظه می‌شود که در اقتصاد ایران و طی دوره مورد بررسی به طور متوسط ۰.۷۴ از مقدار پس‌انداز به افزایش دارایی‌های مالی و ۰.۲۶ نیز به بخش مسکن اختصاص یافته است.

واژه‌های کلیدی: مصرف، بازارهای مالی، رویکرد چندمرحله‌ای.

طبقه بندی JEL: B23, D12, E27, G17

۱ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، ایران. M.Abdollahzade1991ca@gmail.com

۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، ایران. (نویسنده مسئول) parvizrostamzadeh@shirazu.ac.ir



۱- مقدمه

نظریه مصرف یکی از مباحث مهم اقتصاد خرد است که در آن رفتار مصرف کننده برای به حداکثر رسانیدن مطلوبیت با توجه به درآمد محدود و قیمت معین کالاها و خدمات، مورد مطالعه قرار می گیرد. کینز^۱ می گوید «مقدار مصرف کل اساساً به مقدار درآمد کل بستگی دارد و بدیهی است سطوح بالاتر درآمد مطلق^۲ منجر به بزرگتر شدن سهم پس انداز خواهد شد، به بیانی دیگر، پس انداز به عنوان کالای لوکس در نظر گرفته می شود و مخارج با درآمد رابطه مثبت دارد». علیرغم باورهای کینز، مطالعات تجربی در دهه ۱۹۴۰ و اوایل ۱۹۵۰ گفته های وی را تأیید نکردند. این معما باعث تحقیقات بیشتری در این زمینه شد. نظریه های مؤثری که تا حدی در پاسخ به اختلاف ایجاد شده بین ایده کینز و مشاهدات تجربی ارائه شدند، نظریات چرخه زندگی برومبرگ و مودیگلیانی^۳ و درآمد دائمی فریدمن^۴ بودند. دیویدسون^۵، هنری^۶، سربا^۷ و یثو^۸ یک الگوی تأثیرگذار در بحث مصرف را براساس نظریه فریدمن در سال ۱۹۷۸ منتشر کردند که به معروف شد. مدل آنها اولین مدل اقتصادسنجی مصرف، شامل مکانیزم تصحیح خطا بود که در سال ۱۹۸۱ هنری و استرنبرگ^۹، یک مدل توسعه یافته از آن را ارائه دادند و آن مبتنی بر نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی بود. از نظر مودیگلیانی رفتار مصرف و پس انداز در یک دوره بلندمدت تنظیم می شود. فرد در دوره اول زندگی خود در دوران کودکی تا نوجوانی، تنها مصرف کننده است و درآمدی ندارد و در دوره دوم و میانسالی، فرد با کسب درآمد و اندوختن پس انداز، ثروتی را به صورت متراکم بدست می آورد که پاسخگوی پس انداز منفی وی در ابتدا یا در دوره اول زندگی و انتها و دوره کهنسالی او است. بدین ترتیب مصرف فرد به درآمد موجودی ثروت فرد و درآمدهای مورد انتظار آتی او بستگی دارد. بنابراین مصرف فرد تابعی از درآمد جاری، ثروت دوره قبل و درآمد مورد انتظار است. پشتوانه مالی قوی که تحت عنوان ثروت یا دارایی حقیقی از آن نام می برند، در کنار متغیرهای دیگر چون درآمد و درآمد قابل تصرف بر رفتار مصرفی افراد اثر تعیین کننده دارد. طبیعی است افرادی که علاوه بر درآمد ثابت خود، منابع دیگری از محل املاک و مستغلات و یا سرمایه گذاری در بازارهای مالی دیگر مانند طلا، ارز یا بازار سرمایه دارند، نسبت به افرادی که تنها متکی به درآمد کاری خود هستند، از اختیار بیشتری در تنظیم رفتارهای مصرفی و بازه زمانی تعدیل در هزینه مصرف خود برخوردارند. از دیدگاه مبانی نظری و مطابق مدل های رشد نئوکلاسیکی، میل نهایی به پس انداز در نتیجه افزایش ثروت و درآمد خانوارها افزایش پیدا می کند که در نتیجه این امر ممکن است میزان مصرف خانوارها کاهش یابد. به همین جهت در این پژوهش ابتدا در الگویی حاصل از رویکرد مدل سازی کلی به جزئی هنری^{۱۰}، عوامل مؤثر در رفتار هزینه مصرف

^۱ John Maynard Keynes (1973)

^۲ Absolute Income Hypothesis

^۳ Modigliani & Brumberg's Hypothesis

^۴ Friedman's Permanent Income Hypothesis

^۵ James E. H. Davidson

^۶ David F. Hendry

^۷ Frank Srba

^۸ Stephen Yeo

^۹ Von Ungem Sternberg

^{۱۰} Hendry's General to Specific approach

فردی، با در نظر گرفتن بازارهای مالی اقتصاد ایران و با توجه به مبانی اقتصادسنجی را شناسایی خواهیم کرد. سپس اثر ثروت (دارایی مالی و مسکن) و توزیع پس‌انداز بر ثروت، سرعت و شیوه تعدیل آنها در بلندمدت را با رویکردی از فیزیک مکانیک مورد تحلیل قرار داده‌ایم. با توجه به اهمیت بررسی رفتارهای مکانیکی در اقتصاد، هدف این مقاله احیای ارتباط بین علوم فیزیک و اقتصاد و چگونگی استفاده از مبانی فیزیک در محاسبات، پیش‌بینی و تحلیل مسائل اقتصادی در مطالعات مورد ایران است. در این تلاش، قالبی برای الگوهای پیش‌بینی در مسیرهای تعادلی به منظور تسهیل برنامه‌ریزی، محاسبه‌پذیری و چگونگی رفتار متغیرها در شرایط عدم تعادل کوتاه‌مدت و مسیر تعدیل بلندمدت در ابعاد خرد و کلان معرفی خواهد شد. برای این منظور از داده‌های سالیانه ۱۳۷۰-۱۴۰۲ اقتصاد ایران استفاده شده است.

پس از مقدمه ابتدا به مبانی نظری موضوع تحقیق اشاره می‌شود. سپس مطالعات تجربی در بخش سوم و معرفی مدل و تخمین آن در بخش چهارم آورده شده‌اند. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و ارائه توصیه سیاست در اقتصاد کلان کشور نیز در بخش پنجم ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری پژوهش

فرضیات درآمد دائمی فریدمن و چرخه زندگی مودیگلیانی اساساً با دو بینش متفاوت از هم ارائه شدند، اما اجماع صاحب نظران، رفتار اقتصاد در حوزه مصرف را حاصل تلفیقی از این دو بینش می‌دانند (داربی^۱، ۱۹۸۷). تفاوت اصلی این دو فرضیه افق‌های زمانی مربوطه است. در فرضیه چرخه زندگی افق زمانی متناهی و در فرضیه درآمد دائمی فریدمن افق زمانی به صورت نامتناهی در نظر گرفته می‌شود. اولین تابع مصرف براساس فرضیه چرخه زندگی توسط آندو^۲ و مودیگلیانی در سال ۱۹۶۳ منتشر شد. مدل آنها برگرفته از تابع مطلوبیت فردی، همگن از درجه یک^۳ و همچنین مبتنی بر تابع مصرف کل در دوره‌های جاری و آتی بود که براساس آن مصرف‌کننده با در نظر گرفتن محدودیت بودجه در پی بهینه‌یابی مطلوبیت خود خواهد بود. از آنجایی که آنها در مطالعه خود هیچگونه تابع مطلوبیتی را مشخص نکردند، بنابراین تحلیل تأثیرات متغیرها در کوتاه‌مدت بر مصرف ممکن نبود. در این مطالعه در راستای دستیابی به تأثیرات متغیرها در کوتاه‌مدت بر مصرف، یک تابع شامل دو دوره زمانی در چارچوب کار آندو و مودیگلیانی (۱۹۶۳) استخراج شده است. ثروت در چرخه زندگی فرد، از جمع ثروت جاری حاصل از پس‌انداز و ارزش تنزیل شده در دوره‌های جاری و آتی درآمد تعریف می‌شود:

$$W_1 + Y_1 + \frac{1}{1+R_1^e} Y_2^e = C_1 + \frac{1}{1+R_1^e} C_2 \equiv W_{L1} \quad (1)$$

^۱ Darby (1987)

^۲ Albert k. Ando

^۳ توابع همگن از درجه n این گونه تعریف می‌شوند: $f(tx, ty) = t^n f(x, y)$, $t \neq 0$

که در آن W_1 ثروت در دوره ۱، Y_1 درآمد واقعی در دوره ۱، Y_2^e ارزش واقعی درآمد پیش‌بینی شده در دوره ۲، R_1^e نرخ بهره واقعی پیش‌بینی شده، C_1 و C_2 ارزش واقعی مصرف در دوره‌های ۱ و ۲ و در نهایت W_{L1} ثروت فرد در چرخه زندگی است.

در ادبیات مورد استفاده اکثر مطالعات حوزه مصرف، مانند آنچه مولباور و لاتیمر^۱ (۱۹۹۵) یا رومر^۲ (۱۹۹۶) بیان کرده‌اند، فرض می‌کنیم تغییرات در ترجیحات مصرف‌کننده در کلیت مفهوم اقتصادی چرخه زندگی، حاصل تغییرات در مطلوبیت فرد در ادوار مختلف زندگی وی است. با در نظر گرفتن نرخ تنزیل داریم:

$$U = u(C_1) + \frac{1}{1+\delta} u(C_2), \quad u' > 0, u'' < 0, \delta \geq 0 \quad (۲)$$

که در آن U مطلوبیت در کل دوره زندگی، $u(C_1)$ و $u(C_2)$ مطلوبیت حاصل از مصرف در دوره‌های ۱ و ۲ و δ نرخ تنزیل است. با توجه به فرم تابع مطلوبیت $u(C_i) = C_i^{-\rho}$ بنابراین:

$$U = C_1^{-\rho} + \frac{1}{1+\delta} C_2^{-\rho} \quad (۳)$$

کشش جایگزینی در تابع فوق $\sigma = 1/(1+\rho)$ میزان حساسیت مصرف در هر دو دوره به هزینه فرصت پس انداز یا $(1+R_1^e)$ را نشان می‌دهد. با بهینه یابی به روش لاگرانژ^۳ از تابع مصرف و حداکثرسازی سطح مطلوبیت چرخه زندگی با در نظر گرفتن محدودیت بودجه در دو دوره مورد بررسی خواهیم داشت:

$$\text{Max } L = \max \left[U(C_1, C_2) + \lambda \left(C_1 + \frac{1}{1+R_1^e} C_2 - W_L \right) \right] \quad (۴)$$

شروط مرتبه اول^۴

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial C_1} &= 0 = \frac{\partial U}{\partial C_1} + \lambda \\ \frac{\partial L}{\partial C_2} &= 0 = \frac{\partial U}{\partial C_2} + \frac{1}{1+R_1^e} \lambda \end{aligned}$$

اگر ترجیحات مصرف‌کننده مثبتی بر تابع مطلوبیت باشد، داریم:

$$C_1^{-(1+\rho)} = \frac{1+R_1^e}{1+\delta} C_2^{-(1+\rho)} \quad (۵)$$

با توجه به معادلات (۱) و (۵)؛ تابع مصرف به فرم زیر خواهد بود:

$$C_1 = \frac{W_{L1}}{\kappa_1} = \frac{1}{\kappa_1} \left(W + Y_1 + \frac{1}{1+R_1^e} Y_2 \right) \quad (۶)$$

که در آن κ_1 معکوس میل نهایی به مصرف^۵ (MPC) است. از آنجایی که ثروت در چرخه زندگی تابعی از ثروت در دوره فعلی و ارزش خالص درآمد است، میل نهایی مصرف $(1/\kappa_1)$ ، در این مطالعه برابر است با میل نهایی مصرف

^۱ Muellbauer & Lattimore (1995)

^۲ David Romer (1996)

^۳ Lagrangian Method

^۴ First Order Conditions (F.O.C.s)

^۵ Marginal Propensity to Consume

از محل خالص درآمد بدون در نظر گرفتن ثروت در دوره جاری. در کل با در نظر گرفتن کشش ثابت جایگزینی ترجیحات مصرف کننده، معکوس MPC اینگونه تعریف می‌شود:

$$\kappa_1 = 1 + \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^\sigma \left(\frac{1}{1+R_1^e}\right)^{1-\sigma}$$

برای مقادیر کم و غیر قابل ملاحظه از R_1^e و δ داریم:

$$\kappa_1 \approx 1 + \frac{1}{1+\sigma\delta+(1-\sigma)R_1^e} \quad (۸)$$

همان‌طور که از روابط (۷) و (۸) استنتاج می‌شود، افزایش در δ یا R_1^e باعث کاهش κ_1 یا افزایش مقدار MPC خواهد شد. با در نظر گرفتن شرایط ثابت^۱، افزایش در δ باعث افزایش در مصرف در دوره فعلی خواهد شد و این در حالی است که اثر افزایش R_1^e مبهم است و بستگی به مقادیر W و Y_2^e دارد. با در نظر گرفتن نااطمینانی در درآمد در هر دو دوره مورد بررسی، فرم تابع مطلوبیت این چنین خواهد بود:

$$U^* = u(C_1) + \frac{1}{1+\delta} Eu(C_2) \quad (۹)$$

که در آن U^* مطلوبیت تحت نااطمینانی و $Eu(C_2)$ مطلوبیت پیش‌بینی شده در دوره دوم زندگی است. با جایگزینی این فرم تابعی به جای آنچه در رابطه (۲) آمده است، می‌توان نشان داد که افزایش در نااطمینانی در مورد درآمد دوره آتی باعث افزایش پس‌انداز و کاهش مصرف در دوره فعلی خواهد شد. در الگوی پژوهش حاضر، به منظور داده‌کاوی و دستیابی به متغیرهای با اهمیت و مؤثر در رفتار هزینه مصرف کننده از رویکرد کلی به جزئی‌هنگری استفاده شده است. به این صورت که ابتدا با طراحی یک الگوی کلی مبتنی بر مبانی نظری و مطالعات پیشین به تدریج با اعمال محدودیت‌ها براساس مقادیر آماره t ، به یک مدل جامع و قابل استناد دست خواهیم یافت.

۳- مروری بر پیشینه پژوهش

تحقیقات خارجی

آلواهدین و همکاران^۲ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای اطلاعات مربوط به مصرف خانوار در کشور اندونزی را مورد بررسی قرار دادند. آنها اذعان داشتند هزینه‌های خانوار با افزایش نفوذ اینترنت در تسهیل مشارکت در بازارهای مالی افزایش یافته است. همچنین خانواده‌های کم‌درآمد و متوسط بیشترین بهره را از دسترسی و راحتی امور مالی دیجیتال می‌برند. علاوه بر این بانکداری دیجیتال به دلیل عواملی مانند درآمد بالاتر، فرصت‌های بیشتر برای سرمایه‌گذاری، اصطکاک کمتر در طول تراکنش‌های مالی، سطوح بالاتر امنیت و الزامات نقدینگی آسان‌تر، بر هزینه‌های مصرف‌کننده تأثیر مثبت داشته است.

¹ Ceteris Paribus

² Alwahidin et. al (2021)

بریکر و همکاران^۱ (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی ارتباط درآمد خانوار با مصرف و تصمیمات سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی در کشور ایالات متحده آمریکا پرداختند و اذعان داشتند اهمیت جایگاه اجتماعی در مصرف خانوار و تصمیمات مالی مرتبط با داده‌های «نظرسنجی جامعه آمریکا» (ACS) گریز ناپذیر است و دهک‌های بالای درآمدی نسبت به سایرین هم بیشترین سهم را در کسب بازده بازارهای مالی داشته‌اند و همچنین بیشترین سهم از هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری خود را به بازارهای مالی اختصاص داده‌اند. این نتایج نشان می‌دهد که ناهمگونی بیشتر درآمد ممکن است پیامدهای بزرگی برای مصرف خانوار و تصمیمات سبد سرمایه‌گذاری داشته باشد.

ژانگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی رکود در بازارهای مالی و آثار آن بر هزینه‌های مصرفی خانوار پرداختند. آنان با بررسی رکود سال ۲۰۱۵ در اقتصاد چین که بر بخش عمومی و خانوار اثر عمیقی گذاشت به این نتیجه دست یافتند که درآمد خانوار از دارایی‌های ریسکی در بازارهای مالی در آن محدوده زمانی با وجود تجارب سرمایه‌گذاران به کاهش زیان آنان منتهی نشد. نتایج این مطالعه نشان داد که بعد از وقوع این رکود هزینه‌های مصرفی خانوار با شیب ملایم و مستمر کاهش یافت و تنها در سال ۲۰۱۶، ۳۰ درصد از هزینه‌های مصرفی چین تحت تأثیر قرار گرفت.

استاک همر و بنتسون^۳ (۲۰۲۰) در پژوهشی به ارزیابی آثار بازارهای مالی بر تاریخ فرم توابع مصرف و سرمایه‌گذاری در بازه زمانی ۱۱۰ سال کشورهای بریتانیا، فرانسه، نروژ و سوئد پرداختند. در این پژوهش اثرات قیمت سهام، قیمت املاک و مستغلات و بدهی بر هزینه‌های مصرف و سرمایه‌گذاری را بررسی شد. آنها اذعان داشتند که هیچ اثر پایداری از قیمت سهام و قیمت مسکن بر مصرف خانوار طی دوره زمانی مذکور مشاهده نشد. اما اثرات کوتاه مدتی از بازارهای مالی در کشور بریتانیا دیده شد که نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه که دولت محور بودند قابل ملاحظه‌تر بود.

کاسرس^۴ (۲۰۱۹) در پژوهشی به ارزیابی اثر بازارهای مالی و مسکن بر مصرف با استفاده از میکرو داده‌ها در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۹ پرداخت. او در این مقاله وجود «اثرات ثروت» ناشی از حقوق صاحبان سهام را به شکل مسکن و دارایی‌های مالی بر مصرف را تجزیه و تحلیل می‌کند. او در پژوهش خود به این نتیجه دست یافت که حرکت ثروت به سمت مسکن بسیار بزرگتر از سایر انواع ثروت از جمله سهام بوده است.

تحقیقات داخلی

زارع جوفانی و همکاران (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداختند. این معما بیان می‌کند بازدهی دارایی باریسک سهام به قدری بالا است که نوسان رشد مصرف واقعی قادر به توضیح آن نیست و ریسک‌گریزی بالای سرمایه‌گذاران آن را توضیح می‌دهد. مدل تصریح شده تعادل عمومی پویای تصادفی

^۱ Bricker et. al (2021)

^۲ Zhang et. al (2021)

^۳ Engelbert Stockhammer & Erik Bengtsson (2020)

^۴ Carlos Caceres (2019)

آنان قادر است معمای صرف سهام در ایران را با اعمال تکانه‌های تکنولوژی، مخارج دولت، درآمد نفتی، شاخص قیمت سهام، عرضه پول و اثر این تکانه‌ها بر بازدهی دارایی‌ها و مصرف مورد بررسی قرار دهد. نتایج نشان داد که شوک‌های مثبت تکنولوژی و قیمت سهام در میان‌مدت و بلندمدت تا رسیدن به وضعیت باثبات، شوک مثبت درآمد نفتی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و همچنین شوک مثبت عرضه پول در کوتاه‌مدت با تولید صرف ریسک سهام بالا قادر به توضیح معمای صرف سهام در ایران می‌باشند؛ این در حالی است که شوک مثبت مخارج دولت با ایجاد صرف ریسک سهام منفی، نمی‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.

حائری نسب و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای با بررسی و محاسبه شاخص شرایط مالی و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۹ نشان دادند کانال اعتباری نسبت به سایر کانال‌ها وزن بیشتری را به خود اختصاص داده و این امر اهمیت حجم اعتبارات در برآورد شاخص شرایط مالی کشور را طی این مدت زمان در تحقیق نشان می‌دهد. پس از آن کانال دارایی یعنی شاخص قیمت سهام و شاخص مسکن بیشترین وزن را دارند. در این میان کانال نرخ ارز و نرخ بهره کمترین وزن را دارا می‌باشند. از این‌رو بانک مرکزی می‌تواند در سیاست‌گذاری پولی رویکرد آینده‌نگر را اتخاذ نماید به طوری که با تغییر رویکرد گذشته‌نگر خود در تصمیمات سیاست پولی درست‌ترین عکس العمل را نشان دهد.

گودرزی فراهانی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی نقش شوک‌های ساختاری بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۰ پرداختند. آنان بیان کردند شوک بازار سرمایه از کانال مخارج مصرفی خانوارها و مخارج سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها بر اقتصاد تأثیر گذار است. اثرات مستقیم نوسانات قیمت‌های سهام بر مخارج کل، باعث شده تا بازار سرمایه سهام به عنوان یک شاخص پیشرو در اقتصاد شناخته شود.

حسینی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله به بررسی ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه پرداختند. آنان با استفاده از تکنیک برآورد GMM طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶ به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی در همه ابعاد از طریق کانال رشد اقتصادی اثر مثبتی بر هزینه مصرف در حوزه انرژی داشته است.

درگاهی و محمدزاده (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی بیش حساسیت مصرف خانوار با تأکید بر محدودیت نقدینگی در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی مربوط به دو دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۱ و ۱۳۹۲-۱۳۹۴ پرداختند. نتایج تحقیق براساس داده‌های کل نمونه و داده‌های طبقه بندی شده در دو دوره حاکی از تأیید پدیده بیش حساسیت مصرف نسبت به درآمد جاری در اقتصاد ایران است. این یافته فرضیه درآمد دائمی مبتنی بر انتظارات عقلایی را در ایران رد می‌کند.

مولایی و علی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی اثر شوک‌های اقتصادی بر مصرف خانوارها در ایران با استفاده از رهیافت تجزیه سری زمانی برآمدند. نتایج تحقیق آنان در بازه زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۳ بر آن شد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج مصرفی خانوارهای ایرانی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با شوک موقت و دائمی درآمد و شوک دائمی نقدینگی و رابطه منفی و معنی‌دار با شوک دائمی مخارج دولت داشته است.

۴- مدل سازی برای اقتصاد ایران

جانسون و کاپلان^۱ (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای بر اقتصاد کشور سوئد به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه مصرف سرانه براساس فرضیه مودیگلیانی با استفاده از رویکرد کلی به جزئی هنجری و روش تصحیح خطا پرداختند. در مقاله حاضر با الهام از الگوی معرفی شده توسط آنان، تلاش شده است تا اثر رفتار بازارهای مالی بر هزینه مصرف مورد مطالعه قرار گیرد. به استناد متغیرهای مورد بررسی آنان، مصرف در بلندمدت، تابعی از درآمد، ثروت در دوره جاری، نرخ بهره، بیکاری و تورم تصریح می‌شود:

$$C = f(I, W, r, U, INF, \varepsilon) \quad , \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (10)$$

C هزینه مصرف سرانه، I درآمد سرانه، W ثروت، r نرخ بهره بانکی، U نرخ بیکاری و INF نرخ تورم را نشان می‌دهند. در این مطالعه ثروت را حاصل جمع خالص سرانه دارایی‌های مالی و تعداد واحد مسکونی تعریف می‌کنیم. بنابراین هزینه مصرف سرانه این گونه بازتعریف می‌شود:

$$C = f(I, FA, NHS, HS, INT, UNP, INF, \varepsilon) \quad (11)$$

FA سرانه دارایی‌های مالی، NHS تعداد واحدهای مسکونی ملکی^۲ و HS کل واحدهای مسکونی در کلان شهرهای کشور را نشان می‌دهند.^۳

با در نظر گرفتن نوسانات بازارهای مالی در رفتار مصرف فردی، در این مطالعه متغیرهای مؤثر بر مصرف را در فرم کلی مناسب رویکرد هنجری این گونه در نظر می‌گیریم:

$$C_t = A(1+r)^{\alpha_1}(1+U_t)^{\alpha_2}(1+INF_t)^{\alpha_3}(FA_t)^{\alpha_4}(NHS_t)^{\alpha_5}(HS)^{\alpha_6}(I_t)^{\alpha_7}(h_t)^{\alpha_8}(coin_t)^{\alpha_9}(EX_t)^{\alpha_{10}}(B_t)^{\alpha_{11}} \quad (12)$$

بازارهای مالی منتخب و بازار مسکن در اقتصاد ایران

در معادله کلی فوق، A جمله ثابت، h متوسط قیمت سالانه هر متر مربع مسکن در کلان شهرهای کشور، coin قیمت سالانه سکه تمام بهار آزادی، EX نرخ ارز^۴، B شاخص کل بورس و $\alpha_1 \dots \alpha_9$ نشان‌دهنده کشش متغیرهای مربوطه هستند که در واقع اثر یک درصد تغییر در متغیر مستقل بر متغیر وابسته است. مطابق فرضیه چرخه زندگی، مصرف در هر دوره تابعی از ثروت در کل دوران سپری شده از چرخه زندگی است. اگر ترجیحات مصرف کننده را مطابق فرم تابعی مطلوبیت و همگن از درجه یک در نظر بگیریم، یک درصد افزایش در ثروت منجر به

^۱ Helena Johnsson & Peter Kaplan

^۲ در این پژوهش به منظور دستیابی به برآوردی دقیق، واحدهای مسکونی به دو دسته ملکی و استیجاری تقسیم شده است.

^۳ در این مطالعه فرض شده است که هر فرد دارای یک حساب سپرده بانکی است.

^۴ در این پژوهش منظور دلار آمریکا است.

افزایش متناسب در مصرف در هر دوره خواهد شد. از این رو در رابطه (۱۲)، $(\alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6)$ می‌بایست برابر یک باشد. این موضوع در اقتصاد با عنوان محدودیت همگن^۱ یا کشش واحد^۲ شناخته می‌شود. بنابراین با در نظر گرفتن سرانه دارایی مالی و تعداد واحدهای مسکونی ملکی به عنوان متغیرهایی با تأثیرات بلندمدت بر هزینه مصرف سرانه، رابطه (۱۲) این گونه ارائه می‌شود:

$$\frac{C_t}{I_t} = A(1+r_t)^{\alpha_1}(1+U_t)^{\alpha_2}(1+INF_t)^{\alpha_3}\left(\frac{FA_t}{I_t}\right)^{\alpha_4}\left(\frac{NHS_t}{I_t}\right)^{\alpha_5}(HS)^{\alpha_6}(I_t)^{\alpha_7}(h_t)^{\alpha_8}(coin_t)^{\alpha_9}(EX_t)^{\alpha_{10}}(B_t)^{\alpha_{11}} \quad (13)$$

با گرفتن لگاریتم از طرفین رابطه (۱۳) و با فرض این که $\lim_{t \rightarrow \infty} (1+r_t)$ ، $\lim_{t \rightarrow \infty} (1+U_t)$ و $\lim_{t \rightarrow \infty} (1+INF_t)$ به یک میل می‌کنند؛ داریم:

$$\log \frac{C_t}{I_t} \approx \alpha_0 + \alpha_1(r_t) + \alpha_2(U_t) + \alpha_3(INF_t) + \alpha_4 \log \left(\frac{FA_t}{I_t} \right) + \alpha_5 \log \left(\frac{NHS_t}{I_t} \right) + \alpha_6 \log(HS_t) + \alpha_7 \log(I_t) + \alpha_8 \log(h_t) + \alpha_9 \log(coin_t) + \alpha_{10} \log(EX_t) + \alpha_{11} \log(B_t) \quad (14)$$

نهایتاً مدل کلی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta(\log C_t) = \alpha_0 - \alpha_1 \Delta(\log C_{t-1}) + \alpha_2 \Delta(\log I_t) + \alpha_3 \Delta(\log I_{t-1}) + \alpha_4 \Delta(\log fa_t) + \alpha_5 \Delta(\log nhs_t) + \alpha_6 \Delta(\log hs_t) + \alpha_7 r_t - \alpha_8 U_t + \alpha_9 INF_t + \alpha_{10} INF_{t-1} + \alpha_{11} \Delta(h_t) + \alpha_{12} \Delta(coin_t) + \alpha_{13} \Delta(EX_t) + \alpha_{14} \Delta(B_t) - \alpha_{15} [\log(C_{t-1}/I_{t-1}) - \beta_1 \log(FA_{t-1}/I_t) - \beta_2 \log(NHS_{t-1}/I_{t-1})] \quad (15)$$

بخش تصحیح خطا^۳

که در آن Log لگاریتم طبیعی از متغیرها و Δ نشاندهنده متغیر در شکل تفاضلی خود است. $\log nhs_t$ ، $\log fa_t$ و $\log hs_t$ به ترتیب آثار کوتاه‌مدت سرانه دارایی‌های مالی و تعداد واحدهای مسکونی ملکی و تعداد کل واحدهای مسکونی در کلان‌شهرها را نشان می‌دهند.^۴ پارامتر α_{15} در رابطه (۱۵)، ضریب جمله تصحیح خطا است که در واقع سرعت تعدیل انحرافات در بلندمدت را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است با توجه به تعاریف ارائه شده از دارایی‌های مالی که به آن‌ها دارایی نامشهود^۵ یا دارایی کاغذی هم گفته می‌شود، ارزش این نوع دارایی به پشتوانه یک دارایی دیگر تعیین خواهد شد. سپرده‌های بانکی نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین پشتوانه‌های این نوع از دارایی

^۱ Homogeneity Constraint

^۲ Unit Elasticity

^۳ Error Correction Model

^۴ از آنجا که در رابطه (۱۵)، متغیرهای INF ، U و r به صورت درصد مورد برآورد قرار گرفته و همان‌طور که در ادامه خواهد آمد، دارایی تأثیرات کوتاه مدت بر هزینه مصرف است، بنابراین تفاضل مرتبه اول آن مورد استفاده نخواهد بود.

^۵ Intangible asset

محسوب می‌شوند. (هاروی^۱، ۲۰۰۰). بنابراین در این مطالعه منظور از دارایی‌های مالی که به صورت سرانه مورد محاسبه و برآورد قرار گرفته است، حجم کل سپرده‌های بانکی بوده است که از پایگاه داده‌های سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران جمع آوری شده است.

۱-۴- برآورد الگو

پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. آمار مربوط به هزینه مصرف سرانه به قیمت ثابت دلار در سال ۲۰۱۰، درآمد سرانه^۲، نرخ بیکاری و متوسط قیمت هر متر مربع واحد مسکونی در کلان‌شهرها از داده‌های سالانه مرکز آمار ایران و آمار مربوط به تعداد واحدهای مسکونی ملکی و استیجاری در کلان‌شهرها، نرخ دلار آمریکا، نرخ سود سپرده، نرخ تورم، سرانه دارایی مالی و سپرده‌گذاری^۳، قیمت رسمی سکه کامل بهار آزادی، شاخص کل بورس و اوراق بهادار از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمع آوری شده‌اند. همان‌طور که قبلاً گفته شد در این مطالعه با استفاده از رویکرد کلی به جزئی هنری، با کاهش اجزای الگو به صورت مرحله‌ای، متغیرهای مؤثر بر هزینه مصرف سرانه را اقتباس و ضرایب را برآورد خواهیم کرد. هدف از تخمین این الگوها طی فرآیند کاهش مدل، بهینه‌سازی ساختار مدل و دستیابی به الگویی جامع با متغیرهای توضیحی معنادار و برآورد تأثیرات آن‌ها بر متغیر وابسته طی مدت مورد مطالعه این پژوهش خواهد بود. لازم به ذکر است که استفاده از رویکرد مدل‌سازی کلی به جزئی یک تکنیک برای دستیابی به متغیرهای معنادار در شرایطی است که با تعداد مشاهدات محدود و متغیرهای توضیحی متعدد و قابل ملاحظه‌ای روبرو هستیم. (کمپس و همکاران، ۲۰۰۵)^۴

جدول ۱- نتایج مدل هنری از هزینه مصرف سرانه (ضرایب کوتاه‌مدت)

متغیر	مدل A	مدل B	مدل C	مدل D	مدل E
مصرف مستقل ^۵	۱۱/۶۷۱ (۲/۰۴)	۱۳/۰۶۹ (۳/۶۲)	۱۱/۸۴۷ (۳/۳۷)	۱۱/۳۸۳ (۳/۳۴)	۱۳/۳۶۰ (۳/۹۰)
$\Delta(\text{Log}C_{t-1})$	۰/۱۰۴ (۰/۳۹)	*	*	*	*
$\Delta(\text{Log}I_t)$	۰/۶۹۲ (۲/۰۹۳)	۰/۷۴۶ (۳/۰۲۹)	۰/۶۱۴ (۳/۰۲۲)	۰/۶۶۱ (۳/۴۷۴)	۰/۶۲۱ (۳/۰۹۷)
$\Delta(\text{Log}I_{t-1})$	۰/۵۶۵ (۱/۳۱۲)	۰/۶۵۱ (۲/۹۰۸)	۰/۷۷۳ (۴/۳۸۱)	۰/۷۶۱ (۴/۳۹۰)	۰/۷۲۰ (۳/۹۴۹)
$\Delta(\text{Log}fa_t)$	۰/۱۱۶ (۱/۲۷۶)	۰/۱۲۶ (۱/۵۶۹)	۰/۱۳۳ (۱/۶۴۶)	۰/۰۹۸ (۱/۹۰۸)	۰/۱۰۹ (۲/۰۹۱)
$\Delta(\text{Log}hs_t)$	-۰/۰۴۶ (۱/۱۸۱)	-۰/۰۴۶ (۱/۳۳۲)	-۰/۰۲۳ (۰/۷۳۵)	*	*

^۱ Rubin Harvey (2000)

^۲ شایان ذکر است که درآمد سرانه در این مطالعه شامل وجوه و ارزش پولی کالاها و خدماتی که در مقابل کار انجام شده، سرمایه به کار افتاده و یا از طریق منابع دیگر مانند حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از دارایی، دریافتی‌های انتقالی و نظایر آن به هریک از اعضای خانوار تعلق می‌گیرد، در نظر گرفته شده است.

^۳ برای برآورد این متغیر از مجموع سپرده‌های دیداری، غیردیداری و سرمایه‌گذاری در طول مدت مورد مطالعه (۱۳۷۰-۱۴۰۲) در بانک‌های کشور استفاده شده است.

^۴ Julia Campos, Neil R. Ericsson, and David F. Hendry, (2005)

^۵ Autonomous consumption

متغیر	مدل A	مدل B	مدل C	مدل D	مدل E
$\Delta (\text{Log nhs}_t)$	۰/۰۶۱(۱/۰۸۹)	۰/۰۷۶(۱/۳۷۷)	۰/۰۸۰(۱/۴۱۲)	۰/۰۶۴(۱/۹۹۳)	۰/۰۶۲(۲/۶۱۳)
r_t	-۰/۰۰۷۶(۱/۱۰)	-۰/۰۰۷۶(۱/۲۷)	*	*	*
U_t	۰/۰۱۱۹(۰/۷۵۵)	۰/۰۱۳۸(۲/۲۶۴)	۰/۰۱۱(۱/۹۲۸)	۰/۰۰۹۹(۱/۸۰)	*
INF_t	۰/۰۰۹۷(۰/۸۵۵)	۰/۰۰۱۰(۱/۰۸۲)	*	*	*
${}^1INF_{t-1}$	۰/۰۰۲۳(۰/۱۳۲)	*	*	*	*
Δh_t	۰/۰۰۱۶(۲/۰۵)	۰/۰۰۱۸(۳/۵۶)	۰/۰۰۱۷(۳/۶۸)	۰/۰۰۱۶(۳/۶۵)	۰/۰۰۱۷(۳/۶۱)
Δcoin_t	۰/۰۰۳۶(۰/۳۸۳)	*	*	*	*
ΔEX_t	-۰/۰۰۹۶(۵/۵۳)	-۰/۰۰۹۵(۹/۹۹)	-۰/۰۰۹۳(۹/۸۴)	-۰/۰۰۹۲(۹/۹۸)	-۰/۰۰۹۳(۹/۵۱)
ΔB_t	-۰/۰۰۱۰(۱/۵۳)	-۰/۰۰۱۱(۳/۵۴)	-۰/۰۰۸۴(۳/۶۸)	-۰/۰۰۸۲(۳/۶۸)	-۰/۰۰۸۷(۳/۶۹)

*مقادیر آماره t در پرانتز نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲- برآورد ضرایب بلند مدت

متغیر	مدل A	مدل B	مدل C	مدل D	مدل E
$\log \frac{C_{t-1}}{I_{t-1}}$	-۰/۳۶(۲/۹۴)	-۰/۴۰۴(۲/۰۹)	-۰/۴۸۸(۲/۶۸)	-۰/۵۱۵(۲/۹۳)	-۰/۴۲۷(۳/۳۸)
$\log \frac{FA_{t-1}}{I_{t-1}}$	۰/۱۹۵(۱/۴۱)	۰/۲۰۶(۱/۹۱)	۰/۲۰۹(۱/۹۷)	۰/۱۸۹(۱/۸۷)	۰/۱۱۷(۲/۴۹)
$\log \frac{NHS_{t-1}}{I_{t-1}}$	۰/۰۲۷(۲/۰۲)	۰/۰۲۹(۲/۶۳)	۰/۰۴۳(۲/۴۲)	۰/۰۳۱(۳/۱۳)	۰/۰۳۹(۲/۸۱)
adjusted R^2	۰/۹۹۹۶	۰/۹۹۹۸	۰/۹۹۹۶	۰/۹۹۹۷	۰/۹۹۹۶
خطای استاندارد ^۲	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۸۹
دوربین - واتسون ^۳	۳/۱۷۵	۲/۹۵۹	۲/۶۹۲	۲/۷۱۷	۲/۳۵۵
معیار آکائیک ^۴	-۳/۸۸۵	-۴/۰۵۴	-۴/۰۴۱	-۴/۰۷۹	-۴/۰۹۱

*مقادیر آماره t در پرانتز نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

لازم به ذکر است متغیرهای $\log \frac{C_{t-1}}{I_{t-1}}$ ، $\log \frac{FA_{t-1}}{I_{t-1}}$ و $\log \frac{NHS_{t-1}}{I_{t-1}}$ به ترتیب بیانگر سهم مصرف، دارایی‌های مالی و تعداد واحدهای مسکونی ملکی نسبت به درآمد در دوره قبل هستند.

¹ دلیل در نظر گرفتن این متغیر، ارزیابی واکنش رفتار هزینه مصرف کننده به تورم انتظاری است.

² Standard Error

³ Durbin-Watson test

⁴ Akaike Information Criterion

جدول ۳- آزمون F برای اعمال محدودیت‌ها در روند کاهش مدل از A به E

مقادیر بحرانی (df_{num}, df_{denum})	آماره F محاسباتی	تعداد محدودیت	فرآیند کاهش مدل
۳/۷۱ (۳, ۱۰)	۳/۸۲	۳	$A \rightarrow B$
۳/۸۱ (۲, ۱۳)	۴/۰۹	۲	$B \rightarrow C$
۳/۳۳ (۵, ۱۰)	۴/۱۹	۵	$A \rightarrow C$
۴/۴۵ (۱, ۱۷)	۴/۸۶	۱	$C \rightarrow D$
۳/۲۲ (۶, ۱۰)	۳/۳۳	۶	$A \rightarrow D$
۴/۴۵ (۱, ۱۷)	۴/۷۸	۱	$D \rightarrow E$
۳/۱۴ (۷, ۱۰)	۳/۶۰	۷	$A \rightarrow E$

*مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ محاسبه شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جداول (۱) و (۲) مشاهده می‌شود، برآورد با طراحی مدل (A) و ۱۸ متغیر مستقل آغاز شد. فرآیند کاهش مدل طراحی شده و دستیابی به مدل دقیق و قابل استناد با در نظر گرفتن مبانی اقتصادسنجی انجام می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌ها همه برابر با (۰/۹۹) و خطای استاندارد آنها در محدوده (۰/۰۰۸۹) - (۰/۰۰۷۱) است. از آنجا که خطای استاندارد رگرسیون در سطح ۵٪ تعیین شده است، بنابراین مقادیر کمتر از ۲/۵٪ خطا در طرفین خطوط رگرسیون مورد قبول خواهد بود. نتیجه آزمون دوربین-واتسون نیز با مقادیری در محدوده (۲/۳-۳۵۵/۱۷۵) بیانگر عدم وجود خودهمبستگی و استقلال مقادیر باقیمانده مدل‌ها است. اما همان‌گونه که ملاحظه می‌شود معیار آکائیک در مسیر کاهش پارامتریک مدل از A به E، با مقادیر منفی ظاهر شده‌اند. با توجه به مبانی نظری در اقتصادسنجی، معیار آکائیک که بیانگر خوبی برازش^۱ در یک مدل است، می‌بایست در روند بهبود و تدقیق مدل همواره کوچکتر شود، اما این موضوع برای مقادیر کمتر از صفر این‌گونه تفسیر نمی‌شود. با توجه به فرمول محاسبه این معیار:

$$AIC = -2Ln(L) + 2K \quad (۱۶)$$

که در آن L مقدار بیشینه تابع احتمال و K تعداد پارامترهای برآورد شده مدل تعریف می‌شوند. حال اگر این مقدار $-2Ln(L) + 2K < 0$ باشد، بدان معنی است که لگاریتم تابع احتمال در بیشترین مقدار خود بزرگتر از صفر و بنابراین احتمال در بیشترین مقدار خود، بزرگتر از یک است که از لحاظ منطق ریاضی هیچ ایرادی ندارد، در این صورت شیوه تحلیل و مقایسه مقادیر کوچکتر از صفر برای معیار آکائیک این‌گونه است که هر اندازه قدرمطلق این مقدار بیشتر باشد، معیار آکائیک در واقع کوچکتر و مدل از خوبی برازش بیشتری برخوردار است. با مشاهده این معیار در نتیجه کاهش اندازه مدل در جدول (۳)، تغییرات خوبی برازش در هر مرحله قابل ملاحظه

^۱ Goodness of Fit

است. با محاسبه آماره t برای هر یک از متغیرهای مدل A، در این مرحله از اعمال محدودیت و روند کاهشی مدل، در مدل B متغیرهای $\Delta(\log C_{t-1})$ ، INF_{t-1} و $\Delta Coin_t$ حذف شد. حذف این متغیرها در اثرگذاری بر رفتار هزینه مصرف‌کننده گویای آن است که تغییرات هزینه مصرف فردی در دوره گذشته تأثیر معناداری بر متغیر وابسته در دوره فعلی ندارند. همچنین تورم انتظاری نیز اثر معناداری بر هزینه مصرف فردی در اقتصاد ایران طی این سال‌ها نداشته است. تورم انتظاری باعث می‌شود تا مصرف‌کننده به دلیل انتظار افزایش قیمت در آینده، مصرف دوره فعلی خود را افزایش داده و حتی ممکن است با افزایش میل به احتکار و انبار کردن کالا بیش از نیاز شخصی، با افزایش تقاضا قیمت کالای مورد نظر به صورت تکانه‌ای افزایش یافته و تورم را از دوره بعدی به دوره فعلی نیز انتقال دهد. در مدل C با مقایسه آماره t ، متغیرهای r و INF که به ترتیب نشان‌دهنده نرخ بهره و تورم هستند از مدل خارج شدند. در مدل D از بررسی متغیر $\Delta(\log hs)$ که نشان‌دهنده لگاریتم تعداد کل واحدهای مسکونی در کلان شهرهای کشور است نیز چشم‌پوشی می‌شود و سرانجام در مدل E با حذف متغیر U_t که نشان‌دهنده نرخ بیکاری است، قالب اصلی مدل مورد بررسی و تحلیل بدست آمده است. همان‌طور که در جدول (۳) آمده است، در هر مرحله از فرآیند کاهش مدل، آماره F نیز محاسبه و با مقادیر بحرانی مقایسه و حذف متغیرهای الگو از منظر هم‌قواری^۱ تأیید شده است.

۱-۲-۴- تحلیل مفهومی نتایج نهایی الگوی هنری:

با طی فرآیند کاهش پارامتریک الگوی شماره (۱۵)، با استفاده از رویکرد هنری ضرایب کوتاه‌مدت برآوردی در مدل نهایی (E) به شرح زیر ارائه شده است:

(۱) با توجه به این که الگوی اولیه به صورت لگاریتمی محاسبه و برآورد شده است، بنابراین ضرایب نشان‌دهنده کشش متغیر وابسته نسبت به متغیرهای توضیحی خواهد بود. ضریب تأثیر متغیر درآمد سرانه بر هزینه مصرف فردی طی مدت مطالعه، مثبت و معنادار بوده است. ضریب اثر این متغیر $+0/62$ درصد برآورد شده است، یعنی با افزایش یک درصدی درآمد سرانه، هزینه مصرف فردی به میزان $0/62$ درصد افزایش یافته است.

(۲) ضریب اثر متغیر درآمد سرانه با یک وقفه بر هزینه مصرف فردی نیز مثبت و معنادار بوده است. به طوری که به ازای هر یک درصد افزایش در درآمد سرانه دوره قبل، هزینه مصرف فردی در دوره فعلی به میزان $0/72$ درصد افزایش یافته است. بنابراین وقفه درآمد سرانه اثر بیشتری نسبت به درآمد سرانه در دوره فعلی بر هزینه مصرف فردی داشته است.

(۳) سرانه دارایی‌های مالی نیز اثر مثبت و معناداری بر هزینه مصرف فردی داشته است. این ضریب به ازای هر یک درصد افزایش در سرانه دارایی‌های مالی به میزان $+0/10$ درصد در هزینه مصرف فردی برآورد شده است.

¹ Homogeneity

- (۴) ضریب تأثیر تعداد واحدهای مسکونی ملکی بر هزینه مصرف فردی هم مثبت و معنادار بوده است. به طوری که به ازای هر یک درصد افزایش در تعداد واحدهای ملکی و مسکونی، هزینه مصرف سرانه به میزان $0/06$ درصد افزایش می‌یابد.
- (۵) ضریب اثر قیمت هر متر مربع واحد مسکونی در کلان‌شهرهای کشور نیز به میزان $0/01$ + بر هزینه مصرف سرانه مثبت و معنادار بوده است. یعنی به ازای هر ده درصد افزایش در قیمت مسکن در کلان‌شهرها، هزینه مصرف فردی به میزان $0/1$ درصد افزایش داشته است.
- (۶) اثر متغیر نرخ ارز بر هزینه مصرف سرانه اما به میزان $0/09$ منفی و معنادار بوده است. این ضریب مبین آن است که به ازای هر ده درصد افزایش در نرخ ارز، هزینه مصرف فردی به میزان $0/09$ درصد کاهش یافته است.
- (۷) تأثیر شاخص کل قیمت سهام نیز بر هزینه مصرف فردی منفی و معنادار بوده است. این اثر به میزان $0/08$ درصد کاهش در هزینه مصرف سرانه به هر ده درصد افزایش در شاخص کل بورس ایران برآورد شده است.
- (۸) همان‌گونه که از نتایج جدول (۲) قابل ملاحظه است و در ادامه نیز تشریح خواهد شد، متغیرهای وقفه هزینه مصرف فردی، وقفه سرانه دارایی‌های مالی و وقفه تعداد واحدهای مسکونی ملکی در کلان‌شهرها همگی در بلندمدت بر هزینه مصرف فردی آثار معناداری داشته‌اند.
- (۹) تأثیر بلندمدت هزینه مصرف فردی بر متغیر وابسته به میزان $0/42$ - برآورد شده است. یعنی با افزایش یک درصد هزینه مصرف فردی در دوره قبل، هزینه مصرف فردی در دوره فعلی به میزان $0/42$ کاهش یافته است.
- (۱۰) تأثیر بلندمدت متغیر سرانه دارایی‌های مالی بر متغیر وابسته، به ازای هر یک درصد افزایش در این متغیر برابر $0/11$ + درصد افزایش در هزینه مصرف فردی برآورد شده است.
- (۱۱) تأثیر بلندمدت تعداد واحدهای مسکونی ملکی در کلان‌شهرها نیز به ازای هر یک درصد افزایش در این متغیر به میزان $0/03$ + درصد افزایش در هزینه مصرف فردی برآورد شده است.

۳-۴- روند بلندمدت و مدل ECM^۱

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. الگوی

^۱ روش تصحیح خطا برای بررسی آثار کوتاهمدت شوک‌های وارد شده و به عبارت دیگر برای سیاست‌گذاری استفاده می‌شود. در اینگونه مدل‌ها مقادیر تعادلی متغیرهای مدل اصلی به همراه جمله اخلاص آن در مدل، که مقادیر تعادلی متغیر وابسته است، رگرسیون می‌شود. جمله اخلاص مدل اصلی به عنوان متغیر تصحیح خطا در این مدل در نظر گرفته می‌شود. در این مدل‌ها ضریب ECM اگر مثبت باشد، بیانگر آن است که با وارد کردن شوک به مدل، سیستم به تعادل نمی‌رسد، ولی اگر ضریب منفی باشد و قدرمطلق آن کوچکتر از یک باشد، سیستم در کوتاهمدت به تعادل می‌رسد. این مدل ابزاری است برای سیاست‌گذاری تا مشخص شود اثر تصمیمات اقتصادی در محیط اقتصادی چگونه است و اثر بخشی آن چه زمان سیستم را به تعادل می‌رساند و یا از تعادل خارج می‌کند.

تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌سازد (نوفرستی، ۱۳۹۱). اما در این مطالعه همان‌گونه که در رابطه (۱۳) بیان شد، مطابق فرضیه چرخه زندگی، مصرف در هر دوره تابعی از ثروت در کل دوران سپری شده از چرخه زندگی است. درآمد، دارایی مالی و تعداد واحدهای مسکونی به عنوان متغیرهایی با اثر بلندمدت بر هزینه مصرف فردی در نظر گرفته شده است. بنابراین با توجه به معرفی مدل ECM در رابطه (۱۵)، مقادیر آماره t مطابق جدول (۲) برای $\log(C_{t-1}/I_{t-1})$ ، $\log(FA_{t-1}/I_{t-1})$ و $\log(NHS_{t-1}/I_{t-1})$ در مدل E به ترتیب برابر ۳/۳۸۷، ۲/۴۹۶ و ۲/۸۱۲ که از مقدار بحرانی محاسبه شده^۱ در سطح ۵٪ با درجه آزادی ۱۰، که برابر (۲/۲۰۱) است بیشتر و معنادار هستند.

رابطه بلندمدت هزینه مصرف فردی طبق ضرایب برآورد شده در مدل نهایی (E) و در جدول (۲):

$$(۱۷) \quad \log(C_{t-1}/I_{t-1}) = 0.27 \log(FA_{t-1}/I_{t-1}) + 0.091 \log(NHS_{t-1}/I_{t-1}) + 0.39/117$$

بنابراین خواهیم داشت :

$$(۱۸) \quad \log(C_{t-1}/I_{t-1}) = 0.27 \log(FA_{t-1}/I_{t-1}) + 0.091 \log(NHS_{t-1}/I_{t-1})$$

برای دستیابی به ضریب جمله تصحیح خطا، می‌بایست مدل را با تخمین متغیرهای بلندمدت و همچنین با در نظر گرفتن عرض از مبدأ برآورد کرد. جمله تصحیح خطا از مقادیر پسماند مدل شامل متغیرهای بلندمدت بدست می‌آید. در این مرحله پس از اطمینان از رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد از طریق آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای مقادیر پسماند مدل و ایستا بودن آن در سطح خواهیم داشت:

جدول ۴- آزمون ریشه واحد دیکی-فولر برای بررسی ایستایی مقادیر پسماند در برآورد بلندمدت

متغیر	نماد	سطح	
		با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
مقادیر پسماند	ECM	-۴/۵۲	-۴/۵۷
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪		-۲/۹۸	-۳/۶۱
			*

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بنابراین با در نظر گرفتن عرض از مبدأ (مصرف مستقل) برای رابطه بلندمدت هزینه مصرف فردی نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا در جدول (۵) ارائه شده است:

^۱ با توجه به تعریف درجه آزادی (DF=Observations-Variables)، در این مطالعه ۱۰ محاسبه شده است.

جدول ۵- نتایج حاصل از مکانیزم تصحیح خطا

ECM (-۱)	آماره t	انحراف معیار	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده
-۰/۶۸	۲/۸۵	۰/۳۷	۰/۹۸	۰/۹۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول (۵)، مشاهده می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا مطابق انتظارات نظری، دارای مقدار منفی، قدرمطلق کوچکتر از یک و معنی‌دار است. علامت منفی ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت در دوره بلندمدت بوده و نزدیکی آن به یک نشان‌دهنده بالا بودن نسبی سرعت این تعدیل‌ها به سمت حالت پایدار^۱ است.

بنابراین رابطه بلندمدت بین متغیرها به شرح زیر است:

$$\Delta(\text{Log}C_t) = 0.12 \cdot \Delta(\text{Log}I_t) - 0.18 + 47.28 \Delta(\text{Log}fa_t) + 0.10 \Delta(\text{Log}nhs_t) - 68.04 \text{ECM}_{t-1} + e_t \quad (19)$$

حال با ارائه رابطه خطی مدل E:

$$\Delta(\text{Log}C_t) = 0.10 \Delta(\text{Log}I_t) + 72.13 + 62.36 \Delta(\text{Log}I_{t-1}) + 0.10 \Delta(\text{Log}nhs_t) + 0.62 \Delta(\text{Log}fa_t) + 0.10 (\Delta B_t) - 68.04 (\Delta EX_t) - 0.084 (\Delta h_t) - 0.093 (\text{ECM}_{t-1}) + e_t \quad (20)$$

مدل ECM بین نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط برقرار می‌کند.^۲ با استفاده از این الگوها نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به تعادل بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. در واقع ضریب جمله ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. حال با تعریف رابطه ECM خواهیم داشت:

$$\text{ECM} = C - 0.27 (\text{FA}) - 0.09 (\text{NHS}) \quad (21)$$

۴-۴. آزمون هم‌جمعی

قبل از برآورد الگو آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای تمامی متغیرها انجام شد. همه متغیرهای الگو در سطح نایستا بوده و پس از یکبار تفاضل‌گیری ایستا شدند. با توجه به این که پس از انجام فرآیند تفاضل‌گیری امکان از بین رفتن اطلاعات در روند بلندمدت مدل وجود دارد، فرضیه H_0 صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی، رد نمی‌شود. با فرض وجود حداقل یک بردار هم‌جمع و صحت نتایج تحلیل از آزمون یوهانسن^۳ استفاده می‌شود.

^۱ Steady State

^۲ تفاوت بین رابطه تعادلی بلندمدت و آنچه برآوردها از روابط بلندمدت در مدل پیاده سازی می‌کنند را به اختصار «خطای تعادل» می‌نامند و همچنین فرآیند تعدیل به حالت پایدار توسط روش تصحیح خطا یا ECM قابل برآورد است.

^۳ Johansen Cointegration Test

در این آزمون با محاسبه آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه (λ_{max} و λ_{trace}) که به ترتیب فروض صفر مبنی بر کمتر یا مساوی بودن بردارهای هم جمع از بردار (r) و ($r+1$) را بررسی می‌کند.

جدول ۶- آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم جمع

آماره بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره اثر	آماره بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره حداکثر مقدار ویژه	فرضیه صفر
۴۰/۱۹	۴۴/۰۹*	۲۸/۶۳	۵۲/۴۸*	$r = 0$
۱۴/۸۷	۱۱/۶۵	۳۹/۶۶	۲۶/۷۵	$r \leq 1$
۵/۶۹	۳/۳۶	۷/۹۱	۴/۹۴	$r \leq 2$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

براساس انجام آزمون‌های اثر و ماکزیمم مقادیر ویژه، نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای این پژوهش با استفاده از آزمون اثر رد می‌شود، زیرا مقدار آماره اثر ۴۴/۰۹ از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد، (۴۰/۱۹) بزرگ‌تر است. همچنین مطابق نتایج ارائه شده، فرضیه وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد، زیرا مقدار آماره اثر، ۱۱/۶۵ و حداکثر مقدار ویژه ۲۶/۷۵ از اعداد مربوط به سطح معنی‌داری ۵ درصد که به ترتیب ۱۴/۸۷ و ۳۹/۶۶ کمتر است. بنابراین می‌توان وجود یک رابطه بلندمدت در سطح معنی‌داری ۵ درصد را با استفاده از آزمون حداکثر مقدار ویژه تأیید نمود. نهایتاً براساس نتایج آزمون یوهانسن، وجود یک بردار هم جمع برای متغیرها تأیید می‌شود.

۴-۵- بررسی خودهمبستگی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی

براساس نتایج حاصل از آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری^۱ محاسبه شده برای مدل E، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی رد نشده و در نتیجه مدل دارای خودهمبستگی نیست. آزمون ژاکو-برا^۲ به منظور بررسی نرمال بودن اجزای باقیمانده مدل با فرضیه صفر مبنی بر این که مقادیر باقیمانده دارای توزیع نرمال است نیز رد نمی‌شود و بنابراین نتایج این آزمون بیان‌گر نرمال بودن جملات پسماند در مدل است. آزمون وایت^۳ به منظور اطمینان از عدم وجود واریانس ناهمسانی در اجزای باقیمانده صورت می‌گیرد که فرضیه صفر آزمون که بیانگر عدم وجود واریانس ناهمسانی است، رد نمی‌شود و نتایج حاکی از عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل E است.

^۱ Breusch-Godfrey serial correlation LM test

^۲ Jarque-Bera Test

^۳ White test

۴-۶- آزمون هاسمن

آزمون هاسمن^۱ مبتنی بر مقایسه واریانس تخمین‌زنده‌های IV و OLS است. فرضیه H_0 این آزمون بیانگر آن است که هر دو تخمین‌زنده سازگار هستند. این فرضیه در صورتی صحیح است که متغیرهای توضیحی و جمله خطا (ε_t) از هم مستقل باشند. فرضیه H_1 بیانگر آن است که متغیرهای توضیحی و جمله خطا مستقل نیستند، بنابراین IV سازگار ولی OLS ناسازگار است. به عبارتی دیگر اگر $d = \beta_{IV} - \beta_{OLS}$ ، آنگاه مطابق فرضیه صفر، شرط $\text{Plim}(d)=0$ برقرار است. (سوری، ۱۳۹۵) در واقع اگر یک یا چند متغیر توضیحی، درون‌زا باشند ممکن است بین آنها و جمله اخلاص همبستگی وجود داشته باشد. در این صورت تخمین‌زنده‌های OLS ناسازگار خواهند بود.

جدول ۷- آزمون هاسمن

متغیرها	آماره P جملات پسماند مدل E
I	۰/۰۲۶
FA	۰/۰۱۳
h	۰/۰۰۹
EX	۰/۰۳۷
B	۰/۰۴۳

*متغیرها به صورت تفاضل مرتبه اول خود مورد آزمون قرار گرفتند.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌گونه که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، با توجه به این که آماره P متغیرهای مدل همگی از مقدار بحرانی ۰/۰۵ کمتر است، از این‌رو فرضیه صفر مبنی بر استقلال متغیرهای توضیحی و جمله اخلاص نمی‌تواند رد شود.

۴-۷- آزمون ثبات ساختاری^۲

برای آزمون ثبات ساختاری از محاسبه آماره پسماند تجمعی^۳ و مجذور پسماند تجمعی^۴ که توسط براون^۵ ارائه شده است، استفاده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی بین دو خط صاف (فاصله اطمینان ۹۵ درصد) قرار گرفته است. اگر نمودار محاسبه شده بین فاصله اطمینان قرار داشته باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری پذیرفته می‌شود، و اگر نمودار از فاصله اطمینان خارج شده باشد (فاصله اطمینان را قطع کرده باشد)، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است از آماره پسماند تجمعی برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب

^۱ Hausman Test

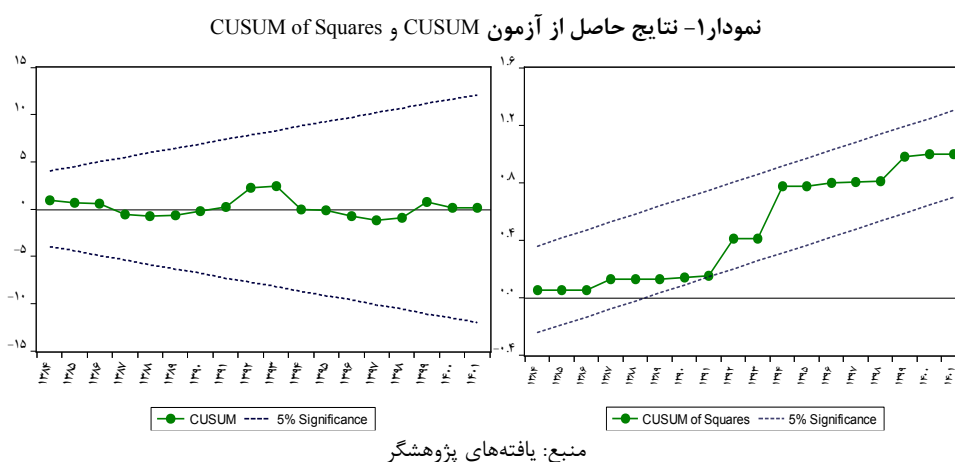
^۲ Structural Stability

^۳ CUSUM Test

^۴ CUSUM of squares Test

^۵ Brown (1975)

رگرسیون و نیز از آماره مجذور پسماند تجمعی هنگامی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، استفاده می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).



همان‌طور که در نمودارهای بالا مشاهده می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد در نتیجه در مدل E شکست ساختاری وجود ندارد.

۸-۴. توزیع پس‌انداز بر دارایی‌ها و محاسبه خط تعادل بلندمدت

به منظور بررسی مشخصات بلندمدت مدل E واکنش‌های دینامیک به شوک متغیرهای مستقل لازم است در این مرحله رفتار متغیر دیگری را مورد بررسی قرار دهیم:

$$S \equiv I - C$$

(۲۲)

S در اینجا، پس‌انداز است. مجموع پس‌انداز در بلندمدت می‌بایست مطابق آنچه در رابطه (۱۰) و (۱۱) فرض شد، بین دو متغیر دارایی مالی و مسکن که شاخصه ثروت در این مطالعه است، توزیع شود. در واقع غالب ارزش پس‌انداز در بلندمدت اقتصاد ایران در دو کانال دارایی‌های مالی و بخش مسکن تعریف می‌شود. اما سوالی که مطرح می‌شود این است که آیا در نظر گرفتن یک ضریب ثابت برای تخصیص پس‌انداز بین دو کانال مذکور در یک تحلیل دینامیک می‌تواند قابل قبول باشد؟ مؤسسه ملی تحقیقات اقتصادی^۱ در کشور سوئد این‌گونه ضریب‌دهی به متغیرها در برآوردهای بلندمدت را تأیید کرد و اظهار داشت در این‌گونه محاسبات علیرغم استفاده از نرخ‌های رشد ثابت به عنوان ضرایب در بخش سرمایه‌گذاری مسکن و سپرده‌گذاری‌های مالی، پیش‌بینی‌های صحیحی از رفتار متغیرهای

^۱ National Institute of Economic Research (NIER)

کلان، انجام شده که این امر اشکالات وارد به این نوع از برآورد را از سوی آماردانان را تا حدی تلطیف می‌کند.^۱ در این مطالعه به منظور دستیابی به این ضرایب از متوسط نرخ رشد دارایی‌های مالی نسبت به متوسط نرخ رشد کل دارایی خانوارها در دوره مورد بررسی استفاده شده است. بنابراین خواهیم داشت:

$$FA_t = FA_{t-1} + 0.74(I_t - C_t) \quad (23)$$

$$NHS_t = NHS_{t-1} + (0.74 - 0.1)(I_t - C_t) \quad (24)$$

ملاحظه می‌شود که در اقتصاد ایران و طی دوره مورد بررسی به طور متوسط ۰/۷۴ از مقدار پس‌انداز به افزایش دارایی‌های مالی و ۰/۲۶ نیز به بخش مسکن اختصاص یافته است. بنابراین برای محاسبه خط تعادل بلندمدت از میانگین وزنی نرخ رشد سالانه متغیرهای مستقل سرانه دارایی مالی (FA) و تعداد واحدهای مسکونی (NHS) استفاده می‌شود است. با توجه به ضرایب توزیع پس‌انداز بر دارایی‌های مورد بررسی از روابط (۲۲) و (۲۳) خواهیم داشت:

$$w_i = \frac{0.74FA}{0.26NHS} = 2.84 \quad (25)$$

$$\bar{X}_W = \frac{\sum_{i=1}^n w_i X_i}{\sum_{i=1}^n w_i} = \frac{2.84(0.23) + 0.02}{2.84 + 1} = 0.17 \quad (26)$$

w_i ضریب وزنی محاسبه شده و $\bar{X}_W$ میانگین وزنی متغیرها یا همان خط تعادل است.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف از این مقاله شناسایی بازارهای مالی و دارایی مؤثر بر مصرف سرانه با استفاده از یک روش نوآورانه در چارچوب فرضیه چرخه زندگی آندو-مودیگلیانی در اقتصاد ایران است. نتایج حاصل از محاسبات و تخمین‌ها به اختصار به شرح زیر ارائه شده است:

- ۱) ضرایب معنادار و کوتاه‌مدت برآورد شده برای متغیرها نشان می‌دهند که ضریب تأثیرگذاری آنها بر هزینه سرانه مصرف در اقتصاد ایران در مدت مورد مطالعه (۱۴۰۲-۱۳۷۰) به این ترتیب است که متغیر درآمد سرانه (۰/۶۲+)، متغیر درآمد سرانه با یک وقفه (۰/۷۲+)، متغیر سرانه دارایی مالی (۰/۱۰۹+)، متغیر تعداد واحدهای مسکونی ملکی (و نه استیجاری) (۰/۰۶۲+)، متغیر قیمت هر متر مربع مسکن در کلان‌شهرها (۰/۰۱۷+)، متغیر نرخ ارز در بازار آزاد (۰/۰۹۳-)، متغیر شاخص کل قیمت سهام (۰/۰۸۷-) بوده‌اند.
- ۲) ضرایب معنادار و بلندمدت برآورد شده که میزان تأثیرگذاری متغیرهای بلندمدت را بر هزینه سرانه مصرف در اقتصاد ایران و در مدت مورد بررسی (۱۴۰۲-۱۳۷۰) نشان می‌دهد به این ترتیب است که برای متغیرهای هزینه مصرف فردی با یک وقفه (۰/۴۲۷-)، متغیر سرانه دارایی مالی (۰/۱۱۷+) و متغیر تعداد واحدهای مسکونی (۰/۰۳۹+) بوده‌اند.

^۱ برای مطالعه بیشتر به گزارش مؤسسه NIER در تاریخ ۱۰ اگوست ۱۹۹۹ مراجعه کنید.

۳) از بین بازارهای مالی منتخب در اقتصاد ایران نیز، در کوتاه‌مدت بازار مسکن با تأثیر مثبت و بازارهای ارز و سهام با تأثیرات منفی بر هزینه مصرف فردی شناسایی شدند.

۴) مطابق نتایج برآورد، بازار سکه بهار آزادی اثر معناداری بر هزینه مصرف فردی در دوره مورد بررسی نداشته است.

آنچه از نتیجه پژوهش در این بخش می‌توان استنباط کرد این است اثر بازار سهام بر تغییرات هزینه‌های سرانه بسیار ناچیز اما معنادار بوده است. ساختار توسعه نیافته مالی و نبود آموزش کافی و صحیح در حوزه سرمایه‌گذاری برای مصرف کننده می‌تواند عاملی باشد که طی ۳۲ سال از بازه زمانی مورد مطالعه این مقاله، شاخص کل بورس تهران با بیش از ۴۸۳ هزار درصد رشد، نتواند بیش از ۰/۰۰۸ از مصرف سرانه را در کوتاه‌مدت به خود اختصاص دهد و نرخ ارز با حدود ۵۹ هزار درصد افزایش طی دوره مورد مطالعه سهم نسبتاً بیشتری را از مصرف سرانه به خود اختصاص داده است. با توجه به اینکه نرخ بهره در مدل C حذف شد، در نتیجه بازخورد تصمیم مقامات پولی در مورد تغییرات نرخ بهره در مدت مورد مطالعه نتوانسته است بر مصرف تأثیر گذار بماند. می‌توان اینگونه استنباط کرد که بانک مرکزی نمی‌تواند با تغییر هدفمند نرخ های سود بانکی، میزان مصرف سرانه را تحت تأثیر قرار دهد و زمینه افزایش بیشتر پس اندازهای خصوصی و هدایت دارایی خانوار را به سمت بازار سهام و فعالیت‌های اقتصادی مولد و اشتغال زا فراهم کند.

با عنایت به نتایج پژوهش مشخص می‌شود که مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی بر مصرف سرانه در مدت مورد مطالعه اقتصاد ایران تنها از کانال‌های نرخ دستمزد و اثر آن بر درآمد سرانه، نرخ ارز و تصمیم مقامات پولی در مورد شیوه و کمیت عرضه آن و نهایتاً بازار سهام و بازدهی آن است و نه نرخ سودهای سپرده.

۵) برآورد ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) مطابق انتظارات نظری، دارای مقدار منفی، قدرمطلق کوچکتر از یک و معنی‌دار است. علامت منفی ضریب جمله تصحیح خطا (۰/۶۸)، حاکی از تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت در دوره بلندمدت بوده و نزدیکی آن به یک نشان‌دهنده بالا بودن نسبی سرعت این تعدیل‌ها به سمت حالت پایدار است. بنابراین در هر دوره معادل (۰/۳۲) از خطا یا همان انحراف از تعادل بلندمدت، قابلیت تعدیل ندارد. سرعت بالای تعدیل می‌تواند نشان از رفتار هیجانی مصرف‌کننده یا سرمایه گذار در تعدیل رفتار مصرفی خود به علت بستر گسترده نااطمینانی در فضای اقتصادی و مالی کشور باشد. همچنین مشخص شد در اقتصاد ایران و طی دوره مورد بررسی به طور متوسط ۰/۷۴ از مقدار پس‌انداز به افزایش دارایی‌های مالی و ۰/۲۶ نیز به بخش مسکن اختصاص یافته است.

از تفاوت‌های قابل ملاحظه این پژوهش با مطالعات پیشین آن است که دریافتیم با مدلسازی و طراحی یک روش اقتصادسنجی نوآورانه اثر بازار سهام طی دوره مورد بررسی آن اندازه که تصور می‌شد، بر هزینه مصرف سرانه در اقتصاد ایران حائز اهمیت نیست.

۶. ارائه پیشنهاد

با توجه به اثرپذیری مستقیم و کوتاه‌مدت هزینه مصرف سرانه از بازارهای ارز و سهام ضرورت توجه سیاست‌گذاران به این بازارهای مالی دوچندان می‌شود. کاهش هزینه‌های مصرفی و هدایت پس‌انداز به سمت بازارهای زود بازده خود دو روی یک سکه است. افزایش تقاضای ارز و عدم عرضه به موقع آن از سوی مقامات پولی باعث تقویت جهش‌های صعودی نرخ ارز و به تبع آن کاهش ارزش منابع ملی، پول داخلی و افزایش شیب تورمی می‌شود. از طرفی دیگر ورود نقدینگی به بازار سهام شرکت‌ها به تقویت تولید کشور و افزایش توان تأمین مالی شرکت‌ها از طریق سهام خواهد شد. با چشم‌پوشی از قضیه مودیگلیانی-میلر^۱ که همواره این‌گونه تأمین مالی از طریق فروش سهام و اوراق قرضه را مطلوب ارزیابی نمی‌کنند، اما یک مزیت فروش سهام برای یک شرکت آن است که به هنگام ورشکستگی تعهدات بنگاه تولیدی کمتر می‌شود و سهام‌داران هم در زیان و عواقب آن شریک خواهند بود. بنابراین همانگونه که سهام‌داران در سود ناشی از افزایش قیمت سهامشان مطلوبیت کسب می‌کنند، در دوره‌های رکودی بازار سهام نیز بار زیان و احتمال ورشکستگی کامل یک شرکت تولیدی را کاهش خواهند داد. در پایان توصیه می‌شود با توجه به اثرگذاری معنادار و بلندمدت ثروت مسکن بر مصرف سرانه، اثر نوع مالکیت مسکن و تعداد واحد مسکونی در تخمین توابع مصرف دیده شود. متأسفانه این اثر بر مصرف سرانه روز به روز پررنگ‌تر خواهد شد. همچنین با توجه به اثر گذاری ضعیف نرخ سودهای سپرده بر مصرف سرانه پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی از تغییرات مداوم نرخ سود سپرده‌های بانکی و اعطای مجوز به بانک‌های خصوصی در ارائه سودهای بالاتر که باعث نااطمینانی سپرده‌گذار به سیستم بانکی می‌شود اجتناب کند در حالی که امروز شاهد رقابت بانک‌ها در پرداخت سودهای بالاتر به مشتریان هستیم. از سویی دیگر با ایجاد ثبات در نرخ‌های سود سپرده بستر استفاده بانک‌ها از حاشیه سود خود در سرمایه‌گذاری بخش مسکن، تولید و بازار سهام و اعطای تسهیلات در بخش‌های مولد ایجاد خواهد شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بازار مسکن تنها یک بخش تأثیرپذیر نیست؛ بلکه تغییرات در این بازار می‌تواند به طور مؤثری سایر بخش‌های اقتصادی از جمله مصرف را تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به اینکه بازار سهام و مسکن در یک سید دارایی، خلاف یکدیگر بر مصرف سرانه اثر گذارند و افزایش قیمت در بازار مسکن باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود. بدین ترتیب با افزایش بازدهی بازار مسکن، سرمایه به سمت این بازار سرازیر می‌شود و با توجه به افزایش تقاضا در این بازار، قیمت هر واحد مسکن افزایش و متعاقباً هزینه مصرف سرانه نیز به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزوده می‌شود. نظر به اینکه اثر قیمت مسکن بر روی مصرف، پیوند کلیدی میان بازار مسکن و فعالیت اقتصادی ایجاد می‌کند بنابراین حفظ پویایی و تقویت بازار سهام، به عنوان دالانی که مستقیم تولید را متأثر می‌کند، توجه به سیکل‌های این بازار و اثرگذاری متناسب بر آن از سوی مقامات باعث کنترل قیمت مسکن نیز خواهد شد و اینگونه هزینه مصرف سرانه نیز تا حدود قابل توجهی کاهش خواهد یافت و در نتیجه پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تولید رونق خواهند گرفت. در نهایت با توجه به اینکه افزایش آزادانه قیمت مسکن باعث عدم کارایی سیاست‌های پولی می‌شود به مقامات پیشنهاد

¹ Modigliani-Miller Theorem

می‌شود، نقش قیمت مسکن و تقویت اثرات سیاست‌های پولی روی هزینه مصرفی سرانه را از این کانال در محاسبات و پیش‌بینی نتایج سیاست‌ها لحاظ نمایند.
به پژوهشگران محترم علاقه‌مند به مطالعات حوزه مصرف پیشنهاد می‌شود که با استفاده از این روش معرفی شده در این مقاله به بررسی متغیر پولی مؤثر بر مصرف سرانه بپردازند.

فهرست منابع

- امامقلی پور، سارا و لطفعلی عاقلی، (۱۳۹۱). تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ششم، شماره ۲ (پیاپی ۱۸): ۸۱-۶۱.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک نرم‌افزار Microfit، انتشارات مؤسسه فرهنگی دیباگران، تهران.
- حائری نسب، زهرا. سهیلی، کیومرث. فتاحی، شهرام. (۱۴۰۳). محاسبه شاخص شرایط مالی با روش تحلیل مولفه اصلی در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۶۶ (۱۸)، ۱۶۶-۱۴۹.
- سیده مریم، حسینی. دائی کریم زاده، سعید، بختیاری، صادق. (۱۳۹۷). ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه. فصلنامه اقتصاد مالی، ۴۵ (۱۲)، ۱۹۱-۱۶۷.
- درگاهی، حسن، محمدزاده، مریم. (۱۳۹۸). بررسی بیش حساسیت مصرف خانوار با تأکید بر محدودیت نقدینگی در ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) - (۳) ۱۹، ۸۴-۶۱.
- زارع جوفقانی، سحر، سبحانی، بهرام، حیدری، حسن و ذوالفقاری، مهدی. (۱۴۰۴). سیاست پولی و معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری doi: 10.22055/jqe.2025.46523.2618
- گودرزی فراهانی، یزدان. اسماعیلی، بابک. خواجه، مروارید. محبوبی متین، وحید. (۱۴۰۲). نقش شوک‌های ساختاری بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی با رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه اقتصاد مالی، ۶۵ (۱۷)، ۱۷۶-۱۵۳.
- نوفرستی، محمد (۱۳۹۳)، بررسی وجود همجمعی در تابع مصرف بخش خصوصی، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، سال چهارم، شماره ۱۷ و ۱۸.
- نوفرستی، محمد (۱۳۹۱)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. انتشارات رسا. چاپ چهارم.
- Alwahidin, Jufra, A, Mulu, B, Sari, K. (2021). A new economic perspective: understanding the impact of digital financial inclusion on Indonesian households consumption. Bulletin of Monetary Economics and Banking, Vol. 26 No. 2, 2023, pp. 333 – 360.
- Bricker, J. Ramcharan, R. Krimmel, J. (2021). Signaling Status: The Impact of Relative Income on Household Consumption and Financial Decisions. Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- Emamgholipour, S, Agheli, L. (2012). Impact of Wealth on the Consumption of Private Sector in Iran. Quarterly journal of Economical Modelling, 6(18), 61-81 (In Persian)

- Tashkini, A. (2005). *Applied Econometrics in Microfit*. Dibagaran Cultural publishing Institute, Tehran (In Persian).
- Noferesti, M. (2014). Investigating the Existence of Co-integration Relationship in the Consumption Function. *Journal of Economics & Modelling*, 5(17-18), 59-74 (In Persian)
- Noferesti, M. (2012). *Unit roots & Co-integration in Econometrics*. Rasa publishing, 4th Ed. (In Persian)
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The life-cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *American Economic Review*, 53(1): 55-84.
- Branson, William. H (1979). *Macroeconomics Theory and Policy*. Harper & Row Publications.
- Carroll, C. D. (2004). Housing wealth and consumption expenditure. Paper prepared for Academic Consultants Meeting of Federal Reserve Board.
- Caceres, C. (2019). Analyzing the Effects of Financial and Housing Wealth on Consumption using Micro Data. *International Monetary Fund WP/19/115*.
- Case, K., & Quigley, J., & Shiller, R. (2005). Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. *Advances in Macroeconomics*, 5(1): 1534-6013.
- Campos, J., Ericsson Neil, R., David F. Hendry. (2005). *General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography*. Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers.
- Ciarlone, A. (2011). Housing wealth effect in emerging economies. *Emerging Markets Review*, 12(4): 399-417.
- Darby, M.R., (1987). Consumption Function in the New Palgrave, *Dictionary of Economics*, Vol. 1, edited by J. Eatwell et al, London, pp. 614-616.
- Davidson, J.H., Hendry, D.F., Srba, F. and Yeo, S., (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship between Consumers Expenditure and Income in the United Kingdom, *The Economic Journal*, 88, pp. 661-692.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, saving and the theory of consumer behavior*, Harvard University press.
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income Hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6):971-987.
- Harvey, Rubin. (2000). *Dictionary of Insurance Terms*, 4th Ed. Baron's Educational Series.
- Hendry, D.F. and von Ungern-Sternberg, T., (1981). Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditure. in *Essays in The Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, edited by A. Deaton, Cambridge.
- Johnsson, H. Kaplan, P. (1999). *An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden*. National Institute of Economic Research. No 70.
- Johansen, S., (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*, Oxford Publishers.
- Keynes, J.M., (1973). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Volume III in the *Collected Writings of John Maynard Keynes*, London.
- Lyhagen, J., (1997). The Effect of Precautionary Saving on Consumption in Sweden, Working Paper No. 58, National Institute of Economic Research, Stockholm.
- Muellerbauer, J. and Lattimore, R., (1995). The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, *Handbook of Applied Econometrics*, Volume 1: Macroeconomics Edited by M.H. Pesaran and M. Wickens, Oxford.

- National Institute of Economic Research (NIER), (1999a). Analysunderlag augusti 1999, Stockholm.
- National Institute of Economic Research, (1999b). The Swedish Economy August 1999, Stockholm.
- Peltonen, Thomas A., & Ricardo M., & Sousa, I. S. V. (2012). Wealth effects in emerging market economies, *International Review of Economics and Finance*, 24: 155–166.
- Phang, S. (2004). House prices and aggregate consumption: Do they move together? Evidence from Singapore. *Journal of Housing Economics*, 13: 101–119.
- Sierminska, E., & Yelena, T. (2007). Wealth effects out of financial and housing wealth: Cross country and age group comparisons, Federal Reserve Bank of San Francisco No. 1.
- Quijano, M. (2012). A refined consumption–wealth ratio and its role on time varying consumption risk. *Economics Letters*, 115, 88–90.
- Romer, D., (1996). *Advanced Macroeconomics*, New York.
- Steidel (1971). *An Introduction to Mechanical Vibrations*. John Wiley & Sons. p. 37. Damped, which is the term used in the study of vibration to denote a dissipation of energy.
- Stockhammer, E. Bengtsson, E. (2020). Financial effects in historic consumption and investment functions. *International Review of Applied Economics*. 34 (3), 304-326
- Sousa, R. M. (2010). Consumption, (dis)aggregate wealth, and asset returns. *Journal of Empirical Finance*, 17: 606–622.
- J. P. Meijaard; J. M. Papadopoulos; A. Ruina & A. L. Schwab (2007). Linearized dynamics equations for the balance and steer of a bicycle: a benchmark and review.
- Veirman, E. D., & Ashley D. (2010). Does wealth variation matter for consumption? Reserve Bank of New Zealand.
- Wieland, Johannes F., Mu-Jeung Yang. (2016). Financial Dampening. Working Paper 22141. National Bureau of Economic Research
- Zhang, Y. Jia, Q. Chen, C. (2021). Risk attitude, financial literacy and household consumption: evidence from stock market crash in china. *Economic modelling*. Vol 94, 995-1006.

**Investigating the impact of financial and asset markets on
per capita consumption expenditure in the Iranian economy
by using a multi-stage approach**

Mostafa Abdollahzadeh¹
Parviz Rostamzadeh^{*2}

Received: 2026-Jan-07

Accepted: 2026-Mar-09

Abstract

In this study, using a multi-stage computational model and error correction method, an attempt has been made to examine the effects of financial, housing, and asset markets on per capita consumption expenditure within the framework of the Ando-Modigliani life cycle hypothesis in the Iranian economy during the years 1991-2023. The aim of this paper is to identify financial and asset markets that affect per capita consumption using an innovative method called general to specific Henry's approach in the Iranian economy. According to the results, in the short run, the variables of per capita income, per capita financial assets, the number of real estate residential units, and the price per square meter of housing in metropolitan areas have had a positive effect, while the foreign exchange and stock markets have had a negative and significant effect on per capita consumption expenditure. Also, in the long run, the variables of per capita financial assets and the number of residential units have a positive effect, and per capita consumption expenditure has a negative and significant effect on per capita consumption with a lag. The results of the estimates indicate that any price jump in the foreign exchange and stock markets significantly reduces individual consumption expenditure in the short run. And the liquidity from reduced consumption spending has flowed into the stock and currency markets. This result is in line with the Ando-Modigliani life cycle hypothesis, indicating the desirability of reducing consumption, increasing savings, and investing in the stock and currency markets. It is also observed that in the Iranian economy and during the period under review, an average of 0.74 of the amount of savings was allocated to increasing financial assets and 0.26 to the housing sector.

JEL Classification: B23, D12, E27, G17

Keywords: Consumption, Financial Markets, Multi-Stage Approach

¹ Department of Economics, Faculty of Economics, Management and social sciences, University of Shiraz, Iran. m.abdollahzade1991ca@gmail.com

² Department of Economics, Faculty of Economics, Management and social sciences, University of Shiraz, Iran. (Corresponding Author)parvizrostamzadeh@shirazu.ac.ir