

حساسیت اضافی و توسعه مالی: مطالعه موردی

خانوارها در ایران

امینه محمودزاده

کامیاب رجبی زاده

مجید عینیان

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۱۷

چکیده

برخلاف پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی، مطالعات تجربی نشان می‌دهند تغییرات درآمد قادر به پیش‌بینی تغییرات مصرف هستند. از دلایل بروز این پدیده، حساسیت اضافی مصرف، الزام‌آور بودن محدودیت نقدینگی برای برخی از خانوارها است. این مطالعه با استفاده از داده خرد موجود در طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی ایرانی از سال ۱۳۸۳ تا سال ۱۳۹۹ به بررسی موضوع حساسیت اضافی مصرف پرداخته‌است. در این بازه شبکه بانکی ایران دو دوره توسعه کمی و افول را گذارنده و شرایط مناسبی برای تحلیل اثر توسعه مالی بر حساسیت اضافه را تجربه کرده است. نتایج تخمین به روش Panel-IV نشان می‌دهد مصرف خانوارهای ایرانی نسبت به تغییرات درآمد حساس است، به طوری که تغییر ۱۰ درصدی در درآمد انتظاری خانوار، موجب تغییر ۲٫۷ درصدی مصرف بی‌دوام می‌شود. همچنین مشاهده می‌شود بهبود دسترسی خانوارها به اعتبار، باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف شده‌است. با بررسی شاخص‌های مختلف توسعه مالی شامل وفور و دسترسی مالی نشان داده‌ایم که بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد به ترتیب باعث کاهش ۱۲٫۵ درصدی و ۱۳ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود. همچنین بهبود ۱۰ درصدی در میانگین تعداد وام‌های دریافتی خانوارها با کاهش ۲۰٫۵ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف همراه بوده‌است.

کلمات کلیدی: حساسیت اضافی مصرف، شمول مالی، محدودیت نقدینگی، هموارسازی مصرف

طبقه‌بندی JEL: C55, D12, D14, E21, G50

۱ استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف (نویسنده مسئول)

mahmoodzadeh@sharif.edu

rajabizadekamyab@gmail.com

۲ کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف

majid.inian@aalto.fi

۳ پژوهشگر پس‌دکتری، دپارتمان فایننس، دانشکده کسب و کار، دانشگاه آلتو

۱ مقدمه

معادله اوپلر که از بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کننده حاصل می‌شود، بیان می‌کند افراد به دنبال هموارسازی مصرف بین دوره‌ای خود بوده و در مواجهه با تغییرات قابل انتظار درآمد و یا شوک‌های موقت درآمدی، با استفاده از پس‌انداز و یا قرض‌گرفتن از بازار اعتبار، مطلوبیت نهایی خود را ثابت نگه‌می‌دارند (فرضیه درآمد دائمی). شواهد اولیه تجربی نشان داد مصرف به تغییرات درآمدی (قابل انتظار یا موقت) واکنش نشان می‌دهد (رد فرضیه درآمد دائمی) که آن را حساسیت اضافی مصرف^۱ نامند (هال، ۲، ۱۹۷۸). با این حال برخی از پژوهش‌های بعدی ایراداتی را متوجه روش تخمین کردند (آتاناسیو و وبر، ۵، ۱۹۹۵؛ جاپلی و پیستافری، ۴، ۲۰۰۰). ایرادات وارده را می‌توان به چهار دسته تقسیم کرد: ۱- استفاده از داده کلان (منکیو و کمپیل، ۵، ۱۹۸۹) ۲- لحاظ نکردن از پارامتر استراحت در تابع مطلوبیت (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵) ۳- توجه نکردن به انگیزه پس‌انداز احتیاطی (کارول و همکاران، ۱۹۹۲) ۴- تغییر ترکیب مصرف دوره بازنشستگی (آگیلا و همکاران، ۷، ۲۰۰۸).

ادبیات نشان می‌دهد نقض کامل بودن بازار اعتبار یا محدودیت نقدینگی، منجر به واکنش مصرف به تغییرات موقت یا قابل انتظار درآمدی می‌شود (زلدس، ۸، ۱۹۸۹؛ عینیان و نیلی، ۹، ۲۰۱۹؛ گارسیا و همکاران، ۱۰، ۱۹۹۷)، لذا وجود حساسیت اضافی مصرف دلیلی بر رد فرضیه درآمد دائمی نیست. ژانگ و همکاران ۱۱ (۲۰۲۰) اثر بهبود فراگیری مالی دیجیتال بر هموارسازی مصرف را مثبت ارزیابی می‌کنند؛ گرتلر و همکاران ۱۲ (۲۰۰۹) نشان می‌دهند برنامه‌های تامین مالی خرد سبب بهبود توانایی هموارسازی خانوارها می‌شود؛ سامویل و وندوال ۱۳ (۲۰۲۳) نیز نشان می‌دهند افزایش دسترسی به حساب بانکی باعث کاهش واکنش مصرف به تغییرات درآمدی می‌شود.

1 Excess sensitivity of consumption

2 Hall (1978)

3 Attanasio and Weber (1995)

4 Jappelli and Pistaferri (2000)

5 Mankew and Campbell (1989)

6 Carroll et al. (1992)

7 Aguila et al. (2008)

8 Zeldes (1989)

9 Einian and Nili (2019)

10 Garcia et al. (1997)

11 Zhang et al. (2020)

12 Gertler et al. (2009)

13 Somville and Vandewalle (2023)

در این پژوهش ضریب واکنش مصرف به تغییرات قابل انتظار درآمدی (ضریب حساسیت اضافی مصرف) را با استفاده از روش Panel-IV مشابه زلدس (۱۹۸۹) تخمین می‌زنیم، سپس با استفاده از دو شاخص توسعه مالی یعنی دسترسی^۱ و عمق مالی^۲، اثر تغییر در هر یک از این متغیرها بر ضریب حساسیت اضافی را برآورد می‌کنیم. اهمیت این بررسی آن است که اقتصاد ایران طی نیمه دوم دهه هفتاد تا اواخر دهه هشتاد شاهد دو دوره توسعه و افول مالی بوده؛ داده‌ها نشان می‌دهند نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به تولید ناخالص داخلی اسمی از ۲۴ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۵۶ درصد در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته، به تعبیر دیگر عمق مالی به عنوان یکی از ابعاد توسعه مالی بهبود پیدا کرده، اما پس از این سال افول مالی اتفاق افتاده است (محمودزاده، نجفی و عینیان، ۲۰۱۹).

داده مورد استفاده از پرسشنامه هزینه-درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود برای سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۳ استخراج شده است. این داده شامل برخی اطلاعات مالی خانوارها مانند مبلغ و تعداد وام دریافتی است، همچنین اطلاعات مربوط به وضعیت شغلی خانوارها نیز ثبت می‌شود که در تخمین مدنظر حائز اهمیت است. علاوه بر دسترسی به برخی از اطلاعات مالی خانوار، شبکه بانکی کشور هم در این مقطع دو دوره متمایز و مهم توسعه مالی کمی (تا سال ۱۳۸۷) و افول مالی را تجربه کرده که باعث می‌شود این مقطع برای تحلیل اثر توسعه مالی بر حساسیت اضافی مصرف بسیار مناسب باشد.

این داده به صورت مقطعی^۳ منتشر می‌شود لذا امکان استفاده مستقیم آن جهت تخمین معادله اوایل وجود ندارد، به همین دلیل داده را به شبه-پانل^۴ تبدیل می‌کنیم. استفاده از داده شبه-پانل نسبت به داده پانل دارای مزیت‌هایی است: ۱- میانگین‌گیری افراد در سطح یک د باعث حذف خطای اندازه‌گیری فردی قابل جمع^۵ می‌شود. ۲- بعد زمانی داده‌های پانل جهت مشاهده هر فرد کوتاه است لذا باعث ایجاد خطا در تخمین می‌شود (هایاشی^۶، ۱۹۸۵).

پژوهش‌های متعددی ضریب حساسیت اضافی را تخمین زده‌اند، آورده پژوهش حاضر استفاده از اطلاعات مالی خانوارها در قالب تعداد و مبلغ وام جهت بررسی تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف در اقتصاد ایران است. پژوهش‌هایی که در این حوزه برای اقتصاد ایران انجام شده تنها به تخمین ضریب حساسیت اضافی پرداخته و اثر توسعه مالی بر هموارسازی مصرف را بررسی نکرده‌اند.

1 Access

2 Depth

3 Cross-section

4 Pseudo-panel

5 Additive idiosyncratic measurement error

6 Hayashi (1985)

نتایج نشان می‌دهد ضریب حساسیت اضافی مصرف برای خانوارهای ایرانی برابر با ۰,۲۶۶ است. این نتیجه را می‌توان به محدودیت نقدینگی خانوارها مربوط دانست (جاپلی و پیستافرری، ۲۰۱۱). محدودیت نقدینگی می‌تواند به صورت محدودیت در مقدار قرض‌گیری و یا بالا بودن قیمت (نرخ بهره) رخ دهد به صورتی که تصمیم بهینه افراد عدم قرض‌گیری باشد. بررسی اثرات توسعه مالی که نشانگر تحولات در محدودیت نقدینگی خانوارها است، نشان‌دهنده وجود رابطه منفی و معنادار میان بهبود عمق و دسترسی مالی خانوارها و کاهش ضریب حساسیت اضافی مصرف است. نتایج نشان می‌دهد که بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد (شاخص‌های عمق مالی) به ترتیب باعث کاهش ۱۲,۵ درصدی و ۱۳ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود. همچنین بهبود ۱۰ درصدی در میانگین تعداد وام‌های دریافتی خانوارها (شاخص دسترسی مالی) باعث کاهش ۲۰,۵ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود.

در ادامه مقاله ابتدا در بخش ۲ به معرفی مدل نظری مصرف می‌پردازیم. در بخش ۳ داده پژوهش را بررسی کرده و تحولات مصرف، درآمد، دسترسی و عمق مالی در سطح خانوارها را نشان می‌دهیم. در بخش ۴ روش شناسایی را معرفی و در بخش ۵ نتایج را بررسی می‌کنیم، در بخش ۶ نیز آزمون‌های پایداری را معرفی. در پایان و در بخش ۷ نیز نتایج به دست آمده را جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۲ روش‌شناسی پژوهش

۲,۱ آزمون حساسیت اضافی مصرف

مدل رایج آزمون حساسیت اضافی مصرف در داده پانل آنست که (جاپلی و پیستافرری، ۲۰۱۰):

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

i اندیس خانوارها و t اندیس زمان می‌باشد. $C_{i,t+1}$ مصرف بی‌دوام (شامل مخارج کالاها و خدمات بی‌دوام)، $E_{i,t}$ عملگر انتظارت، $Y_{i,t+1}$ درآمد خانوار و $\epsilon_{i,t+1}$ خطای پیش‌بینی بوده که شامل شوک‌های کلان و ویژه^۲ است. معادله یک با لگاریتم-خطی‌سازی معادله اوپلر حاصل از حل مسئله بهینه‌یابی بین دوره‌ای با ترجیحات ایزوالاستیک^۳ به دست می‌آید. طبق پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی انتظار داریم ضریب β تفاوت معناداری با صفر نداشته باشد، زیرا خانوارها تغییرات مورد انتظار درآمد خود در دوره $t+1$ را در دوره t مشاهده کرده و بلافاصله مسیر بهینه مصرف خود را اصلاح می‌کنند. در رابطه ۱ فرض برابری نرخ بهره و نرخ ترجیحات زمانی را اعمال می‌کنیم.

1 Jappelli and Pistaferri (2011)

2 Idiosyncratic shocks

3 Isoelastic

در حالی که مدل نظری مصرف بین دوره‌ای برای هر فرد نوشته می‌شود، داده‌های مصرف و درآمد در سطح خانوار جمع‌آوری می‌شود. لذا مطلوبیت خانوارها در طول زمان تحت تاثیر تحولات جمعیتی خانوار و همچنین تصمیم خانوار برای انتخاب بین عرضه نیروی کار و استراحت قرار می‌گیرد. به همین دلیل تابع مطلوبیت خانوار را به صورت زیر اصلاح می‌کنیم (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵):

$$U_{i,t} = U(C_{i,t})\varphi(Z_{i,t}, \theta)$$

در این تابع، پارامتر $\varphi(Z_{i,t}, \theta)$ متغیرهای جمعیتی و رفتار عرضه نیروی کار خانوارها را نشان می‌دهد. تغییرات این پارامتر معادل است با نرخ تنزیل زمانی^۱. حال اگر این پارامتر را به صورت $\varphi(Z_{i,t}, \theta) = \exp(\theta Z_{i,t})$ در نظر بگیریم می‌توانیم عبارت $\theta \Delta Z_{i,t}$ را وارد معادله اوپلر لگاریتم-خطی سازی شده نماییم. حال معادله آزمون حساسیت اضافی مصرف با احتساب تحولات بازار کار و تغییرات جمعیتی خانوار به صورت زیر نوشته می‌شود (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵؛ جاپلی و پیستافری، ۲۰۰۰):

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

در رابطه (۲) متغیر $Z_{i,t+1}$ اثرات جمعیتی و تحولات بازار کار را کنترل می‌کند. می‌دانیم رشد قابل انتظار درآمد $(E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1})$ قابل مشاهده نیست، با این حال هر متغیر تصادفی را می‌توانیم به صورت حاصل جمع مقدار قابل انتظار آن و تغییرات تصادفی‌اش بنویسیم:

$$\Delta Y_{i,t+1} = E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \vartheta_{i,t+1} \quad (3)$$

معادله (۲) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (4)$$

از آنجا که $\Delta \ln Y_{i,t+1}$ با $\epsilon_{i,t+1}$ همبستگی دارد لذا جهت تخمین ضریب β باید از متغیر ابزاری استفاده کنیم. در مطالعات متعددی از تاخیر متغیرها^۲ مانند $\Delta \ln Y_{i,t}$ به عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌شود (منکیو و کمپبل، ۱۹۸۹؛ زلدس، ۱۹۸۹؛ آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵). با استفاده از تعریف انتظارات عقلایی می‌دانیم این ابزار با عبارت خطا $(\epsilon_{i,t+1})$ ناهمبسته است، زیرا $E_{i,t} \vartheta_{i,t+1} = 0$ است؛ علاوه بر این تا زمانی که درآمد از فرآیند گام تصادفی تبعیت نکند، این ابزار با متغیر درون‌زای مدل همبستگی دارد (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۷)، لذا می‌توان استنباط کرد که رشد درآمد دوره‌های گذشته می‌تواند متغیر ابزاری مناسبی جهت تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف باشد.

1 Time-varying rate of discount

2 Lagged variables

۲.۲ مدل شبه-پانل

مطالعات اولیه این حوزه با استفاده از داده کلان ضریب حساسیت اضافی مصرف را تخمین می‌زدند. آتاناسیو و وبر (۱۹۹۳) نشان می‌دهند استفاده از داده کلان باعث ایجاد خطای تجمیع^۲ می‌شود، زیرا استفاده از داده کلان در معادله اوپلر با ترجیحات ایزوالاستیک، به معنای استفاده از لگاریتم میانگین است که با میانگین لگاریتم که از داده خرد به دست می‌آید برابر نیست، در نتیجه استفاده از داده خرد ارجحیت دارد. داده پانل سطح خانوار برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه جمع‌آوری نمی‌شود، با این حال می‌توان از داده‌های مقطعی که به صورت سالانه^۳ جمع‌آوری می‌شوند استفاده کرد و داده شبه-پانل ساخت (دیتون^۴، ۱۹۸۵). مدل پانل استاندارد به صورت زیر است:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن α_i اثر ثابت افراد و i اندیس هر فرد و t اندیس زمان است.

برای ساخت مدل شبه-پانل به دنبال محاسبه امید ریاضی متغیر مورد علاقه در سطح گروه^۵-زمان هستیم. گروه یک ویژگی منحصر به فرد مانند سال تولد یا سطح تحصیلی است که میانگین متغیرهای توضیحی را در سطح آن گروه محاسبه می‌کنیم.

$$y_{ct}^* = E(y_{it} | i \in c, t) \quad (6)$$

$$y_{ct}^* = x_{ct}^*\beta + \alpha_{ct}^* + \varepsilon_{ct}^* \quad (7)$$

$$c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T$$

C اندیس هر گروه و t اندیس زمان است. به دلیل آن که مشاهدات هر گروه مشخص در طول زمان تغییر می‌کند، مقدار متوسط اثرات ثابت هر گروه (α_{ct}^*) نیز در طول زمان متغیر است. همچنین امکان بروز خطای اندازه‌گیری مدل نیز وجود دارد. وربیک و نیجمان^۶ (۱۹۹۳) با استفاده از شبیه‌سازی نشان می‌دهند اگر تعداد مشاهدات درون هر گروه بزرگتر از ۱۰۰ باشد، فرض ثابت بودن متوسط اثرات ثابت هر گروه در طول زمان به میزان خوبی برقرار است؛ دورکس^۷ (۲۰۰۷) این تعداد مشاهدات را ۲۰۰۰ مشاهده برآورد می‌کند. در صورت برقراری این شرایط خطای اندازه‌گیری متغیرهای مستقل و وابسته نیز قابل چشم‌پوشی است چراکه میانگین‌گیری در سطح هر گروه باعث کاهش اثر خطای

1 Attanasio and Weber (1993)

2 Aggregation bias

3 Repeated cross-section

4 Deaton (1985)

5 Cohort

6 Verbeek and Nijman (1992, 1993)

7 Devereux (2007)

اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین جهت تخمین مدل شبه-پنل می‌توان از روش‌های رایج در مدل‌های پنل خطی اثر ثابت استفاده کرد (وربیک، ۲۰۰۸).

برای تخمین ضریب حساسیت اضافی با از داده شبه-پنل، معادله ۴ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta \ln C_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (8)$$

c نشانگر اندیس هر گروه و t اندیس زمان است؛ سایر متغیرها مشابه معادله ۴ تعریف می‌شوند.

۲.۳ توسعه مالی و محدودیت نقدینگی

نقض فرض کامل بودن بازار اعتبار از دلایل اصلی مشاهده حساسیت اضافی مصرف است. جاپلی و پاگانو (۱۹۸۹) نشان می‌دهند کشورهای با سطح پایین‌تر نسبت بدهی به مصرف دارای ضریب حساسیت اضافی مصرف بزرگتری هستند. چو و ری (۲۰۱۷) نشان می‌دهند توسعه مالی دهه ۹۰ میلادی که منجر به دسترسی آسان‌تر خانوارها به اعتبار شده باعث کاهش حساسیت اضافی مصرف در بسیاری از کشورها شده است. همچنین نشان می‌دهند کاهش بدهی خانوارها در پی بحران مالی ۲۰۰۸ باعث افزایش حساسیت اضافی مصرف خانوارها شده است. عینیان و نیلی (۲۰۱۹) نیز تفاوت در دسترسی خانوارها به اعتبار را مهم‌ترین علت بالاتر بودن حساسیت اضافی مصرف خانوارهای شاغل در بخش خصوصی نسبت به کارکنان بخش دولتی می‌دانند.

بلاندل، پیستافری و پرستون (۲۰۰۸) در مقاله بسیار مهمی نشان می‌دهند به جز خانوارهای فقیر، سایر خانوارهای آمریکایی قابلیت هموارسازی شوک‌های موقت درآمدی را دارند. پارکر و همکاران (۲۰۲۲) نشان می‌دهند در پاسخ به کمک مالی دوره کرونا در اقتصاد آمریکا، خانوارهایی که ثروت نقدشونده کمتری داشتند در پاسخ به شوک درآمدی کرونا، مخارج خود را بیشتر افزایش داده‌اند. حسینی (۲۰۲۰) نشان می‌دهند در پاسخ به وام‌های اضطراری دوره کرونا به خانوارهای ایرانی، استان‌های فقیر افزایش مخارج بیشتری را تجربه کرده‌اند و علت آن را می‌توان در محدودتر بودن دسترسی خانوارهای این استان‌ها به اعتبار و همچنین کمتر بودن ثروت سیال آن‌ها دانست. حال برای تخمین اثر توسعه مالی در قالب دسترسی و عمق مالی خانوارها بر ضریب حساسیت اضافی مصرف تصریح زیر را تخمین می‌زنیم:

1 Verbeek (2008)

2 Jappelli and Pagano (1989)

3 Cho and Rhee (2017)

4 Blundell, Pistaferri and Preston (2008)

5 Parker et al. (2022)

6 Hoseini (2020)

$$\Delta \ln C_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \alpha \Delta \ln Y_{c,t+1} \times \text{fin}_{c,t+1} + \gamma \text{fin}_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (9)$$

در این تصریح c اندیس هر گروه و t اندیس زمان است. $C_{i,t+1}$ مصرف بی دوام (شامل مخارج کالاها و خدمات بی دوام)، $Y_{i,t+1}$ درآمد خانوار، متغیر $\text{fin}_{c,t+1}$ شاخص توسعه مالی است که در قالب دسترسی و عمق مالی به صورت جداگانه وارد تصریح می شود و $Z_{i,t+1}$ نیز اثرات جمعیتی و تحولات بازار کار را کنترل می کند.

۳ داده

۳.۱ داده شبه-پانل

داده مورد استفاده در این پژوهش از پرسشنامه هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می شود استخراج شده است. این داده قابلیت استخراج به صورت پانل را نداشته و تنها می توان سری زمانی داده مقطعی را از آن استخراج کرد. داده مورد استفاده بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳ را شامل می شود. با استفاده از این داده اطلاعات مربوط به سطح مصرف بی دوام، درآمد، مبلغ و تعداد وام دریافتی خانوار و سایر ویژگی های خانوار قابل استخراج است.

جدول ۱: میانگین اندازه سلول گروه های سنی (بر حسب سال تولد)

طول بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹

گروه های سنی	۱۳۱۱-۱۳۱۶	۱۳۱۶-۱۳۲۱	۱۳۲۱-۱۳۲۶	۱۳۲۶-۱۳۳۱	۱۳۳۱-۱۳۳۶	۱۳۳۶-۱۳۴۱	۱۳۴۱-۱۳۴۶	۱۳۴۶-۱۳۵۱	۱۳۵۱-۱۳۵۶	۱۳۵۶-۱۳۶۱	۱۳۶۱-۱۳۶۶	۱۳۶۶-۱۳۷۱
میانگین اندازه سلول	۵۶۰	۱۴۰۴	۱۹۵۸	۲۷۶۷	۳۶۰۱	۳۹۴۸	۴۱۵۵	۴۲۹۵	۳۹۰۱	۳۱۱۷	۲۰۷۳	۷۷۸

منبع: محاسبات تحقیق از داده های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال های ۱۳۸۳-۱۳۹۹

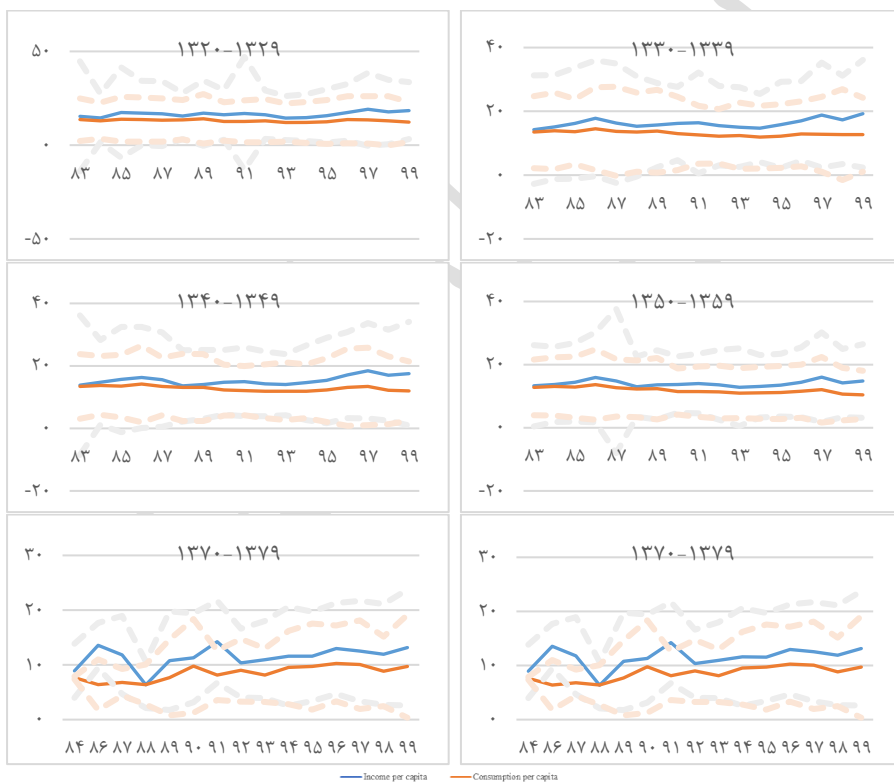
۳.۲ ۳.۲ شواهد وجود حساسیت مصرف در اقتصاد ایران

کارول و سامرز (۱۹۸۹) نشان می دهند پروفایل مصرف سرانه و درآمد سرانه در طول زمان یکدیگر را دنبال می کنند. این پروفایل برای بسیاری از کشورها به صورت U -معکوس است، به عبارت دیگر در ابتدای چرخه زندگی خانوار، هر دو متغیر افزایش یافته و چند سال قبل از بازنشستگی به نقطه اوج می رسد و سپس کاهش می یابد؛ کاهش مصرف در دوره بازنشستگی به دلیل تغییر در ترکیب مصرف صورت می گیرد (آگیلا و همکاران، ۲۰۰۸). شکل ۱ میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه معادل حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین تر از میانگین ها را برای خانوارهای ایرانی

نمایش می‌دهد. مشاهده می‌شود مصرف و درآمد سرانه تا حد زیادی در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند با این حال همان‌طور که انتظار می‌رود محدوده نوسانات مصرف از درآمد کمتر است؛ شواهد اولیه مشاهداتی خلاف پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی را نشان می‌دهند.

۳,۳ شاخص‌های توسعه مالی

برای ساخت شاخص‌های توسعه مالی از اطلاعات مالی خانوارها مندرج در پرسشنامه هزینه-درآمد استفاده می‌کنیم. این اطلاعات شامل مبلغ و تعداد وام دریافتی خانوار است. داده مبلغ وام از سال ۱۳۸۷ جمع‌آوری می‌شود با این حال داده تعداد وام دریافتی از سال ۱۳۸۳ قابل استخراج است.



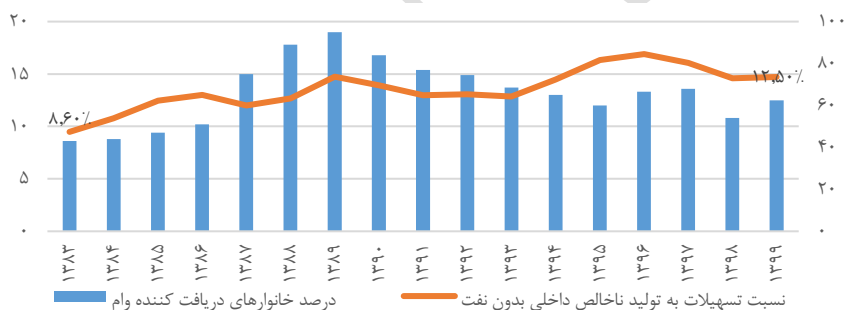
شکل ۱: میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها (خط چین): هم‌حرکتی مصرف و درآمد سرانه

و بالاتر بودن نوسانات درآمد از نوسانات مصرف

منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹

همان طور که در شکل ۲ مشاهده می شود، تا سال ۱۳۸۹، درصد خانوارهای دریافت کننده اعتبار رو به افزایش بوده اما پس از این سال با کاهش شدید دسترسی خانوارها به اعتبار روبرو هستیم. نسبت تسهیلات شبکه بانکی به تولید ناخالص داخلی نیز با روند مشاهده شده در داده خرد همخوانی دارد به طوری که روند کاهشی این نسبت از سال ۱۳۸۶ آغاز می شود. شاخص دسترسی مالی به صورت میانگین وزنی مجموع تعداد وام های دریافتی خانوارها تعریف می شود (سامویل و وندوال، ۲۰۲۳). شاخص عمق مالی نیز به دو شکل قابل تعریف است: ۱- میانگین وزنی مبلغ وام های دریافتی خانوار ۲- میانگین وزنی نسبت مبلغ وام به درآمد خانوار.

شکل ۳ سری زمانی شاخص دسترسی مالی به تفکیک گروه های سنی ۱۰ ساله را نشان می دهد. برای تمامی گروه های سنی، دسترسی مالی تا سال ۱۳۸۹ روندی فزاینده دارد به گونه ای که در این سال هر خانوار به صورت میانگین ۰,۱۹ وام دریافت کرده است اما پس از سال ۱۳۸۹ این روند کاهشی می شود؛ الگوی مشاهده شده برای تمامی گروه های سنی به صورت مشابهی تکرار می شود.

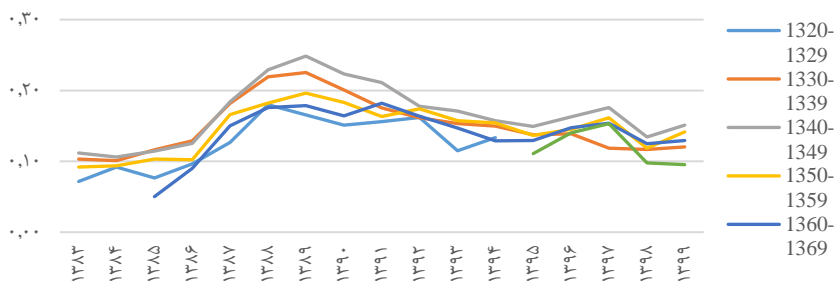


شکل ۲: نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی بدون نفت (محور راست)

و خانوارهای دریافت کننده وام از کل خانوارها (محور چپ)

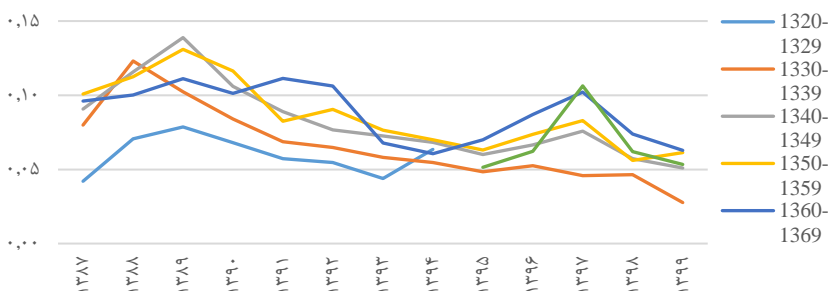
منبع: سری های زمانی بانک مرکزی و محاسبات تحقیق از داده های خام آمارگیری از هزینه و درآمد

خانوارهای سال های ۱۳۸۳-۱۳۹۹

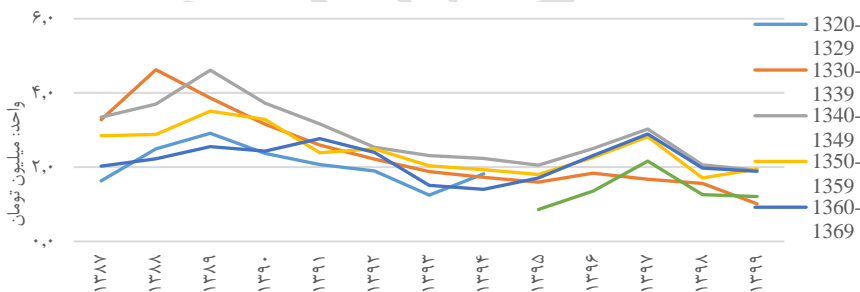


شکل ۳: شاخص دسترسی مالی به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله.

منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹



شکل ۴: شاخص عمق مالی (نسبت وام به درآمد) به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله.



شکل ۵: شاخص عمق مالی (میانگین وزنی ارزش وام، ثابت ۱۳۹۵)

به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله

منبع: سری‌های زمانی بانک مرکزی و محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد

خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹

شکل‌های ۴ و ۵ شاخص‌های عمق مالی یعنی نسبت وام به درآمد و میانگین وزنی مبلغ وام‌های دریافتی توسط خانوار به تفکیک گروه‌های سنی را نشان می‌دهند. طبق این شاخص‌ها، پس از سال ۱۳۸۹ شاهد کاهش عمق مالی خانوارها در میان تمامی گروه‌های سنی می‌باشیم که مشابه روند

مشاهده شده در شکل ۳ است. نکته قابل توجه شروع افول مالی خانوارها از سال ۱۳۸۹ است. محمودزاده، نجفی و عینیان، ۲۰۱۹، نشان می‌دهند توسعه مالی در سیستم بانکی کشور پس از رشدی ۱۰ ساله، در سال ۱۳۸۶ متوقف می‌شود (افول مالی).

۴ انتخاب متغیر ابزاری (روش شناسایی)

مطابق بخش ۲.۱، از تاخیرهای متغیر رشد درآمد $(\Delta \ln Y_{i,t}, \Delta \ln Y_{i,t-1}, \dots)$ به عنوان متغیر ابزاری جهت آزمودن حساسیت اضافی مصرف استفاده می‌شود زیرا شروط برون‌زایی متغیر ابزاری ۱ و همبستگی میان متغیر ابزاری و متغیر درون‌زا را برقرار می‌سازد. با استفاده از رابطه ۴ داریم:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{i,t+1} &= \beta \Delta \ln Y_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + (\epsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) \\ \text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) &= \text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}) + \beta \text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t}, \vartheta_{i,t+1}) = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

طبق فرض انتظارات عقلایی می‌دانیم همبستگی $(\Delta \ln Y_{i,t}, \vartheta_{i,t+1})$ برابر با صفر بوده و از آنجاکه متغیرهای $\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}$ نیز نامرتب هستند لذا ناهمبسته بوده و شرط برون‌زایی متغیر ابزاری برقرار است. به طریق مشابه می‌توان برای تاخیرهای مرتبه بالاتر نیز این شرط را اثبات کرد. بلاندل، پیستافری و پرستون (۲۰۰۸) درآمد را به صورت فرآیند زیر مدل می‌کنند:

$$\log Y_{i,t+1} = Z'_{i,t+1} \varphi_t + P_{i,t+1} + \vartheta_{i,t+1} \quad (12)$$

i شاخص خانوارها و t شاخص زمان است. Z برخی از مشخصه‌های قابل مشاهده درآمد مانند ویژگی‌های جمعیتی، میزان تحصیلات، قومیت است که مشخص‌کننده جز قابل پیش‌بینی (قابل انتظار) درآمد است. $P_{i,t+1}$ شوک دائم درآمد است که از یک فرآیند مارتینگل^۳ تبعیت می‌کند:

$$P_{i,t+1} = P_{i,t} + \xi_{i,t+1} \quad (13)$$

جز $\vartheta_{i,t+1}$ نیز شوک موقت درآمد در آن دوره بوده که از فرآیند $MA(q)$ تبعیت می‌کند که مرتبه q به صورت تجربی تعیین می‌شود:

$$\vartheta_{i,t+1} = \sum_{j=0}^q \theta_j \epsilon_{i,t+1-j} \quad (14)$$

حال رشد درآمد را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1} \quad (15)$$

که $y_{i,t+1} = \log Y_{i,t+1} - Z'_{i,t+1} \varphi_t$ است.

برای اثبات شرط همبستگی متغیر ابزاری با متغیر درون‌زا با استفاده از روابط ۱۴ و ۱۵ خواهیم داشت:

1 Exclusion restriction condition

2 Relevance condition

3 Martingale

$$\Delta y_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + (\varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}) \quad (16)$$

از آنجا که $\xi_{i,t+1}$ و $\varepsilon_{i,t}$ متغیرهای تصادفی مستقل و با توزیع یکسان هستند، همبستگی متغیر درون‌زا و متغیر ابزاری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} Cov(\Delta y_{i,t+1}, \Delta y_{i,t}) &= Cov(\xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t} + \Delta \vartheta_{i,t}) = Cov(\xi_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \\ &Cov(\xi_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) + Cov(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + Cov(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) \quad (17) \end{aligned}$$

$$Cov(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) = Cov(\varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \neq 0 \quad (18)$$

مشاهده می‌شود تنها عبارت آخر رابطه ۱۷ مخالف صفر است لذا تاخیرهای متغیر رشد درآمد، شرط همبستگی متغیر ابزاری با متغیر درون‌زا را نیز برقرار می‌سازد، در نتیجه متغیر ابزاری از لحاظ نظری قابل استفاده است. به طریق مشابه برای تاخیرهای مرتبه بالاتر نیز می‌توان این شرط را اثبات کرد. با توجه به آنکه مدل برآورد شده در این پژوهش بر اساس داده شبه-پانل است، لذا استفاده از متغیر ابزاری مشابه با داده پنل نیاز به اثبات دارد (چاپلی و پیستافری، ۲۰۱۷).

طبق رابطه ۴ می‌دانیم که $Cov(\Delta \ln Y_{i,t+1}, \varepsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) \neq 0$ است، رابطه مشابهی را می‌توان برای معادله ۸ نشان داد. با نوشتن معادلات ۳ و ۲ در سطح هر گروه داریم:

$$\Delta \ln Y_{c,t+1} = \frac{\sum_{i=1}^n E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1}}{n} + \vartheta_{c,t+1} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{c,t+1} &= \beta \frac{\sum_{i=1}^n E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1}}{n} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \\ &(\varepsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) \quad (20) \end{aligned}$$

شاخص C نشانگر هر گروه است. طبق رابطه ۲۰، $Cov(\Delta \ln Y_{c,t+1}, \varepsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) \neq 0$ است لذا مشابه داده پانل، تصریح مدنظر درون‌زایی دارد. می‌توان نشان داد تاخیرهای متغیر رشد درآمد در سطح هر گروه ($\Delta \ln Y_{c,t}, \Delta \ln Y_{c,t-1}, \dots$)، از لحاظ نظری متغیرهای ابزاری مناسبی برای تخمین هستند. برای برقراری شرط برون‌زایی متغیر ابزاری رابطه ۲۱ را داریم. با توجه به جمع‌پذیری کواریانس و استفاده از رابطه ۱۱ می‌توان نشان داد شرط برون‌زایی متغیر ابزاری برقرار است.

$$\begin{aligned} Cov(\Delta \ln Y_{c,t}, \varepsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) &= Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta \ln Y_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_{i,t+1}}{n}\right) + \\ \beta Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta \ln Y_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \vartheta_{i,t+1}}{n}\right) &= 0 \quad (21) \end{aligned}$$

۵ نتایج

۵.۱ آزمون حساسیت اضافی مصرف

هدف این پژوهش تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف و بررسی اثر تغییر در شاخص‌های توسعه مالی بر ضریب حساسیت اضافی است. با استفاده از معادله ۸ و تخمین ضریب β ، ضریب مذکور را برآورد می‌کنیم؛ در صورت وجود حساسیت اضافی، ضریب β به صورت معناداری مخالف صفر است. جدول ۲ نتایج تخمین معادله ۸ را نشان می‌دهد؛ که در آن متغیر وابسته رشد مصرف بی‌دوام است. مطابق عینیان و همکاران (۲۰۱۹)، شواهد نشان‌دهنده وجود حساسیت اضافی مصرف است و خانوارهای ایرانی نمی‌توانند اثر تکنانه‌های وارده را به‌صورت کامل خنثی کنند.

در جدول ۳، اثر توسعه مالی بر حساسیت اضافی مصرف به وسیله تخمین معادله ۹ بررسی شده است. ستون اول با استفاده از شاخص مبلغ وام، اثر عمق مالی بر هموارسازی مصرف خانوارها را می‌سنجد. ضریب متغیر مدنظر منفی و در سطح ۱٪ معنادار است، می‌توان نتیجه گرفت بهبود عمق مالی خانوارها به هموارسازی مصرف کمک می‌کند. ستون دوم با استفاده از نسبت وام به درآمد اثر عمق مالی را برآورد می‌کند؛ ضریب حاصل از تقابل شاخص عمق مالی و رشد درآمد منفی و در سطح ۱٪ معنادار است. آماره هانسن جهت آزمون فراشناسایی در ستون اول و دوم در سطح ۵٪ رد نمی‌شود. نتایج ستون اول و دوم نشان می‌دهد بهبود عمق مالی از منظر دسترسی به مبالغ وام بیشتر باعث بهبود هموارسازی مصرف می‌شود، به این معنی که قدرت خانوار برای پخش کردن اثر تکنانه‌های درآمدی طی زمان افزایش می‌یابد. در نتیجه، حتی اگر نوسان‌های تکنانه‌های درآمدی تغییری نکند، توسعه مالی از مسیر کمک به هموارسازی مصرف به افزایش رفاه خانوار می‌انجامد.

ستون سوم اثر بهبود دسترسی مالی را بر هموارسازی مصرف برآورد می‌کند. ضریب متغیر مدنظر منفی و در سطح ۱٪ معنادار است، که نشان می‌دهد بهبود دسترسی مالی خانوارها باعث افزایش توانایی خانوارها جهت هموارسازی تغییرات قابل انتظار درآمدی می‌شود. آماره هانسن جهت آزمون فراشناسایی در ستون سوم رد نمی‌شود. این یافته شبیه به نتایج سامویل و وندوال (۲۰۲۳) است که افزایش دسترسی به حساب بانکی را باعث بهبود پس‌انداز و هموارسازی مصرف خانوار می‌دانند.

جدول ۲: شواهد حساسیت اضافی مصرف کالاها و خدمات بی دوام در

خانوارهای ایرانی - گروه‌های ۵ ساله

مدل ۴ تمامی اثرات	مدل ۳ وضعیت بازار کار	مدل ۲ اثرات جمعیتی	مدل ۱	متغیرها
۰.۲۶۶*** (۰.۰۴۹۹)	-۰.۲۹۰*** (۰.۰۵۶۵)	۰.۲۷۶*** (۰.۰۴۷۶)	۰.۲۹۳*** (۰.۰۵۶۵)	$\Delta(\log \text{ Income})$
-۰.۰۰۵۴۳ (۰.۰۰۳۷۷)		-۰.۰۰۷۶۵* (۰.۰۰۴۰۷)		Age
۴.۹۳e-۰۵ (۴.۱۲e-۰۵)		۷.۵۲e-۰۵* (۴.۴۶e-۰۵)		Age^2
۰.۴۰۶*** (۰.۰۱۹۰)		۰.۴۹۸*** (۰.۰۱۷۵)		$\Delta(\log \text{ Family size})$
-۰.۰۷۰۶ (۰.۰۴۶۹)		-۰.۱۱۳*** (۰.۰۴۹۴)		$\Delta(\text{children})$
-۰.۵۵۸ (۰.۳۵۹)		-۰.۳۱۸ (۰.۳۵۷)		$\Delta(\text{single})$
۰.۰۳۵۲ (۰.۰۳۵۸)	۰.۰۲۲ (۰.۰۳۴۶)			$\Delta(\text{wage earner})$
-۰.۳۹۸*** (۰.۱۲۰)				$\Delta(\text{Homeowner})$
۱۳۰	۱۳۰	۱۳۰	۱۳۰	Observations
۰.۵۴۹	۰.۴۰۷	۰.۵۱۳	۰.۴۰۷	R-squared
بله	بله	بله	بله	Cohort FE
۶۴.۴۸	۷۱.۶۹	۶۴.۱۷	۵۹.۳۱	CD
۷۶.۰۲	۷۹.۴۰	۷۲.۸۱	۷۰.۳۷	KP
۰.۴۴۲	۱.۳۶	۰.۳۸۴	۱.۵۵۷	Hansen J statistic
۰.۸۰۲	۰.۵۰۷	۰.۸۲۵	۰.۴۵۹	Hansen J statistic(P-value)

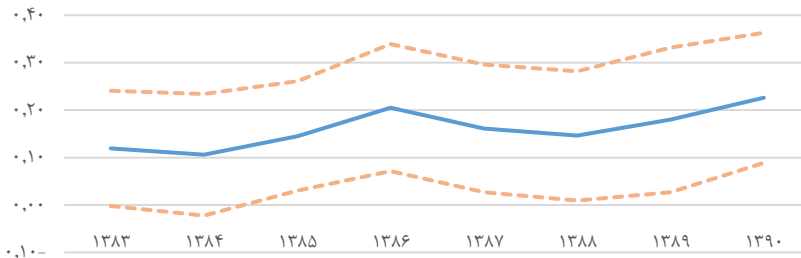
توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. از تأخیر ۲ تا ۴ درآمد به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده‌است. سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها متغیرهای کنترل هستند. روی متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز کنترل شده‌است. CD و KP آزمون‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.

جدول ۳: اثر توسعه مالی بر حساسیت اضافی مصرف (مصرف بی دوام) - گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ عمق مالی (۱)	مدل ۲ عمق مالی (۲)	مدل ۳ دسترسی مالی
$\Delta(\log \text{ Income})$	۰.۸۰۳*** (۰.۱۸۰)	۰.۶۹۲*** (۰.۱۴۲)	۱.۳۴۲*** (۰.۲۳۳)
Loan value* $\Delta(\log \text{ Income})$	-۰.۱۹۱*** (۰.۰۶۱۱)		
Loan value	-۰.۰۰۳۶۲ (۰.۰۰۵۰۱)		
Loan to Income* $\Delta(\log \text{ Income})$		-۵.۲۴۱*** (۱.۶۹۳)	
Loan to Income		۰.۰۷۴۱ (۰.۰۸۷۸)	
Number of Loans* $\Delta(\log \text{ Income})$			-۶.۳۵۱*** (۱.۳۷۵)
Number of loans			۰.۱۱۵ (۰.۰۷۹۸)
Age	-۰.۰۰۰۷۸۱ (۰.۰۰۰۴۳۵)	-۰.۰۰۲۰۸ (۰.۰۰۳۷۱)	-۰.۰۰۴۱۲ (۰.۰۰۳۴۶)
Age ²	۱.۲۱e-۰۵ (۵.۱۱e-۰۵)	۳.۶۱e-۰۵ (۳.۹۴e-۰۵)	۶.۴۳e-۰۵* (۳.۸۶e-۰۵)
$\Delta(\log \text{ Family size})$	۰.۵۲۱*** (۰.۲۵۰)	۰.۵۴۹*** (۰.۱۸۷)	۰.۶۷۴*** (۰.۱۹۲)
$\Delta(\text{children})$	-۰.۰۳۲۸ (۰.۰۷۸۱)	-۰.۰۸۸* (۰.۰۴۵۳)	-۰.۱۳۰*** (۰.۰۴۱۷)
$\Delta(\text{single})$	-۰.۴۴۴ (۰.۴۰۰)	-۰.۳۳۷ (۰.۳۵۲)	-۰.۰۸۵۶ (۰.۳۵۳)
$\Delta(\text{wage earner})$	-۰.۰۴۹۳ (۰.۰۴۴۸)	-۰.۰۵۲۲ (۰.۰۴۲۸)	-۰.۰۸۸۶** (۰.۰۳۹۶)
$\Delta(\text{Homeowner})$	-۰.۳۸۴*** (۰.۱۲۳)	-۰.۳۴۴*** (۰.۱۲۵)	-۰.۳۳۹*** (۰.۱۱۷)
Observations	۱۰۶	۱۰۶	۱۳۰
R-squared	۰.۵۸۵	۰.۵۹۱	۰.۶۱۷
Cohort FE	بله	بله	بله
CD	۲۵.۸۲	۲۴.۶۹	۲۸.۷۴
KP	۲۴.۶۴	۲۰.۳۲	۲۳.۱۱
Hansen J statistic	۵.۶۲۶	۶.۷۳۸	۲.۱۳۷
Hansen J statistic(P-value)	۰.۲۲۹	۰.۱۵۰	۰.۷۱۱

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. از تاخیر ۲ تا ۴ درآمد به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده‌است. مبلغ وام، وام به درآمد و تعداد وام‌های دریافتی شاخص‌های توسعه مالی هستند. سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها متغیرهای کنترل‌ی هستند. روی متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز کنترل شده/ست. KP و CD تست‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.

جهت بررسی اهمیت محدودیت مالی در بروز حساسیت اضافی مصرف از رگرسیون پنجره‌های متحرک ۱۰ استفاده می‌کنیم. با استفاده از رگرسیون پنجره‌های متحرک می‌توانیم روند تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف (معادله ۸) در طول زمان را مشاهده کنیم. این رگرسیون برای بازه‌های ۱۰ ساله اجرا شده به این صورت که اولین برآورد برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۳ و آخرین برآورد برای دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۹ صورت گرفته است. شکل ۶ نشان می‌دهد روند کلی حساسیت اضافی مصرف طی زمان صعودی بوده، لذا در کل توانایی خانوارها جهت مقابله با تغییرات درآمدی رو به کاهش بوده است. با این حال، بر اساس شکل ۶، مقدار ضریب در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ (معادل برآورد تصریح ۸ برای بازه‌های زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۳، ۱۳۸۷-۱۳۹۶ و ۱۳۸۸-۱۳۹۷) مقدار ضریب حساسیت اضافی کاهش یافته است. مطابق شکل‌های ۳، ۴ و ۵ این مقاطع همزمان با بهبود دسترسی و عمق مالی خانوارها در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۸ و ۱۳۹۵-۱۳۹۷ هستند. در ادامه با تغییر روند دسترسی و عمق مالی پس از سال ۱۳۹۷، مجددا شاهد افزایش ضریب حساسیت اضافی مصرف هستیم. به نظر می‌رسد قید مالی خانوارها (میزان پایین دسترسی و عمق مالی) یک عامل تعیین‌کننده در وجود حساسیت اضافی مصرف در اقتصاد ایران است. زلدس (۱۹۸۹)، گارسیا (۱۹۹۷)، بلاندل، پیستفاری و پرستون (۲۰۰۸) نیز محدودیت مالی را از عوامل بروز حساسیت اضافی مصرف می‌دانند.



شکل ۶: روند تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف با استفاده از نتایج رگرسیون پنجره متحرک ۱۰ ساله. هر سال از محور افقی نشان دهنده یک بازه ده ساله است که رگرسیون مدنظر برای آن بازه زمانی اجرا شده است. خط آبی ضریب برآورد شده و خط چین‌ها بازه اطمینان را نمایش می‌دهند.

منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگ پری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹

۶ آزمون پایداری

اندازه‌گیری درآمد خانوار از طریق پرسشنامه‌های هزینه و درآمد دقت بالایی ندارد. دیتون (۱۹۹۷) نبود تعریف یکسان از درآمد میان افراد را علت اصلی این موضوع می‌داند، زیرا تعریف برخی مشاغل مانند کشاورزان و افراد خود اشتغال از درآمد با افراد مزد و حقوق بگیر متفاوت است و برای برآورد دقیق این متغیر به اطلاعات بیشتری از تراکنش افراد نیاز داریم. جهت اطمینان از نتایج برآورد شده در بخش ۵ می‌توان تصریح مدنظر را برای گروه‌ها و وضعیت‌های شغلی متفاوت برآورد کرد. بدین منظور در جدول ۴ مطابق پیشنهاد جاپلی و پیستافری (۲۰۰۰)، خانوارهای کشاورز، کشاورز یا خود اشتغال و کشاورز یا غیرشاغل را از داده کنار گذاشته و رابطه ۸ را مشابه ستون ۴ از جدول ۱ برآورد می‌کنیم. جدول ۴ نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری تفاوت معناداری با یکدیگر نداشته لذا نتایج برآورد شده در جدول ۱ قابل اتکا می‌باشند. هاورانک و سوکولوا (۲۰۲۰) میانگین ضریب حساسیت اضافی مصرف در پژوهش‌های صورت گرفته با داده خرد و کلان را به ترتیب ۰,۲۱ و ۰,۴۸ گزارش می‌کنند؛ مشاهده می‌شود نتایج این پژوهش به رقم اول بسیار نزدیک است.

جدول ۴: حساسیت اضافی مصرف در خانوارهای ایرانی به تفکیک گروه‌ها و وضعیت‌های

شغلی - گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ تمام گروه‌های درآمدی	مدل ۲ غیر کشاورز	مدل ۳ غیر کشاورز و شاغل	مدل ۴ غیر کشاورز و غیر خود اشتغال
$\Delta(\log \text{ Income})$	۰,۲۶۶*** (۰,۰۴۹۹)	۰,۲۴۸*** (۰,۰۶۵۸)	۰,۳۲۵*** (۰,۰۶۶۵)	۰,۳۲۰*** (۰,۰۷۳۶)
Observations	۱۳۰	۱۰۶	۱۰۴	۱۰۶
Average Cell Size	۳۲۳۶	۲۵۵۱	۱۹۲۳	۱۹۲۴
Share(% of Total Observations)	٪۱۰۰	٪۷۸,۶	٪۴۹,۲	٪۶۱,۸
Hansen J statistic(P-value)	۰,۸۰۲	۰,۷۲۰	۰,۶۲۵	۰,۸۶۹

توضیح: انحراف معیار ضریب حساسیت اضافی مصرف داخل پرانتز است و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تعداد مشاهدات در رگرسیون برآورد شده، میانگین اندازه سلول و سهم هر گروه و وضعیت شغلی از کل مشاهدات نیز گزارش شده‌اند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها نیز به عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند همچنین متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالیکت ملک نیز به عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند.

جدول ۵: حساسیت اضافی مصرف در خانوارهای ایرانی به تفکیک انواع درآمد - گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ کل درآمد	مدل ۲ درآمد بدون کمک‌های دولتی و خیریه‌ای
$\Delta(\log \text{ Income})$	۰,۲۶۶*** (۰,۰۴۹۹)	۰,۳۰۳*** (۰,۰۴۲۹)
Observations	۱۲۰	۱۲۰
Hansen J statistic(P-value)	۰,۸۰۲	۰,۱۷۰

توضیح: انحراف معیار ضریب حساسیت اضافی مصرف داخل پراتنز است و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تعداد مشاهدات در رگرسیون برآورد شده، میانگین اندازه سولول و سهم هر گروه و وضعیت شغلی از کل مشاهدات گزارش شده‌اند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها به عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند. متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز به عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند.

جدول ۶: حساسیت اضافی مصرف و اثرات توسعه مالی در حضور نرخ بهره - گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ حساسیت اضافی مصرف	مدل ۲ عمق مالی (۱)	مدل ۳ عمق مالی (۲)	مدل ۴ دسترسی مالی
$\Delta(\log \text{ Income})$	۰,۲۴۰*** (۰,۰۴۴۴)	۰,۵۳۰** (۰,۲۱۱)	۰,۵۴۷*** (۰,۱۵۳)	۱,۰۷۱*** (۰,۲۶۱)
Loan value* $\Delta(\log \text{ Income})$		-۰,۱۰۵ (۰,۰۷۰۸)		
Loan value		۰,۰۰۰۹۷۲ (۰,۰۰۰۴۸۶)		
Loan to Income* $\Delta(\log \text{ Income})$			-۳,۶۸۳** (۱,۷۵۳)	
Loan to Income			۰,۰۵۲۱ (۰,۰۸۳۹)	
Number of Loans* $\Delta(\log \text{ Income})$				-۴,۷۱۷*** (۱,۵۱۱)
Number of loans				۰,۱۱۹ (۰,۰۷۵۶)
Age	-۰,۰۰۶۳ (۰,۰۰۴۱۴)	-۰,۰۰۳۹۶ (۰,۰۰۴۹۶)	-۰,۰۰۴۲۳ (۰,۰۰۴۰۳)	-۰,۰۰۶۰۸ (۰,۰۰۳۸۴)
Age ²	۶,۳۱e-۰۵ (۴,۷۳e-۰۵)	۵,۰۲e-۰۵ (۶,۰۱e-۰۵)	۵,۶۶e-۰۵ (۴,۵۵e-۰۵)	۸,۲۵e-۰۵* (۴,۵۵e-۰۵)
$\Delta(\log \text{ Family size})$	۰,۲۱۷ (۰,۱۹۴)	۰,۲۳۸ (۰,۲۶۱)	۰,۳۷۰* (۰,۲۰۱)	۰,۵۱۵** (۰,۲۱۳)
$\Delta(\text{children})$	-۰,۰۸۸۳* (۰,۰۴۵۴)	-۰,۰۶۷۶ (۰,۰۷۲۸)	-۰,۱۰۲*** (۰,۰۴۶۳)	-۰,۱۳۹*** (۰,۰۴۲۶)

متغیرها	مدل ۱ حساسیت اضافی مصرف	مدل ۲ عمق مالی (۱)	مدل ۳ عمق مالی (۲)	مدل ۴ دسترسی مالی
$\Delta(\text{single})$	-۰.۶۵۵	-۰.۵۷۸	-۰.۴۳۲	-۰.۱۵۳
	(۰.۴۲۳)	(۰.۴۷۹)	(۰.۴۳۰)	(۰.۴۴۵)
$\Delta(\text{wage earner})$	۰.۰۵۷۸	۰.۰۳۹۲	-۰.۰۱۷۴	-۰.۰۵۳۰
	(۰.۰۵۶۳)	(۰.۰۷۶۵)	(۰.۰۶۲۳)	(۰.۰۵۸۳)
$\Delta(\text{Homeowner})$	-۰.۲۲۲*	-۰.۱۸۵	-۰.۲۰۸*	-۰.۱۵۵
	(۰.۱۱۹)	(۰.۱۴۷)	(۰.۱۲۱)	(۰.۱۱۴)
Real interest rate	۰.۱۱۰***	۰.۱۰۸***	۰.۰۹۵۶***	۰.۰۸۱۲***
	(۰.۰۲۱۵)	(۰.۰۲۵۵)	(۰.۰۲۱۹)	(۰.۰۲۱۲)
Observations	۱۲۲	۹۸	۹۸	۱۲۲
R-squared	۰.۶۲۴	۰.۶۴۶	۰.۶۴۵	۰.۶۶۴
Cohort FE	بله	بله	بله	بله
CD	۸۹.۴۰	۲۷.۲۵	۲۳.۸۵	۲۴.۶۶
KP	۹۳.۳۸	۲۵.۶۷	۲۶.۰۰	۱۸.۴۴
Hansen J statistic	۳.۸۵۸	۶.۹۹	۷.۰۱	۸.۶۲۲
Hansen J statistic(P-value)	۰.۱۴۵	۰.۱۲۶	۰.۱۳۵	۰.۰۷۱۳

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع وارینانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تاخیر ۲ تا ۴ درآمد به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. متغیرهای مبلغ وام، نسبت وام به درآمد و تعداد وام‌های دریافتی به عنوان شاخص‌های توسعه مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها نیز به عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند همچنین متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالیکت ملک نیز به عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند. نرخ بهره حقیقی، میانگین موزون نرخ سود تسهیلات عقود مبادله‌ای منتهای نرخ تورم است. CD و KP تست‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نیز نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.

داده درآمد مورد استفاده شامل «کمک هزینه تحصیلی، کمک‌های دریافتی خانوار از سازمان‌های اجتماعی و موسسات خیریه و یارانه دولتی» است که با توجه به پرداخت یارانه نقدی توسط دولت به خانوارها می‌تواند باعث کاهش قید محدودیت نقدینگی برخی خانوارها شود؛ لذا می‌توان نتایج را با حذف این بخش از درآمد خانوار تخمین زد (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۱). جدول ۵ نشان می‌دهد حذف کمک‌های دولتی و خیریه‌ای از درآمد خانوار، باعث افزایش ضریب حساسیت اضافی مصرف شده، بنابراین شواهدی مبتنی بر این امر وجود دارد که در نمونه مورد بررسی این کمک‌ها باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف خانوارها شده‌اند.

در ابتدای بخش ۲،۱ اشاره شد که فرض برابری نرخ بهره و نرخ ترجیحات زمانی را اعمال می‌کنیم. با کنار گذاشتن این فرض، رابطه ۸ برای تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف به صورت زیر بتزنویسی می‌شود (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵):

$$\Delta \ln C_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \sigma \ln(1 + r_{t+1}) + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (23)$$

در این رابطه r_{t+1} نرخ بهره حقیقی بوده و ضریب σ کشش جانشینی بین دوره‌ای است؛ رابطه ۹ برای تخمین اثرات توسعه مالی نیز به صورت مشابهی تغییر می‌کند. نرخ بهره حقیقی با استفاده از میانگین موزون نرخ سود تسهیلات عقود مبادله‌ای منهای نرخ تورم شاخص‌سازی شده است. جدول ۶ نتایج این تخمین را نشان می‌دهد. همان‌طور که ستون اول نشان می‌دهد، کنترل نرخ بهره ضریب حساسیت اضافی مصرف را اندکی کاهش می‌دهد، یعنی بخشی از عدم هموارسازی مصرف مشاهده شده در نتایج جدول ۲ از لحاظ نکردن ثبات نسبی نرخ بهره‌ای که خانوارها در شبکه بانکی با آن مواجه هستند نشأت گرفته بوده است. ستون دوم اثر مقدار وزنی ارزش وام (شاخص عمق مالی) بر کاهش ضریب حساسیت مصرف را بی‌معنا برآورد می‌کند، با‌رغم آن که ستون‌های سوم و چهارم نیز اثرات شاخص عمق مالی (نسبت وام به درآمد) و دسترسی مالی بر کاهش ضریب حساسیت اضافی مصرف را منفی و معنادار برآورد می‌کنند، مطلق این ضرایب نسبت به تخمین جدول ۳ کاهش یافته است. در مجموع به نظر می‌رسد نتایج به دست آمده در بخش ۵ قابل اطمینان است.

۷ بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش فرضیه درآمد دائمی با انتظارات عقلایی را در اقتصاد ایران بررسی کردیم. نتایج نشان‌دهنده ناتوانی خانوارها در هموارسازی کامل تغییرات قابل انتظار درآمدی است، در نتیجه شاهد نوسانات مصرف بی‌دوام در سطحی بالاتر از نوسانات درآمد خانوارها هستیم. ضریب حساسیت اضافی مصرف برآورد شده برابر با ۰,۲۶۶ است که نشان می‌دهد تغییر ۱۰ درصدی در درآمد قابل انتظار خانوار، باعث تغییر ۲,۶۶ درصدی در مصرف بی‌دوام می‌شود. در ادبیات دلایل متعددی را برای مشاهده حساسیت اضافی مصرف برمی‌شمارند. از جمله می‌توان به اثرات جمعیتی، تصمیم عرضه نیروی کار، استفاده از داده کلان، وجود اطلاعات پنهان نزد خانوار، وجود خطای اندازه‌گیری در متغیر درآمد و همچنین محدودیت نقدینگی اشاره کرد.

در این پژوهش با لحاظ کردن اثرات جمعیتی و تصمیم عرضه نیروی و با استفاده از داده خرد تلاش کردیم به تخمین دقیق‌تری از ضریب حساسیت اضافی دست یابیم: همچنین بستری برای بررسی میزان اثرگذاری وجود محدودیت نقدینگی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مشاهده حساسیت اضافی فراهم کنیم. نشان دادیم دسترسی و عمق مالی خانوارهای ایرانی پس از سال ۱۳۸۹ کاهش یافته‌است. نتایج مربوط به اثر توسعه مالی نشان می‌دهد بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد (شاخص‌های عمق مالی) به ترتیب باعث کاهش ۱۲,۵ درصدی و ۱۳ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود، همچنین بهبود ۱۰ درصدی میانگین تعداد وام‌های دریافتی

خانوارها (دسترسی مالی) کاهش ۲۰٫۵ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف را به دنبال دارد. به‌علاوه، سیاست‌های بازتوزیعی توسط دولت توانایی هموارسازی مصرف را بهبود داده است. نتایج این مطالعه از منظر کیفی با یافته‌های جاپلی و پاگانو (۱۹۸۹) که نسبت بدهی به مصرف پایین‌تر را با ضریب حساسیت اضافی بزرگتر متناسب می‌دانند، چو و ری (۲۰۱۷) که دسترسی آسان‌تر به اعتبار و افزایش بدهی را عامل کاهش حساسیت اضافی مصرف معرفی می‌کنند و پارکر و همکاران (۲۰۲۲) که اثر بزرگتر کمک مالی بر مخارج را برای خانوارهای با ثروت سیال ۱ کمتر ثبت کرده‌اند مشابه است.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به دقت کم جمع‌آوری اطلاعات بازار کار توسط داده‌هزینه و درآمد خانوار اشاره کرد؛ به دلیل جمع‌آوری سالانه این داده، تحولات بازار کار به خوبی رصد نمی‌شود و استناد به داده آن می‌تواند غیردقیق باشد. همچنین وجود اطلاعات پنهان نزد خانوار و کنترل نکردن آن در تخمین‌ها می‌تواند بر نتایج حاصل اثر گذاشته باشد. اطلاعات پنهان نزد خانوار به این معناست که خانوارها تنها بر اساس اطلاعات گذشته تصمیم‌گیری نمی‌کنند، بلکه نسبت به شوک‌های آتی درآمد خود نیز اطلاعاتی دارند و آن‌ها را وارد تصمیمات خود می‌کنند. در نتیجه اگر این موضوع را در نظر بگیریم در تخمین ضریب حساسیت اضافی دچار بیش برآورد می‌شویم. این در حالی است که با استفاده از داده‌های رایج موجود در پرسشنامه خانوار، در نظر گرفتن اطلاعات آتی خانوار نسبت به درآمدشان ممکن نیست. دسترسی نداشتن به داده پانل (پانل بیش از ۳ سال) نیز باعث محدودیت پژوهش در این حوزه می‌شود. استفاده از داده شبه-پانل می‌تواند این مشکل را تخفیف دهد و جهت تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف نسبت به شوک‌های موقت یا دائم درآمد مورد استفاده قرار گیرد. تخمین مدل شبه-پانل وابستگی زیادی به اندازه سلول دارد. در ایران، تعداد بالای مشاهدات اندازه سلول‌ها را مناسب کرده است. در مطالعات آینده، استفاده از روش‌های تخمین دقیق‌تر (دورکس، ۲۰۰۷) می‌تواند امکان بررسی حساسیت اضافی در میان گروه‌های اجتماعی مختلف را فراهم کند.

نحوه اثرگذاری شوک‌های موقت و دائم درآمد بر مصرف خانوارها یکی از خالهای پژوهشی در اقتصاد ایران است. اثر شوک‌های دائم درآمدی بر مصرف از این نظر حائز اهمیت است که علاوه بر وضعیت بازار اعتبار، دسترسی خانوارها به ابزارهای بیمه‌ای را نیز نشان می‌دهد. موضوع مهم دیگری که می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد، نحوه اثرگذاری شوک‌های تحریم در دهه ۹۰ بر مصرف خانوار است. می‌دانیم که شوک تحریم سال ۱۳۹۷ نسبت به شوک تحریم سال ۱۳۹۱ اثر بزرگتری بر کاهش مصرف خانوار داشته است. یافتن علت این موضوع نیازمند بررسی‌های بیشتر است؛

با این حال میزان پس انداز خانوار و تغییرات آن می تواند یکی از پاسخ های احتمالی باشد که می تواند در مطالعات آتی بررسی شود.

توصیه سیاست گذاری این پژوهش اهمیت بهبود در فراگیری مالی خانوار است. حتی اگر شدت تکانه های وارد بر اقتصاد ثابت بماند، بهبود وضعیت بازار اعتبار و بیمه می تواند علاوه بر بهبود در هموارسازی مصرف ناشی از تغییرات قابل انتظار درآمدی، به کاهش اثرگذاری شوک های درآمدی (شوک های موقت یا دائم) بر رفاه خانوار نیز بینجامد. از آنجا که شاخص های فراگیری مالی برای همه آحاد اقتصادی، گروه های با وضعیت شغلی، سنی و استانی متفاوت یکسان نیست، سیاست گذار می تواند گروه هایی که بیشترین اثر از بهبود دسترسی و عمق مالی را تجربه می کنند شناسایی کند و در جهت تعمیق توسعه مالی برای آن ها اقدام نماید.



پژوهش های اقتصادی
فصلنامه پژوهش های اقتصادی
رشد و توسعه پایدار

References

- Aghion, P., Howitt, P., & Mayer-Foulkes, D. (2005). The Effect of Financial Development on convergence: Theory and Evidence*. *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 173–222. <https://doi.org/10.1162/qjec.2005.120.1.173>
- Attanasio, O., Aguilà, E., & Meghir, C. (2011). Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 93(3), 1094–1099. https://doi.org/10.1162/rest_a_00140
- Attanasio, O., & Weber, G. (1993). Consumption growth, the interest rate and aggregation. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 631. <https://doi.org/10.2307/2298128>
- Attanasio, O., & Weber, G. (1995). Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey. *Journal of Political Economy*, 103(6), 1121–1157. <https://doi.org/10.1086/601443>
- Attanasio, O., & Weber, G. (2010). Consumption and Saving: Models of Intertemporal allocation and their implications for Public policy. *Journal of Economic Literature*, 48(3), 693–751. <https://doi.org/10.1257/jel.48.3.693>
- Beznoska, M., & Ochmann, R. (2012). Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Pseudo Panel Estimation with German Consumption Survey Data. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2121246>
- Blundell, R., Pistaferri, L., & Preston, I. (2008). Consumption inequality and partial insurance. *The American Economic Review*, 98(5), 1887–1921. <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.1887>
- Campbell, J. Y., & Deaton, A. (1989). Why is Consumption So Smooth? *The Review of Economic Studies*, 56(3), 357. <https://doi.org/10.2307/2297552>
- Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series evidence. *Nber Macroeconomics Annual*, 4, 185–216. <https://doi.org/10.1086/654107>
- Carroll, C. D., Hall, R. E., & Zeldes, S. P. (1992). The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(2), 61. <https://doi.org/10.2307/2534582>
- Carroll, C. D., & Summers, L. H. (1989). Consumption growth parallels income growth: Some new evidence. *RePEc: Research Papers in Economics*, 305–348. <https://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:5995>
- Chetty, R., & Looney, A. (2006). Consumption smoothing and the welfare consequences of social insurance in developing economies. *Journal of Public Economics*, 90(12), 2351–2356. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.07.002>
- Cho, D., & Rhee, D. (2017). Non-linear adjustments on the excess sensitivity of consumption with liquidity constraints. *Applied Economics*. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1276279>
- Cochrane, J. H. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, 99(5), 957–976. <https://doi.org/10.1086/261785>
- Cutanda, A. (2003). An empirical investigation of the effect of borrowing constraints on Spanish consumption. *Spanish Economic Review*, 5(1), 63–84. <https://doi.org/10.1007/s101080200051>

- Dasgupta, R., Ghosh, J. K., Chakravarty, S., & Datta, J. (2015). Some remarks on pseudo panel data. In *Springer proceedings in mathematics & statistics* (pp. 25–34). https://doi.org/10.1007/978-3-319-17329-0_2
- Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1–2), 109–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90134-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90134-4)
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. World Bank Publications.
- Deaton, A., & Cartwright, W. C. O. P. O. P. a. a. P. O. E. a. I. a. C. O. I. S. A. (1992). *Understanding consumption*. Oxford University Press.
- Devereux, P. J. (2007). Improved Errors-in-Variables estimators for grouped data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(3), 278–287. <https://doi.org/10.1198/073500106000000189>
- Dynan, K. E., Elmendorf, D. W., & Sichel, D. E. (2006). Can financial innovation help to explain the reduced volatility of economic activity? *Journal of Monetary Economics*, 53(1), 123–150. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.012>
- Einian, M., & Nili, M. (2019). Excess sensitivity and borrowing constraints: Evidence from Iranian households. *Economics of Transition and Institutional Change*, 28(1), 137–160. <https://doi.org/10.1111/ecot.12233>
- Einian, Majid & Najafi Ziarani, Fatemeh & Mahmoodzadeh, Amineh, 2019. "Credit Cycles of the Iranian Economy (in Persian)," *Journal of Monetary and Banking Research*, Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of the Islamic Republic of Iran, vol. 11(38), pages 598-565, March.
- Garcia, R., Lusardi, A., & Ng, S. (1997). Excess sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2), 154. <https://doi.org/10.2307/2953673>
- Gertler, P., Levine, D. I., & Moretti, E. (2009). Do microfinance programs help families insure consumption against illness? *Health Economics*, 18(3), 257–273. <https://doi.org/10.1002/hec.1372>
- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987. <https://doi.org/10.1086/260724>
- Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1982). The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, 50(2), 461. <https://doi.org/10.2307/1912638>
- Havranek, T., & Sokolova, A. (2020). Do consumers really follow a rule of thumb? Three thousand estimates from 144 studies say “probably not.” *Review of Economic Dynamics*, 35, 97–122. <https://doi.org/10.1016/j.red.2019.05.004>
- Hayashi, F. (1985). The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis based on Japanese panel data. *Quarterly Journal of Economics*, 100(4), 1083. <https://doi.org/10.2307/1885676>

- Hoseini, M. (2020). Emergency Loans and Consumption – Evidence from COVID-19 in Iran. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3683572>
- Jappelli, T., & Pagano, M. (1989). Consumption and capital Market Imperfections: An international comparison. *The American Economic Review*, 79(5), 1088–1105. https://econpapers.repec.org/article/aeaarec/v_3a79_3ay_3a1989_3ai_3a5_3ap_3a1088-1105.htm
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2000). Using subjective income expectations to test for excess sensitivity of consumption to predicted income growth. *European Economic Review*, 44(2), 337–358. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(98\)00069-5](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(98)00069-5)
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2006). Intertemporal choice and consumption mobility. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 75–115. <https://doi.org/10.1162/jeea.2006.4.1.75>
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2011). Financial integration and consumption smoothing. *The Economic Journal*, 121(553), 678–706. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02410.x>
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2017). *The economics of consumption: Theory and Evidence*. Oxford University Press.
- Lai, J. T., Yan, I. K., Xing-Jian, Y., & Zhang, H. (2020). Digital financial inclusion and consumption smoothing in China. *China & World Economy*, 28(1), 64–93. <https://doi.org/10.1111/cwe.12312>
- Moffitt, R. A. (1993). Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1–2), 99–123. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90041-3)
- Parker, J., Schild, J., Erhard, L., & Johnson, D. H. (2022). *Economic impact payments and household spending during the pandemic*. <https://doi.org/10.3386/w30596>
- Primiceri, G. E., & Van Rens, T. (2009). Heterogeneous life-cycle profiles, income risk and consumption inequality. *Journal of Monetary Economics*, 56(1), 20–39. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.10.001>
- Somville, V., & Vandewalle, L. (2023). Access to banking, savings and consumption smoothing in rural India. *Journal of Public Economics*, 223, 104900. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2023.104900>
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-Panels and repeated Cross-Sections. In *Advanced studies in theoretical and applied econometrics* (pp. 369–383). https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_11
- Verbeek, M., & Nijman, T. (1993). Minimum MSE estimation of a regression model with fixed effects from a series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1–2), 125–136. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90042-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90042-4)
- Zeldes, S. P. (1989). Consumption and Liquidity constraints: An Empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 97(2), 305–346. <https://doi.org/10.1086/261605>

۸ پیوست الف: داده

جهت ساخت داده مصرف از جداول ۱۳ گانه پرسشنامه استفاده شده است. این ۱۳ جدول شامل هزینه‌های خوراکی، هزینه‌های نوشیدنی و دخانیات، هزینه‌های پوشاک و کفش، هزینه‌های مسکن، سوخت، آب و روشنایی، هزینه‌های میلمان، لوازم خانگی و نگهداری معمول آن‌ها، هزینه‌های بهداشتی و درمانی، هزینه‌های حمل و نقل، هزینه‌های ارتباطات، هزینه‌های خدمات فرهنگی و تفریحات خانوار، هزینه‌های آموزش و تحصیل، هزینه‌های غذای آماده، هل و رستوران، هزینه‌های کالاها و خدمات متفرقه و تهیه و فروش کالاهای بادوام منزل، سایر هزینه‌های خانوار و انتقالات می‌باشند. به دلیل آنکه تابع مطلوبیت مفروض در معادله ۲۷ به زمان وابستگی ندارد، لذا باید کالاهای بادوام را کنار گذاشت چراکه ماهیت این کالاها به گونه‌ای است که بیش از یک دوره می‌توان از مصرف آن‌ها مطلوبیت کسب کرد. در نهایت کالاهایی که خانوار بیش از یک دوره آن‌ها را مصرف می‌کند را کنار گذاشتیم. داده درآمد نیز به صورت مستقیم از فایل «خلاصه داده‌های پرسشنامه هزینه-درآمد» که توسط مرکز آمار منتشر می‌شود استخراج شده است. جهت حقیقی کردن متغیرهای اسمی از شاخص قیمت مصرف‌کننده به تفکیک شهری-روستایی، ماه، سال و گروه‌های عمده بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ استفاده کردیم سپس شاخص قیمت فصلی را به تفکیک شهری-روستایی، فصل، سال و گروه‌های عمده ساخته و اجزای مصرف، درآمد و مبلغ وام را حقیقی کردیم. جهت محاسبه میانگین‌های وزنی نیز از وزن هر خانوار استفاده کردیم. سرپرست‌های خانوار با سن بالاتر از ۶۵ سال و کمتر از ۲۵ سال را از داده حذف کردیم چراکه افزایش سن و شروع بازنشستگی با تغییر در ترکیب مصرف همراه است (آگیلا و همکاران، ۲۰۰۸).

جدول الف ۱ خلاصه آماری داده اولیه که از کنار هم قراردادن نمونه سالانه داده خام هزینه و درآمد به دست می‌آید را نشان می‌دهد. میانگین مصرف حقیقی ۲۱,۳ میلیون تومان و میانگین درآمد حقیقی نیز ۲۶,۱ میلیون تومان است. میانگین ارزش حقیقی وام دریافتی خانوار ۱,۹ میلیون تومان بوده، میانگین تعداد وام‌های دریافتی هر خانوار نیز ۰,۱۵ است. میانگین بعد خانوار ۸,۲ نفر، ۷۸٪ خانوارها مالک مسکن و ۷۰٪ خانوارها نیز شاغل می‌باشند. جدول الف ۲ خلاصه آماری داده ساخته شده برای گروه‌های سنی (سال تولد) را نشان می‌دهد. متولدین بازه ۱۳۴۰-۱۳۴۴ بیشترین مصرف (۳۰,۲ میلیون تومان)، بیشترین مبلغ وام دریافتی (۲,۸۷ میلیون تومان) و بیشترین وام به درآمد (۰,۱۶۸) را دارند. متولدین ۱۳۳۴-۱۳۳۰ با ۳۶,۹ میلیون تومان بیشترین درآمد را دارند. متولدین سال‌های ۱۳۶۴-۱۳۶۰ با ۶,۹٪ بیشترین نسبت وام به درآمد را دارند. در این جدول تنها اطلاعات ۵ سال اول هر دهه گزارش شده است. روند مشابهی برای سایر گروه‌های سنی ۵ ساله مشاهده می‌شود.

جدول الف ۱: خلاصه آماری داده هزینه و درآمد خانوار در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	میانه	بیشینه
مصرف بی دوام حقیقی	۶۰۹۸۴۵	۲۱,۳۴۵	۱۷,۴۸۴	۰,۰۸۹	۱۷,۳۵۴	۹۸۵,۱۸۲۵
درآمد حقیقی	۶۰۹۸۴۵	۲۶,۱۷۸	۲۴,۱۹۹	۰,۰۳۶	۲۱,۲۸۲	۸۳۴,۲۴۱۵
ارزش حقیقی مبلغ وام	۵۹۷۶۸۷	۱,۹۳	۹,۵۵۴	۰	۰	۹۲۳,۲۱۸۹
تعداد وام‌های دریافتی	۶۰۹۸۴۵	۰,۱۵۱	۰,۳۷۶	۰	۰	۶
وضعیت شغلی	۶۰۹۸۴۵					
بیکار	۱۸۰,۸۲۳	۲۹,۷٪				
شاغل	۴۲۹,۰۲۲	۷۰,۳٪				
تعداد خانوار تک نفره	۶۰۹۸۴۵					
بیش از یک نفر	۵۶۹,۹۵۵	۹۳,۵٪				
یک نفر	۳۹,۸۹۰	۶,۵٪				
تعداد کودکان	۶۰۹۸۴۵	۱,۰۰۵	۱,۱۵۷	۰	۱	۱۴
تعداد افراد با درآمد در خانواده	۶۰۹,۶۳۷	۱,۴۸۷	۰,۸۱۴	۰	۱	۱۱
بعد خانوار	۶۰۹۸۴۵	۳,۸۴۵	۱,۷۴۸	۱	۴	۲۸
وضعیت مالکیت منزل	۶۰۹۸۴۵					
اجاره یا رهن	۱۳۵,۴۲۵	۲۲,۲٪				
مالک	۴۷۴,۴۲۰	۷۷,۸٪				

منبع: محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳ تا

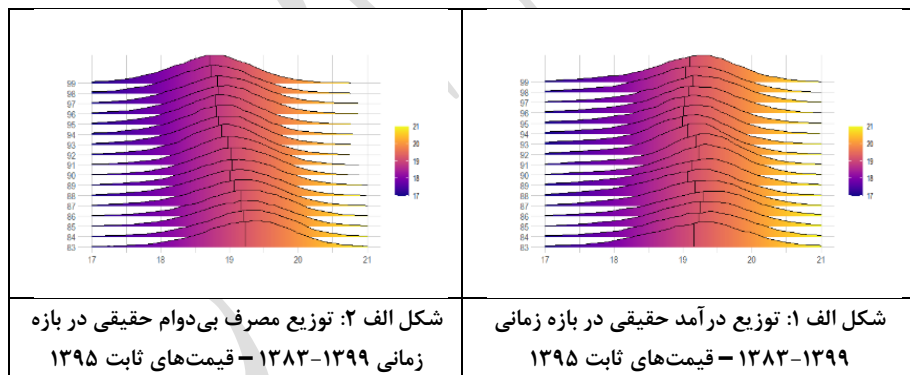
۱۳۹۹

جدول الف ۲: خلاصه آماری داده به تفکیک گروه‌های سنی (سال تولد)

در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹

گروه‌های سنی (سال تولد)	۱۳۲۰-۱۳۲۴			۱۳۳۰-۱۳۳۴			۱۳۴۰-۱۳۴۴			۱۳۵۰-۱۳۵۴			۱۳۶۰-۱۳۶۴			۱۳۷۰-۱۳۷۴		
	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار
مصرف بی‌دوام حقیقی	۱۷	۲۵,۱۲	۴,۲۷۹	۱۷	۲۹,۶	۵,۹۹	۱۷	۳۰,۲۱	۳,۴۲۵	۱۷	۲۵,۱۲	۴,۲۷۹	۱۷	۲۰,۳۲	۱,۱۵۹	۱۵	۱۲,۹	۳,۱۳۶
درآمد حقیقی	۱۷	۳۱,۷۵	۳,۵۵۴	۱۷	۳۶,۸۵	۴,۹۲۵	۱۷	۳۶,۴۷	۲,۳۴۶	۱۷	۳۱,۷۵	۳,۵۵۴	۱۷	۲۴,۲۶	۳,۳۳۲	۱۵	۱۶,۹۷	۳,۷۶۳
ارزش حقیقی مبلغ وام	۱۳	۱,۲۴	۰,۷۱۲	۱۳	۲,۲۸۴	۱,۲۹	۱۳	۲,۸۷	۰,۹۳۶	۱۳	۱,۲۴	۰,۷۱۲	۱۳	۲,۲۴	۰,۴۷	۱۳	۰,۸۸	۰,۵۷۸
تعداد وام‌های دریافتی	۱۷	۰,۰۹۷	۰,۰۳۶	۱۷	۰,۱۴۱	۰,۰۴	۱۷	۰,۱۶۸	۰,۰۴۸	۱۷	۰,۰۹۷	۰,۰۳۶	۱۷	۰,۱۳	۰,۰۳۷	۱۵	۰,۰۷	۰,۰۴۶
نسبت وام به درآمد	۱۷	۰,۰۳۱	۰,۰۲۵	۱۷	۰,۰۴۹	۰,۰۴۱	۱۷	۰,۰۶۱	۰,۰۴۲	۱۷	۰,۰۳۱	۰,۰۲۵	۱۷	۰,۰۶۹	۰,۰۴۲	۱۵	۰,۰۴	۰,۰۳۱

منبع: محاسبات تحقیق، داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹



منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹

تابع توزیع درآمد و مصرف بی‌دوام حقیقی در شکل‌های الف ۱ و الف ۲ رسم شده است. میانگین مصرف بی‌دوام حقیقی در سال ۹۹ نسبت به سال ۸۳ کاهش ۲۵,۶ درصدی و درآمد حقیقی نیز در این بازه رشد ۳,۶ درصدی داشته است.

۹ پیوست ب: متغیر ابزاری

در بخش ۴ نشان دادیم که برای تخمین معادله ۴ می‌توانیم از تاخیرهای متغیر رشد درآمد به عنوان متغیر ابزاری استفاده کنیم. روابط ۱۱ و ۱۷ به ترتیب شروط برون‌زایی متغیر ابزاری و همبستگی میان متغیر ابزاری و متغیر درون‌زا را جهت تخمین نشان می‌دهند. با این حال روابط اثبات شده تنها در صورت در اختیار داشتن داده پانل قابل استفاده می‌باشند. در صورت استفاده از داده شبه-پانل، رابطه ۴ به صورت رابطه ۸ نوشته می‌شود. روابط ۲۱ و ۲۲ به ترتیب نشان می‌دهند که شروط برون‌زایی متغیر ابزاری و همبستگی میان متغیر ابزاری و متغیر درون‌زا، جهت استفاده از تاخیرهای متغیر رشد درآمد در سطح هر گروه به عنوان متغیر ابزاری جهت تخمین رابطه ۸ برقرار می‌باشند. جهت اثبات این روابط از ویژگی جمع‌پذیری عملگر کوواریانس استفاده می‌کنیم:

$$Cov(\sum_{i=1}^m a_i X_i, \sum_{j=1}^n b_j Y_j) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i b_j Cov(X_i, Y_j) \quad (ب ۱)$$

حال با استفاده از رابطه ب ۱، رابطه ۲۱ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} & Cov(\Delta \ln Y_{c,t}, \epsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) \\ &= Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta \ln Y_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \epsilon_{i,t+1}}{n}\right) \\ &+ \beta Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta \ln Y_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \vartheta_{i,t+1}}{n}\right) \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} Cov(\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}) \\ &+ \beta \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} Cov(\Delta \ln Y_{i,t}, \vartheta_{i,t+1}) = 0 \end{aligned}$$

با استفاده از رابطه ۱۱ می‌دانیم که این رابطه برابر با صفر می‌باشد لذا شرط برون‌زایی متغیر ابزاری

اثبات می‌شود. با استفاده از رابطه ب ۱، رابطه ۲۲ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} Cov(\Delta y_{c,t+1}, \Delta y_{c,t}) &= Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^n \xi_{i,t+1}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta \vartheta_{i,t+1}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \xi_{i,t}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta \vartheta_{i,t}}{n}\right) = \\ & \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} cov(\xi_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} cov(\xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) + \\ & \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} cov(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} cov(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) \neq 0 \end{aligned}$$

از آنجا که $\xi_{i,t+1}$ و $\xi_{i,t}$ متغیرهای تصادفی مستقل و با توزیع یکسان هستند لذا مشابه رابطه ۱۸، تنها عبارت آخر این رابطه مخالف صفر است.

Excess Sensitivity and Financial Development: A Case Study of Households in Iran

Amineh Mahmoudzadeh¹

Kamyab Rajabizadeh²

Majid Einian³

Received: 2023-10-9

Accepted: 2023-11-19

Aim and introduction

The conventional notion of the permanent income hypothesis is that individuals aim to smooth their consumption over time, demonstrating resistance to fluctuations in income. This foundational concept assumes that individuals utilize savings or credit when faced with expected income changes or temporary income shocks, preserving their ultimate well-being. However, empirical evidence challenges this hypothesis, revealing that consumers often exhibit responsiveness to income changes, both expected and temporary. This phenomenon is called "excess sensitivity of consumption". Various factors underpin this apparent excess sensitivity of consumption, encompassing demographic dynamics, labor market decisions, reliance on aggregated data, superior information within households, income measurement inaccuracies, and liquidity constraints.

Method

This study employs the Panel-IV method to estimate the coefficient of excess sensitivity of consumption. It utilizes two financial development indicators, namely access to financial services and financial depth, to evaluate their impact on this coefficient. The significance of this investigation lies in Iran's economic history, which witnessed financial development in the late 1990s, followed by a financial downturn. The data are derived from household income and expenditure surveys conducted by the Iranian Statistical Center. The analysis encompasses the years 2004 to 2020. These surveys incorporate data on various aspects of households' financial information, including the amount and number of loans received and essential details about their employment status.

Due to the cross-sectional nature of the data, it is imperative to use a pseudo-panel approach, providing several advantages. First, it eliminates individual-specific measurement errors. Second, it mitigates the issues arising from the short time series data, which can lead to estimation errors. Previous research has estimated the coefficient of excess sensitivity of consumption; however, this study

1 Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, (corresponding author), Email: mahmoodzadeh@sharif.edu

2 Master student in Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Email: rajabizadekamyab@gmail.com

3 Post-doctoral Researcher, Finance Department, School of Business, Aalto University, Email: majid.einian@aalto.fi

contributes by examining the effects of financial development on consumption smoothing in the Iranian economy. Notably, previous research in Iran focused solely on estimating the coefficient of excess sensitivity of consumption without investigating the influence of financial development.

Findings

The findings indicate the excess sensitivity of consumption coefficient is 0.266 for Iranian households. In practical terms, a 10% expected increase in income results in a 2.66% increase in consumption. This finding indicates liquidity constraints faced by Iranian households. Such constraints may manifest as limitations on borrowing amounts or high-interest rates, leading individuals to opt for non-borrowing. The examination of financial development reveals a negative and significant relationship between improved financial access and depth and the coefficient of excess sensitivity of consumption. Specifically, a 10% improvement in the average loan amount and loan-to-income ratio (financial depth indicators) results in 12.5% and 13% reductions, respectively, in the coefficient of excess sensitivity of consumption. Additionally, a 10% enhancement in the average number of loans received by households (financial access indicator) leads to an impressive 20.5% reduction in the coefficient of excess sensitivity of consumption.

Discussion and Conclusion

This study challenges the traditional concept of permanent income hypothesis while emphasizing the importance of understanding excess sensitivity of consumption in economic research. Furthermore, it underscores the role of financial development, characterized by improved access to credit and financial services, in diminishing households' vulnerability to income fluctuations. These results hold substantial implications for policymakers and researchers alike, offering insights into addressing income volatility and its effects on household consumption in Iran and similar economies.

Keywords: Excess Sensitivity of Consumption, Financial Inclusion, Liquidity Constraints, Consumption Smoothing

JEL Classification: C55, D12, D14, E21, G50