نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)

مقاله پژوهشی/ سال ..، شماره ...، فصل، ص:

حساسیت اضافی و توسعه مالی: مطالعه موردی خانوارها در ایران

امینه محمودزاده[۱]

کامیاب رجبی‌زاده[۲]

مجید عینیان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۱۷ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۲/۸/۲۸

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 کمّی 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 طوری‌که 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

۲ کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف rajabizadekamyab@gmail.com

۳ پژوهشگر پسادکتری، دپارتمان فایننس، دانشکده کسب و کار، دانشگاه آلتو majid.einian@aalto.fi

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

۱ مقدمه

معادله اویلر که از بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کننده حاصل می‌شود، بیان می‌کند افراد به دنبال هموارسازی مصرف بین‌دوره‌ای خود بوده و در مواجه 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[1] نامند (هال[2]، ۱۹۷۸). با این‌حال برخی از پژوهش‌های بعدی ایراداتی را متوجه روش تخمین کردند (آتاناسیو و وبر[3]، ۱۹۹۵؛ جاپلی و پیستافری[4]، ۲۰۰۰). ایرادات وارده را می‌توان به چهار دسته تقسیم کرد: ۱- استفاده از داده کلان (منکیو و کمپبل[5]، ۱۹۸۹) ۲- لحاظ نکردن از پارامتر استراحت در تابع مطلوبیت (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵) ۳- توجه نکردن به انگیزه پس‌انداز احتیاطی (کارول و همکاران[6]، ۱۹۹۲) ۴- تغییر ترکیب مصرف دوره بازنشستگی (آگیلا و همکاران[7]، 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[8]، ۱۹۸۹؛ عینیان و نیلی[9]، ۲۰۱۹؛ گارسیا و همکاران[10]، ۱۹۹۷)، لذا وجود حساسیت اضافی مصرف دلیلی بر رد فرضیه درآمد دائمی نیست. ژانگ و همکاران[11] (۲۰۲۰) اثر بهبود فراگیری مالی دیجیتال بر هموارسازی مصرف را مثبت ارزیابی می‌کنند؛ گرتلر و همکاران[12] (۲۰۰۹) نشان می‌دهند برنامه‌های تامین مالی خرد سبب بهبود توانایی هموارسازی خانوارها می‌شود؛ ساموبل و وندوال[13] (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)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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[1] و عمق مالی[2]، 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 کمّی (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 به‌صورت مقطعی[3] منتشر می‌شود لذا امکان استفاده مستقیم آن جهت تخمین معادله اویلر وجود ندارد، به همین دلیل داده را به شبه-پانل[4] 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 قابل‌جمع[5] می‌شود. ۲- بعد زمانی داده‌های پنل جهت مشاهده هر فرد کوتاه است لذا باعث ایجاد خطا در تخمین می‌شود (هایاشی[6]، 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)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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 پیستافری[1]، ۲۰۱۱). محدودیت نقدینگی می‌تواند به‌صورت محدودیت در مقدار قرض‌گیری و یا بالا بودن قیمت (نرخ بهره) رخ دهد به صورتی‌که 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 به‌دست آمده را جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۲ روش‌شناسی پژوهش

۲,۱ آزمون حساسیت اضافی مصرف

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

$$\Delta lnC_{i,t+1} = \beta E_{i,t} \Delta lnY_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \qquad (۱)$$

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[2] است. معادله یک با لگاریتم-خطی‌سازی معادله اویلر حاصل از حل مسئله بهینه‌یابی بین دوره‌ای با ترجیحات ایزوالاستیک [3]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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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 تحت‌تاثیر 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[1]. حال اگر این پارامتر را به‌صورت $\varphi(Z_{i,t},\theta) = \exp(\theta Z_{i,t})$ در نظر بگیریم می‌توانیم عبارت $\theta\Delta Z_{i,t}$ را وارد معادله اویلر لگاریتم-خطی‌سازی 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):

$$\Delta lnC_{i,t+1} = \beta E_{i,t}\Delta lnY_{i,t+1} + \theta\Delta Z_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \qquad (۲)$$

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

$$\Delta Y_{i,t+1} = E_{i,t}\Delta lnY_{i,t+1} + \vartheta_{i,t+1} \qquad (۳)$$

معادله (۲) را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta lnC_{i,t+1} = \beta\Delta lnY_{i,t+1} + \theta\Delta Z_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \qquad (۴)$$

از آنجاکه $\Delta lnY_{i,t+1}$ با $\varepsilon_{i,t+1}$ همبستگی دارد لذا جهت تخمین ضریب β باید از متغیر ابزاری استفاده کنیم. در مطالعات متعددی از تاخیر متغیرها[2] مانند $\Delta lnY_{i,t}$ 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 ($\varepsilon_{i,t+1}$) 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

۲,۲ مدل شبه-پانل

مطالعات اولیه این حوزه با استفاده از داده کلان ضریب حساسیت اضافی مصرف را تخمین می‌زدند. آتاناسیو و وبر[۱] (۱۹۹۳) نشان می‌دهند استفاده از داده کلان باعث ایجاد خطای تجمیع[۲] می‌شود، زیرا استفاده از داده کلان در معادله اویلر 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 به‌صورت سالانه[۳] جمع‌آوری می‌شوند استفاده کرد و داده شبه-پانل ساخت (دیتون[۴]، ۱۹۸۵). مدل پانل استاندارد به صورت زیر است:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$
$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

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.

$$y^*_{ct} = E(y_{it} | i \in c, t) \quad (۶)$$
$$y^*_{ct} = x^*_{ct}\beta + \alpha^*_{ct} + \varepsilon^*_{ct} \quad (۷)$$
$$c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T$$

c اندیس هر گروه و t اندیس زمان است. به دلیل آن‌که مشاهدات هر گروه مشخص در طول زمان تغییر می‌کند، مقدار متوسط اثرات ثابت هر گروه ($\bar{\alpha}_{ct}$) 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)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین جهت تخمین مدل شبه-پنل می‌توان از روش‌های رایج در مدل‌های پنل خطی اثر ثابت استفاده کرد (وربیک[1]، ۲۰۰۸).

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

$$\Delta lnC_{c,t+1} = \beta \Delta lnY_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \qquad (۸)$$

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[2] (۱۹۸۹) نشان می‌دهند کشورهای با سطح پایین‌تر نسبت بدهی به مصرف دارای ضریب حساسیت اضافی مصرف بزرگتری هستند. چو و ری[3] (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[4] (۲۰۰۸) در مقاله بسیار مهمی نشان می‌دهند به جز خانوارهای فقیر، سایر خانوارهای آمریکایی قابلیت هموارسازی شوک‌های موقت درآمدی را دارند. پارکر[5] 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[6] (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)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

$$\Delta lnC_{c,t+1} = \beta \Delta lnY_{c,t+1} + \alpha \Delta lnY_{c,t+1} \times fin_{c,t+1} + \gamma fin_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (۹)$$

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

۳ داده

۳,۱ داده شبه-پانل

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

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

طول بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳

گروه‌های سنی	۱۳۱۵-۱۳۱۹	۱۳۲۰-۱۳۲۴	۱۳۲۵-۱۳۲۹	۱۳۳۰-۱۳۳۴	۱۳۳۵-۱۳۳۹	۱۳۴۰-۱۳۴۴	۱۳۴۵-۱۳۴۹	۱۳۵۰-۱۳۵۴	۱۳۵۵-۱۳۵۹	۱۳۶۰-۱۳۶۴	۱۳۶۵-۱۳۶۹	۱۳۷۰-۱۳۷۴
میانگین اندازه سلول	۵۶۰	۱۴۰۴	۱۹۵۸	۲۷۶۷	۳۶۰۱	۳۹۴۸	۴۱۵۵	۴۲۹۵	۳۹۰۱	۳۱۱۷	۲۰۷۳	۷۷۸

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

۳,۲ شواهد وجود حساسیت مصرف در اقتصاد ایران

کارول و سامرز[1] (۱۹۸۹) نشان می‌دهند پروفایل مصرف سرانه و درآمد سرانه در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند. 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 می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد؛ کاهش مصرف در دوره بازنشستگی به دلیل تغییر در ترکیب مصرف صورت می‌گیرد (آگیلا و همکاران، ۲۰۰۸). شکل ۱ میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه معادل حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها را برای خانوارهای ایرانی

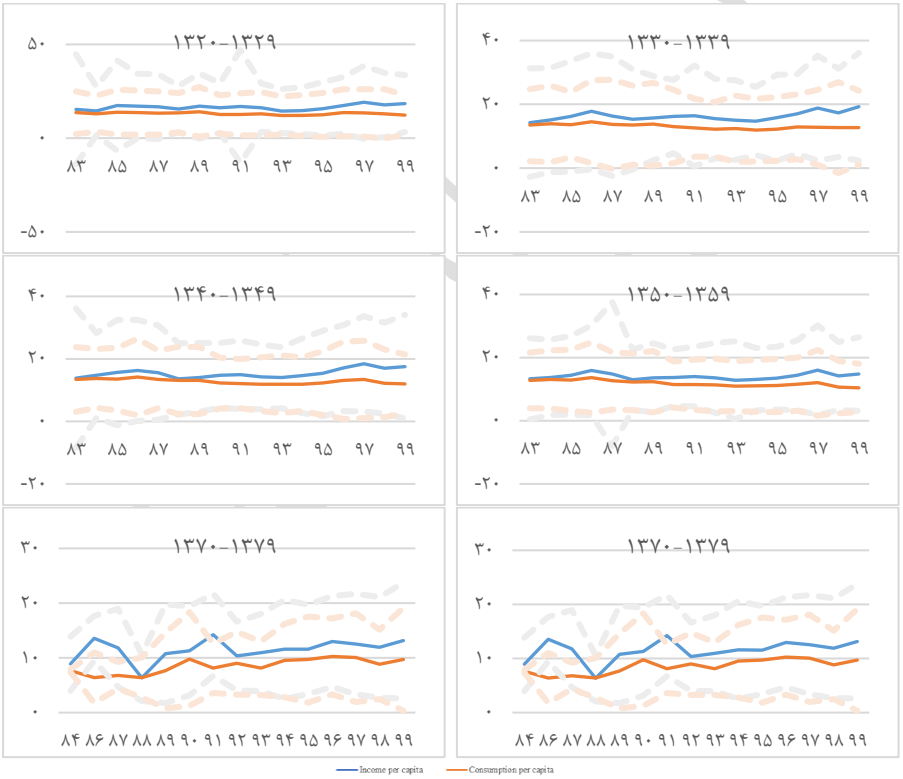
1 Carroll and Summers (1989)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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 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.



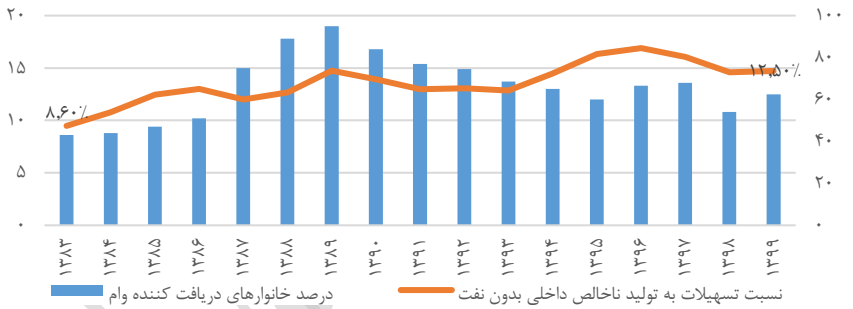
شکل ۱: میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها(خط چین): هم‌حرکتی مصرف و درآمد سرانه و بالاتر بودن نوسانات درآمد از نوسانات مصرف

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، تا سال ۱۳۸۹، درصد خانوارهای دریافت‌کننده 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 می‌شود. شاخص دسترسی مالی به صورت میانگین وزنی مجموع تعداد وام‌های دریافتی خانوارها تعریف می‌شود (ساموئل و وندوال، ۲۰۲۳). شاخص عمق مالی نیز به دو شکل قابل تعریف است: ۱- میانگین وزنی مبلغ وام‌های دریافتی خانوار ۲- میانگین وزنی نسبت مبلغ وام به درامد خانوار[۱].

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

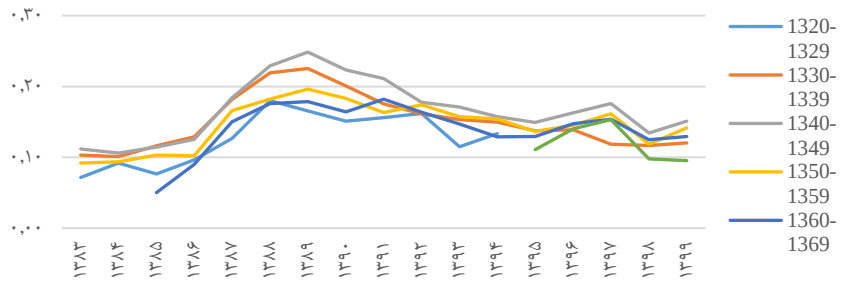


شکل ۲: نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی بدون نفت (محور راست) و خانوارهای دریافت کننده وام از کل خانوارها (محور چپ)

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

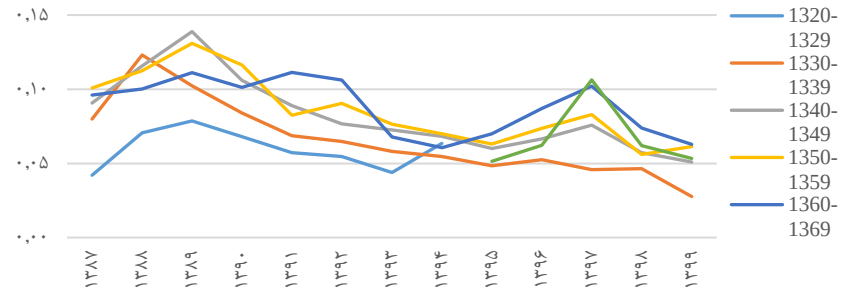
۱ طبق تعریف Global Financial Development 2022

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

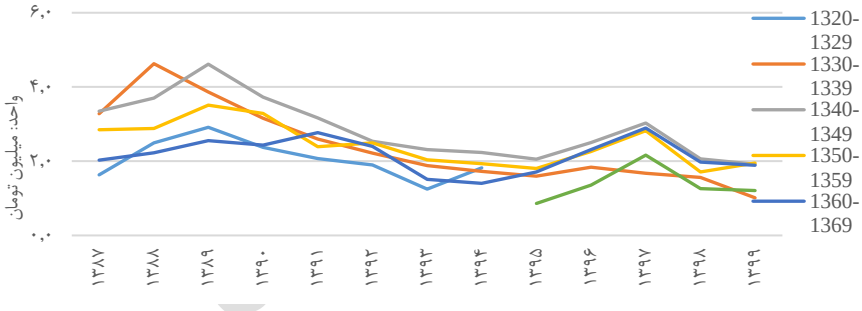


شکل ۳: شاخص دسترسی مالی به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله.

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



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 ۱۳۹۹-۱۳۸۳

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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 ($\Delta \ln Y_{i,t}, \Delta \ln Y_{i,t-1}, \ldots$) به‌عنوان متغیر ابزاری جهت آزمودن حساسیت اضافی مصرف استفاده می‌شود زیرا شروط برون‌زایی متغیر ابزاری[1] و همبستگی میان متغیر ابزاری و متغیر درون‌زا[2] را برقرار می‌سازد. با استفاده از رابطه ۴ داریم:

$$\Delta lnC_{i,t+1} = \beta \Delta lnY_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + (\epsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1})$$
$$Cov(\Delta lnY_{i,t}, \epsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) = Cov(\Delta lnY_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}) + \beta Cov(\Delta lnY_{i,t}, \vartheta_{i,t+1}) = 0 \quad (۱۱)$$

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 نامرتبط 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:

$$\log Y_{i,t+1} = Z'_{i,t+1}\varphi_t + P_{i,t+1} + \vartheta_{i,t+1} \quad (۱۲)$$

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[3] تبعیت می‌کند:

$$P_{i,t+1} = P_{i,t} + \xi_{i,t+1} \quad (۱۳)$$

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:

$$\vartheta_{i,t+1} = \sum_{j=0}^{q} \theta_j \varepsilon_{i,t+1-j} \quad (۱۴)$$

حال رشد درآمد را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1} \quad (۱۵)$$

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

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

1 Exclusion restriction condition
2 Relevance condition
3 Martingale

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

$$\Delta y_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + \Delta\vartheta_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + (\varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}) \quad (۱۶)$$

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

$$Cov(\Delta y_{i,t+1}, \Delta y_{i,t}) = Cov(\xi_{i,t+1} + \Delta\vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t} + \Delta\vartheta_{i,t}) = Cov(\xi_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + Cov(\xi_{i,t+1}, \Delta\vartheta_{i,t}) + Cov(\Delta\vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + Cov(\Delta\vartheta_{i,t+1}, \Delta\vartheta_{i,t}) \quad (۱۷)$$

$$Cov(\Delta\vartheta_{i,t+1}, \Delta\vartheta_{i,t}) = Cov(\varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \neq 0 \quad (۱۸)$$

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 (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۷).

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

$$\Delta lnY_{c,t+1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} E_{i,t}\Delta lnY_{i,t+1}}{n} + \vartheta_{c,t+1} \quad (۱۹)$$

$$\Delta lnC_{c,t+1} = \beta\frac{\sum_{i=1}^{n} E_{i,t}\Delta lnY_{i,t+1}}{n} + \theta\Delta Z_{c,t+1} + \epsilon_{c,t+1} = \beta\Delta lnY_{c,t+1} + \theta\Delta Z_{c,t+1} + (\epsilon_{c,t+1} - \beta\vartheta_{c,t+1}) \quad (۲۰)$$

شاخص c نشانگر هر گروه است. طبق رابطه ۲۰، $\mathrm{Cov}(\Delta\ln Y_{c,t+1}, \epsilon_{c,t+1} - \beta\vartheta_{c,t+1}) \neq 0$ است لذا مشابه داده پانل، تصریح مدنظر درون‌زایی دارد. می‌توان نشان داد تاخیرهای متغیر رشد درآمد در سطح هر گروه $(\Delta\ln Y_{c,t}, \Delta\ln Y_{c,t-1}, \ldots)$، 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.

$$Cov(\Delta lnY_{c,t}, \epsilon_{c,t+1} - \beta\vartheta_{c,t+1}) = Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}\Delta lnY_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^{n}\epsilon_{i,t+1}}{n}\right) + \beta Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}\Delta lnY_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^{n}\vartheta_{i,t+1}}{n}\right) = 0 \quad (۲۱)$$

1 Independent and identically distributed (iid)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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 تکانه‌های 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 تکانه‌های درآمدی طی زمان افزایش می‌یابد. در نتیجه، حتی اگر نوسان‌های تکانه‌های 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 ساموئل و وندوال (۲۰۲۳) است که افزایش دسترسی به حساب بانکی را باعث بهبود پس‌انداز و هموارسازی مصرف خانوار می‌دانند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

جدول ۲: شواهد حساسیت اضافی مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام در خانوارهای ایرانی – گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲ اثرات جمعیتی	مدل ۳ وضعیت بازار کار	مدل ۴ تمامی اثرات
Δ(*log* Income)	۰,۲۹۳***	۰,۲۷۶***	۰,۲۹۰***	۰,۲۶۶***
	(۰,۰۵۶۵)	(۰,۰۴۷۶)	(۰,۰۵۶۵)	(۰,۰۴۹۹)
Age		-۰,۰۰۷۶۵*		-۰,۰۰۵۴۳
		(۰,۰۰۴۰۷)		(۰,۰۰۳۷۷)
Age^2		۷,۵۲e-۰۵*		۴,۹۳e-۰۵
		(۴,۴۶e-۰۵)		(۴,۱۲e-۰۵)
Δ(*log*Family size)		۰,۴۹۸***		۰,۴۰۶***
		(۰,۱۷۵)		(۰,۱۹۰)
Δ(children)		-۰,۱۱۳***		-۰,۰۷۰۶
		(۰,۰۴۹۴)		(۰,۰۴۶۹)
Δ(single)		-۰,۳۱۸		-۰,۵۵۸
		(۰,۳۵۷)		(۰,۳۵۹)
Δ(wage earner)			۰,۰۲۲	۰,۰۳۵۲
			(۰,۰۳۴۶)	(۰,۰۳۵۸)
Δ(Homeowner)				-۰,۳۹۸***
				(۰,۱۲۰)
Observations	۱۳۰	۱۳۰	۱۳۰	۱۳۰
R-squared	۰,۴۰۷	۰,۵۱۳	۰,۴۰۷	۰,۵۴۹
Cohort FE	بله	بله	بله	بله
CD	۵۹,۲۱	۶۴,۱۷	۷۱,۶۹	۶۴,۴۸
KP	۷۰,۳۷	۷۲,۸۱	۷۹,۴۰	۷۶,۰۲
Hansen J statistic	۱,۵۵۷	۰,۳۸۴	۱,۳۶	۰,۴۴۲
Hansen J statistic(P-value)	۰,۴۵۹	۰,۸۲۵	۰,۵۰۷	۰,۸۰۲

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. از *تاخیر 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

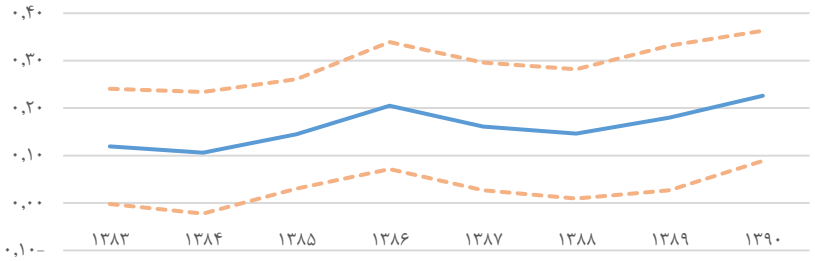
جدول ۳: اثر توسعه مالی بر حساسیت اضافی مصرف (مصرف بی‌دوام) – گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ عمق مالی (۱)	مدل ۲ عمق مالی (۲)	مدل ۳ دسترسی مالی
$\Delta(log\ \text{Income})$	۰٫۸۰۳***	۰٫۶۹۲***	۱٫۳۴۲***
	(۰٫۱۸۰)	(۰٫۱۴۲)	(۰٫۲۳۳)
Loan value*$\Delta(log\ \text{Income})$	-۰٫۱۹۱***		
	(۰٫۰۶۱۱)		
Loan value	-۰٫۰۰۳۶۲		
	(۰٫۰۰۵۰۱)		
Loan to Income*$\Delta(log\ \text{Income})$		-۵٫۲۴۲***	
		(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	-۰٫۰۰۲۰۸	-۰٫۰۰۴۱۲
	(۰٫۰۰۴۳۵)	(۰٫۰۰۳۷۱)	(۰٫۰۰۳۴۶)
Age^2	۱٫۲۱e-۰۵	۳٫۶۱e-۰۵	۶٫۴۳e-۰۵*
	(۵٫۱۱e-۰۵)	(۳٫۹۴e-۰۵)	(۳٫۸۶e-۰۵)
$\Delta(log$Family size$)$	۰٫۵۲۱***	۰٫۵۴۹***	۰٫۶۷۴***
	(۰٫۲۵۰)	(۰٫۱۸۷)	(۰٫۱۹۲)
Δ(children)	-۰٫۰۳۲۸	-۰٫۰۸۸*	-۰٫۱۳۰***
	(۰٫۰۷۸۱)	(۰٫۰۴۵۳)	(۰٫۰۴۱۷)
Δ(single)	-۰٫۴۴۴	-۰٫۳۳۷	-۰٫۰۸۵۶
	(۰٫۴۰۰)	(۰٫۳۵۲)	(۰٫۳۵۳)
Δ(wage earner)	-۰٫۰۴۹۳	-۰٫۰۵۲۲	-۰٫۰۸۸۶**
	(۰٫۰۴۴۸)	(۰٫۰۴۲۸)	(۰٫۰۳۹۶)
Δ(Homeowner)	-۰٫۳۸۴***	-۰٫۳۴۴***	-۰٫۲۳۹***
	(۰٫۱۳۳)	(۰٫۱۲۵)	(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	۳۰٫۳۲	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 *شده‌است*. CD و KP تست‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

جهت بررسی اهمیت محدودیت مالی در بروز حساسیت اضافی مصرف از رگرسیون پنجره‌های متحرک[1] 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 گرفته‌است. 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، پیستافری 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 یری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹

1 Rolling windows regression

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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[1] (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***	۰,۲۴۸***	۰,۳۲۵***	۰,۲۷۰***
	(۰,۰۴۹۹)	(۰,۰۶۵۸)	(۰,۰۶۶۵)	(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.

1 Havranek and sokolova (2020)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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
$\Delta(log$ Income)	۰,۲۶۶***	۰,۳۰۳***
	(۰,۰۴۹۹)	(۰,۰۴۲۹)
Observations	۱۳۰	۱۳۰
Hansen J statistic(P-value)	۰,۸۰۲	۰,۱۷۰

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 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
$\Delta(log$ Income)	۰,۲۴۰***	۰,۵۳۰**	۰,۵۴۷***	۱,۰۷۱***
	(۰,۰۴۴۴)	(۰,۲۱۱)	(۰,۱۵۳)	(۰,۲۶۱)
Loan value*$\Delta(log$ Income)		−۰,۱۰۵		
		(۰,۰۷۰۸)		
Loan value		۰,۰۰۰۹۷۲		
		(۰,۰۰۴۸۶)		
Loan to Income*$\Delta(log$ Income)			−۳,۶۸۳**	
			(۱,۷۵۳)	
Loan to Income			۰,۰۵۳۱	
			(۰,۰۸۳۹)	
Number of Loans*$\Delta(log$ Income)				−۴,۷۱۷***
				(۱,۵۱۱)
Number of loans				۰,۱۱۹
				(۰,۰۷۵۶)
Age	−۰,۰۰۶۳	−۰,۰۰۳۹۶	−۰,۰۰۴۲۳	−۰,۰۰۶۰۸
	(۰,۰۰۴۱۴)	(۰,۰۰۴۹۶)	(۰,۰۰۴۰۳)	(۰,۰۰۳۸۴)
Age^2	۶,۳۱e-۰۵	۵,۰۲e-۰۵	۵,۶۶e-۰۵	۸,۲۵e-۰۵*
	(۴,۷۳e-۰۵)	(۶,۰۱e-۰۵)	(۴,۵۵e-۰۵)	(۴,۵۵e-۰۵)
$\Delta(log$Family size)	۰,۲۱۷	۰,۲۳۸	۰,۳۷۰*	۰,۵۱۵**
	(۰,۱۹۴)	(۰,۲۶۱)	(۰,۲۰۱)	(۰,۲۱۳)
Δ(children)	−۰,۰۸۸۳*	−۰,۰۶۷۶	−۰,۱۰۲***	−۰,۱۳۹***
	(۰,۰۴۵۴)	(۰,۰۷۲۸)	(۰,۰۴۶۳)	(۰,۰۴۳۶)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

متغیرها	مدل ۱ حساسیت اضافی مصرف	مدل ۲ عمق مالی (۱)	مدل ۳ عمق مالی (۲)	مدل ۴ دسترسی مالی
Δ(single)	−۰,۶۵۵	−۰,۵۷۸	−۰,۴۳۲	−۰,۱۵۳
	(۰,۴۲۳)	(۰,۴۷۹)	(۰,۴۳۰)	(۰,۴۴۵)
Δ(wage earner)	۰,۰۵۷۸	۰,۰۳۹۲	−۰,۰۱۷۴	−۰,۰۵۳۰
	(۰,۰۵۶۳)	(۰,۰۷۶۵)	(۰,۰۶۲۳)	(۰,۰۵۸۳)
Δ(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	۲۲,۸۵	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	۰,۱۳۶	۰,۱۳۵	۰,۰۷۱۳

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تاخیر ۲ تا ۴ درآمد به‌عنوان 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 منهای 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):

$$\Delta lnC_{c,t+1} = \beta \Delta lnY_{c,t+1} + \sigma \ln(1 + r_{t+1}) + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \qquad (۲۳)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

در این رابطه r_{t+1} نرخ بهره حقیقی بوده و ضریب σ کشش جانشینی بین‌دوره‌ای 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 نشات گرفته بوده است. ستون دوم اثر مقدار وزنی ارزش وام (شاخص عمق مالی) بر کاهش ضریب حساسیت مصرف را بی‌معنا برآورد می‌کند، بابه‌رغم آن‌که 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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[1] کمتر ثبت کرده‌اند مشابه است.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به دقت کم جمع‌آوری اطلاعات بازار کار توسط داده هزینه 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 نگیریم 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 خلاهای 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؛

1 Liquid wealth

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

با این حال میزان پس‌انداز خانوار و تغییرات آن می‌تواند یکی از پاسخ‌های احتمالی باشد که می‌تواند در مطالعات آتی بررسی شود.

توصیه سیاست‌گذاری این پژوهش اهمیت بهبود در فراگیری مالی خانوار است. حتی اگر شدت تکانه‌های وارد بر اقتصاد ثابت بماند، بهبود وضعیت بازار اعتبار و بیمه می‌تواند علاوه بر بهبود در هموارسازی مصرف ناشی از تغییرات قابل انتظار درآمدی، به کاهش اثرگذاری شوک‌های درآمدی (شوک‌های موقت یا دائم) بر رفاه خانوار نیز بینجامد. از آنجا که شاخص‌های فراگیری مالی برای همه آحاد اقتصادی، گروه‌های با وضعیت شغلی، سنی و استانی متفاوت یکسان نیست، سیاست‌گذار می‌تواند گروه‌هایی که بیشترین اثر از بهبود دسترسی و عمق مالی را تجربه می‌کنند شناسایی کند و در جهت تعمیق توسعه مالی برای آن‌ها اقدام نماید.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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., Aguila, 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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

Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. World Bank Publications.

Deaton, A., & Deaton, 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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/aeaaecrev/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

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

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

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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

۸ پیوست الف: داده

جهت ساخت داده مصرف از جداول ۱۳گانه 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 مبلمان، 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 الف۱ 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 ۸.۳ نفر، ۷۸٪ خانوارها مالک مسکن و ۷۰٪ خانوارها نیز شاغل می‌باشند. جدول الف۲ 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

جدول الف۱: خلاصه آماری داده هزینه و درآمد خانوار در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	میانه	بیشینه
مصرف بی‌دوام 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	۱۸۰۸۲۳	۲۹,۷٪				
شاغل	۴۲۹۰۲۲	۷۰,۳٪				
تعداد خانوار تک نفره	۶۰۹۸۴۵					
بیش از یک نفر	۵۶۹۹۵۵	۹۳,۵٪				
یک نفر	۳۹۸۹۰	۶,۵٪				
تعداد کودکان	۶۰۹۸۴۵	۱,۰۰۵	۱,۱۵۷	۰	۱	۱۴
تعداد افراد با درآمد در خانواده	۶۰۹۶۳۷	۱,۴۸۷	۰,۸۱۴	۰	۱	۱۱
بعد خانوار	۶۰۹۸۴۵	۳,۸۴۵	۱,۷۴۸	۱	۴	۲۸
وضعیت مالکیت منزل	۶۰۹۸۴۵					
اجاره یا رهن	۱۳۵۴۲۵	۲۲,۲٪				
مالک	۴۷۴۴۲۰	۷۷,۸٪				

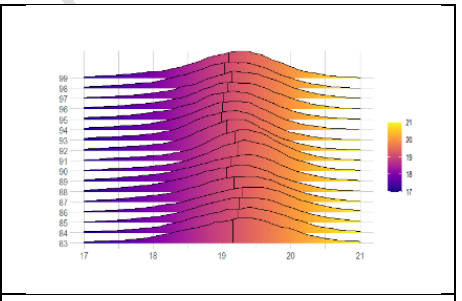
منبع: محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

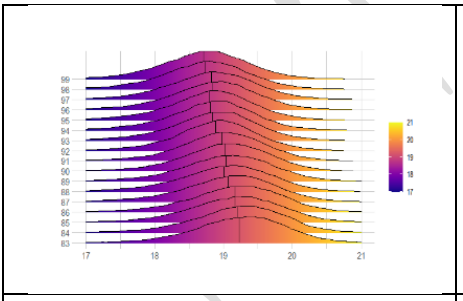
جدول الف۲: خلاصه آماری داده به تفکیک گروه‌های سنی (سال تولد) در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳

گروه‌های سنی (سال تولد)	۱۳۲۰-۱۳۲۴			۱۳۳۰-۱۳۳۴			۱۳۴۰-۱۳۴۴			۱۳۵۰-۱۳۵۴			۱۳۶۰-۱۳۶۴			۱۳۷۰-۱۳۷۴		
متغیر	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	۱,۳۹	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



شکل الف ۱: توزیع درآمد حقیقی در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳ – قیمت‌های ثابت ۱۳۹۵



شکل الف ۲: توزیع مصرف بی‌دوام حقیقی در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳ – قیمت‌های ثابت ۱۳۹۵

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

تابع توزیع درآمد و مصرف بی‌دوام حقیقی در شکل‌های الف۱ و الف۲ 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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:

$$Cov(\sum_{i=1}^{m} a_i X_i, \sum_{j=1}^{n} b_j Y_j) = \sum_{i=}^{m} \sum_{j=1}^{n} a_i b_j Cov(X_i, Y_j) \qquad (ب۱)$$

حال با استفاده از رابطه ب۱، رابطه ۲۱ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

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

با استفاده از رابطه ۱۱ می‌دانیم که این رابطه برابر با صفر می‌باشد لذا شرط برون‌زایی متغیر ابزاری اثبات می‌شود. با استفاده از رابطه ب۱، رابطه ۲۲ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$Cov\left(\Delta y_{c,t+1}, \Delta y_{c,t}\right) = Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}\xi_{i,t+1}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^{n}\Delta\vartheta_{i,t+1}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^{n}\xi_{i,t}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^{n}\Delta\vartheta_{i,t}}{n}\right) =$$

$$\sum_{i=}^{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n^2} cov(\xi_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \sum_{i=}^{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n^2} cov(\xi_{i,t+1} + \Delta\vartheta_{i,t}) +$$

$$\sum_{i=}^{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n^2} cov(\Delta\vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \sum_{i=}^{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n^2} cov(\Delta\vartheta_{i,t+1}, \Delta\vartheta_{i,t}) \neq 0$$

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/

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

Amineh Mahmoudzadeh[1]

Kamyab Rajabizade[2]

Majid Einian[3]

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, Alto University, Email: majid.einian@aalto.fi

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]