ARCADA

This is a self-archived version of the original publication

The self-archived version is a publisher's pdf of the original publication. Please note that the self-archived version may differ from the original in pagination, typographical details and illustrations.

To cite this, use the original publication:

Mahmoudzadeh, A., Rajabizadeh, K., & Einian, M. (2024) Excess Sensitivity and Financial Development in the Iranian Households. *The Economic Research, 24*(4), 105-130.

DOI: 10.22034/24.4.105

All material supplied via Arcada's self-archived publications collection in Theseus repository is protected by copyright laws. Use of all or part of any of the repository collections is permitted only for personal non-commercial, research or educational purposes in digital and print form. You must obtain permission for any other use.

Arcada University of Applied Sciences
www.arcada.fi

2025-03-06

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۳، صص: ۱۰۵-۱۳۰

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 می‌توانند تغییرات مصرف را پیش‌بینی کنند. این پدیده را حساسیت اضافی مصرف می‌نامند. یکی از دلایل بروز این پدیده وجود محدودیت نقدینگی برای برخی از خانوارها است. با استفاده از داده خرد خانوارهای ایرانی این موضوع را بررسی کردیم و نشان دادیم که مصرف خانوارهای ایرانی نسبت به تغییرات درآمد حساس بوده (حساسیت اضافی مصرف) به‌طوری‌که تغییر ۱۰ درصدی در درآمد انتظاری خانوار، موجب تغییر ۲٫۶۶ درصدی مصرف بی‌دوام می‌شود. همچنین مشاهده می‌شود که بهبود دسترسی خانوارها به اعتبار، باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف می‌شود. با تعریف شاخص‌های توسعه مالی نشان دادیم که بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد به‌ترتیب باعث کاهش ۱۲٫۵ درصدی و ۱۳ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود، همچنین بهبود ۱۰ درصدی در میانگین تعداد وام‌های دریافتی خانوارها باعث کاهش ۲۰٫۵ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود.

واژگان کلیدی: حساسیت اضافی مصرف، شمول مالی، محدودیت نقدینگی، هموارسازی مصرف
طبقه‌بندی JEL: C55, D12, D14, E21, G50

۱. استادیار دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول)
mahmoodzadeh@sharif.edu
۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران
kamyab.rajabizadedarzini@gsme.sharif.edu
۳. پژوهشگر پسادکتری، دپارتمان فایننس، دانشکده کسب و کار، دانشگاه آلتو، فنلاند majid.einian@aalto.fi

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

۱. مقدمه

معادله اویلر که از بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کننده حاصل می‌شود، بیان می‌کند افراد به دنبال هموارسازی مصرف بین‌دوره‌ای خود بوده و در مواجهه با تغییرات قابل‌انتظار درآمد یا شوک‌های موقت درآمدی، با استفاده از پس‌انداز یا قرض‌گرفتن از بازار اعتبار، مطلوبیت نهایی خود را ثابت نگه می‌دارند (فرضیه درآمد دائمی). شواهد اولیه تجربی نشان داد مصرف به تغییرات درآمدی (قابل‌انتظار یا موقت) واکنش نشان می‌دهد (رد فرضیه درآمد دائمی) که آن را حساسیت اضافی مصرف[1] می‌نامند (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) و 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 قابل‌انتظار 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 تأمین مالی خرد سبب بهبود توانایی هموارسازی خانوارها می‌شود؛ ساموئل و وندوال[13] (۲۰۲۳) نیز نشان می‌دهند افزایش دسترسی به حساب بانکی باعث کاهش واکنش مصرف به تغییرات درآمدی می‌شود.

در این پژوهش ضریب واکنش مصرف به تغییرات قابل‌انتظار درآمدی (ضریب حساسیت اضافی مصرف) را با استفاده از روش Panel-IV مشابه زلدس (۱۹۸۹) تخمین می‌زنیم، سپس با استفاده از

1. Excess sensitivity of consumption
2. Hall (1978)
3. Attanasio & Weber (1995)
4. Jappelli & Pistaferri (2000)
5. Mankew & Campbell (1989)
6. Carroll et al. (1992)
7. Aguila et al. (2008)
8. Zeldes (1989)
9. Einian & Nili (2019)
10. Garcia et al. (1997)
11. Zhang et al. (2020)
12. Gertler et al. (2009)
13. Somville & Vandewalle (2023)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]
[DOI: 10.22034/24.4.105]

دو شاخص توسعهٔ مالی، یعنی دسترسی[1] و عمق مالی[2]، اثر تغییر در هریک از این متغیرها بر ضریب حساسیت اضافی را برآورد می‌کنیم. اهمیت این بررسی بدین جهت 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 به‌عنوان 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 ۱۳۸۳-۱۳۹۹ 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. 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 دسته 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. 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[7]، ۲۰۱۱). محدودیت نقدینگی می‌تواند به‌صورت محدودیت در مقدار قرض‌گیری یا بالا بودن قیمت (نرخ بهره) رخ دهد به‌صورتی‌که 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.

1. Access
2. Depth
3. Cross-section
4. Pseudo-panel
5. Additive idiosyncratic measurement error
6. Hayashi (1985)
7. Jappelli & Pistaferri (2011)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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 ادامهٔ 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 و در پایان و در بخش (۷) نیز نتایج به‌دست آمده را جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۲. مبانی نظری

۲ - ۱. آزمون حساسیت اضافی مصرف

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

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (۱)$$

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

درحالی‌که 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 تحت‌تأثیر تحولات جمعیتی خانوار و همچنین تصمیم خانوار برای انتخاب بین عرضه نیروی کار و استراحت قرار می‌گیرد. به همین دلیل تابع مطلوبیت خانوار را به‌صورت 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[3]. 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-خطی‌سازی‌شده نماییم. حال معادله آزمون حساسیت اضافی مصرف با احتساب تحولات بازار کار و

1. Idiosyncratic shocks
2. Isoelastic
3. Time-varying rate of discount

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

تغییرات جمعیتی خانوار به‌صورت زیر نوشته می‌شود (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵؛ جاپلی و پیستافری، ۲۰۰۰):

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

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

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

معادله (۲) را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

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

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 تأخیر متغیرها[1] مانند $\Delta lnY_{i,t}$ به‌عنوان 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.

۲ - ۲. مدل شبه-پانل

مطالعات اولیه این حوزه با استفاده از داده کلان ضریب حساسیت اضافی مصرف را تخمین می‌زدند. آتاناسیو و وبر[2] (۱۹۹۳) نشان می‌دهند استفاده از داده کلان باعث ایجاد خطای تجمیع[3] می‌شود، زیرا استفاده از داده کلان در معادلهٔ اویلر با ترجیحات ایزوالاستیک، به معنای استفاده از لگاریتم میانگین است که با میانگین لگاریتم که از داده خرد به‌دست می‌آید برابر نیست، درنتیجه استفاده از داده خرد ارجحیت دارد. داده پانل سطح خانوار برای بسیاری از کشورهای درحال توسعه جمع‌آوری نمی‌شود، با این‌حال می‌توان از داده‌های مقطعی که به‌صورت سالانه[4] جمع‌آوری می‌شوند استفاده کرد و داده شبه-پانل ساخت (دیتون[5]، ۱۹۸۵). مدل پانل استاندارد به‌صورت 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.

1. Lagged variables
2. Attanasio & Weber (1993)
3. Aggregation bias
4. Repeated cross-section
5. Deaton (1985)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

برای ساخت مدل شبه-پانل به دنبال محاسبه امید ریاضی متغیر مورد علاقه در سطح گروه[1]-زمان هستیم. گروه یک ویژگی منحصربه‌فرد 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[2] (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[3] (۲۰۰۷) این تعداد مشاهدات را ۲۰۰۰ مشاهده برآورد می‌کند. در صورت برقراری این شرایط خطای اندازه‌گیری متغیرهای مستقل و وابسته نیز قابل‌چشم‌پوشی است؛ چراکه میانگین‌گیری در سطح هر گروه باعث کاهش اثر خطای اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین جهت تخمین مدل شبه-پنل می‌توان از روش‌های رایج در مدل‌های پنل خطی اثر ثابت استفاده کرد (وربیک[4]، ۲۰۰۸).

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

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

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[5] (۱۹۸۹) نشان می‌دهند کشورهای با سطح پایین‌تر نسبت بدهی به مصرف دارای ضریب حساسیت اضافی مصرف بزرگ‌تری هستند. چو و ری[6] (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

1. Cohort
2. Verbeek & Nijman (1992, 1993)
3. Devereux (2007)
4. Verbeek (2008)
5. Jappelli & Pagano (1989)
6. Cho & Rhee (2017)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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[1] (۲۰۰۸) در مقالهٔ بسیار مهمی نشان می‌دهند به‌جز خانوارهای فقیر، سایر خانوارهای آمریکایی قابلیت هموارسازی شوک‌های موقت درآمدی را دارند. پارکر[2] 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[3] (۲۰۲۰) نشان می‌دهد 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:

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

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 به‌صورت 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 درآمد خانوارهای شهری و روستایی که هرساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود استخراج شده است. این داده قابلیت استخراج به‌صورت پانل را نداشته و تنها می‌توان سری زمانی داده مقطعی را از آن استخراج کرد. داده مورد استفاده بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹ 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 قابل‌استخراج است.

جدول ۱: میانگین اندازه سلول گروه‌های سنی (بر حسب سال تولد)
در طول بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹

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 ۱۳۸۳-۱۳۹۹)

1. Blundell, Pistaferri & Preston (2008)
2. Parker et al. (2022)
3. Hoseini (2020)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]
[DOI: 10.22034/24.4.105]

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 به‌همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها را برای خانوارهای ایرانی نمایش می‌دهد. مشاهده می‌شود مصرف و درآمد سرانه تا حد زیادی در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند، با این‌حال 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 این‌حال داده تعداد وام دریافتی از سال ۱۳۸۳ قابل استخراج است.

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 روبه‌رو هستیم. نسبت تسهیلات شبکه بانکی به تولید ناخالص داخلی نیز با روند مشاهده‌شده در داده خرد همخوانی دارد، به‌طوری که روند کاهشی این نسبت از سال ۱۳۸۶ آغاز می‌شود. شاخص دسترسی مالی به‌صورت میانگین وزنی مجموع تعداد وام‌های دریافتی خانوارها تعریف می‌شود (ساموید و وندوال، ۲۰۲۳). شاخص عمق مالی نیز به دو شکل قابل‌تعریف است: ۱. میانگین وزنی مبلغ وام‌های دریافتی خانوار ۲. میانگین وزنی نسبت مبلغ وام به درآمد خانوار[2].

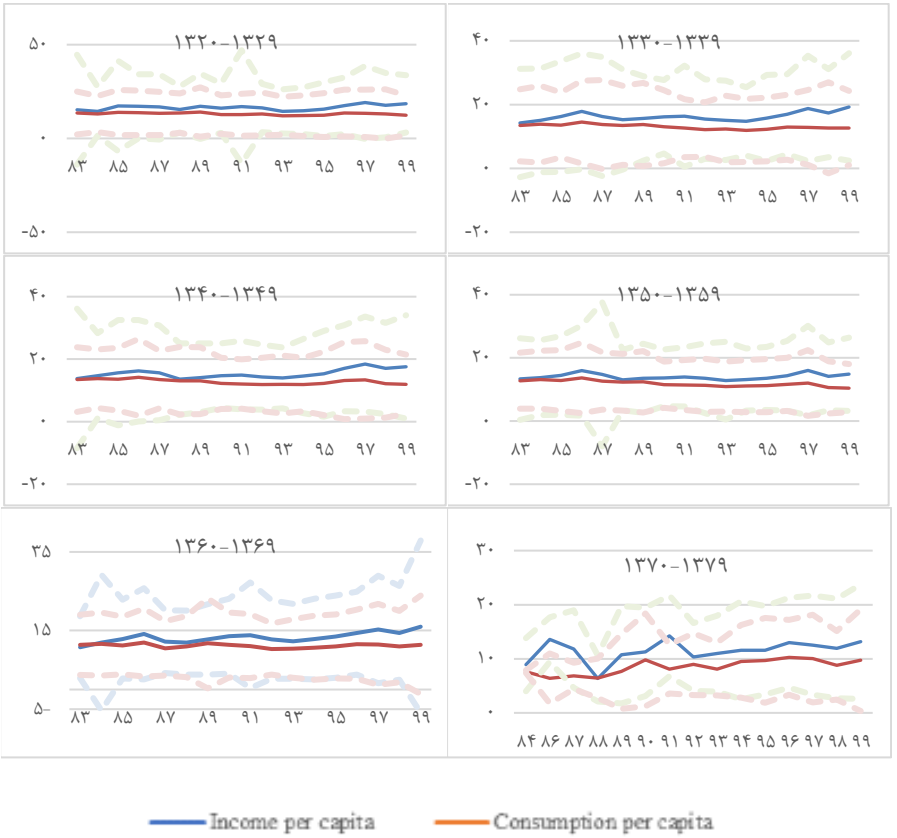
شکل (۳) سری زمانی شاخص دسترسی مالی به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله را نشان می‌دهد. برای تمامی گروه‌های سنی، دسترسی مالی تا سال ۱۳۸۹ روندی فزاینده دارد، به‌گونه‌ای که در این سال هر خانوار به صورت میانگین ۰,۱۹ وام دریافت کرده است، اما پس از سال ۱۳۸۹ این روند کاهشی می‌شود؛ الگوی مشاهده‌شده برای تمامی گروه‌های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

1. Carroll & Summers (1989)

۲. طبق تعریف Global Financial Development (2022)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]



شکل ۱: میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها

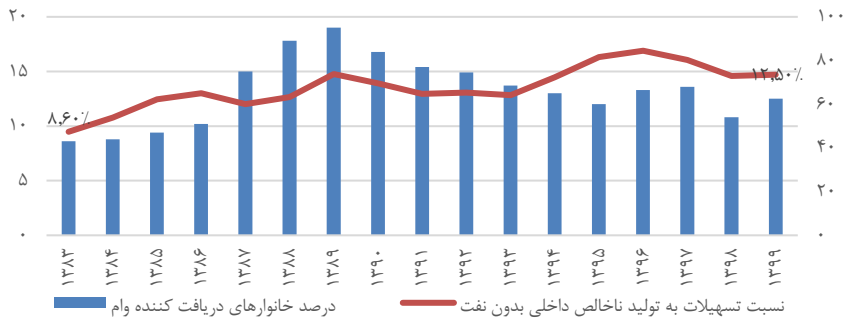
* خط چین: هم‌حرکتی مصرف و درآمد سرانه و بالاتر بودن نوسانات درآمد از نوسانات مصرف

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

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 مشاهده‌شده در شکل (۳) است. نکته قابل‌توجه 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).

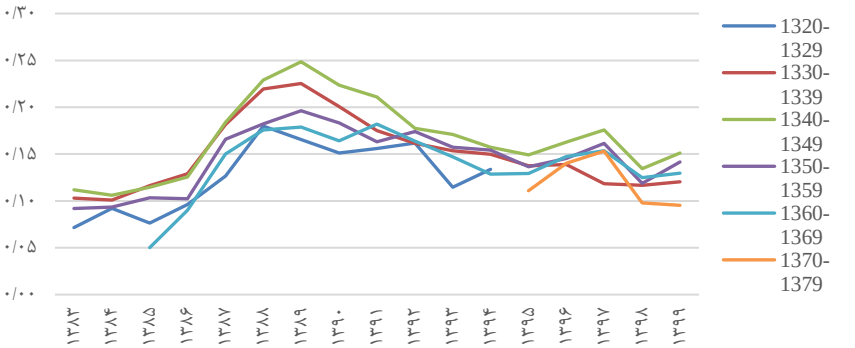
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]



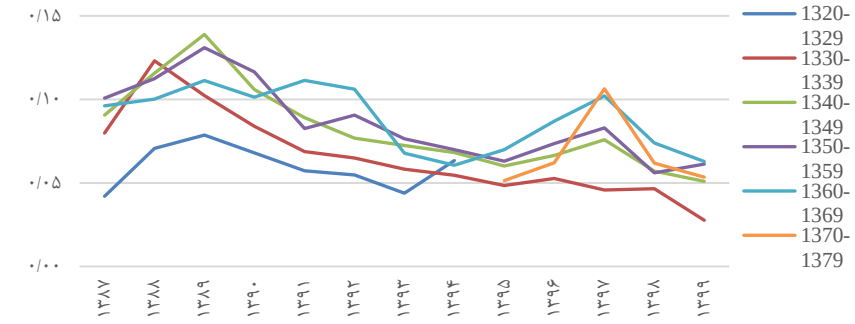
شکل ۲: نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی بدون نفت (محور راست) و خانوارهای دریافت‌کننده وام از کل خانوارها (محور چپ)

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



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

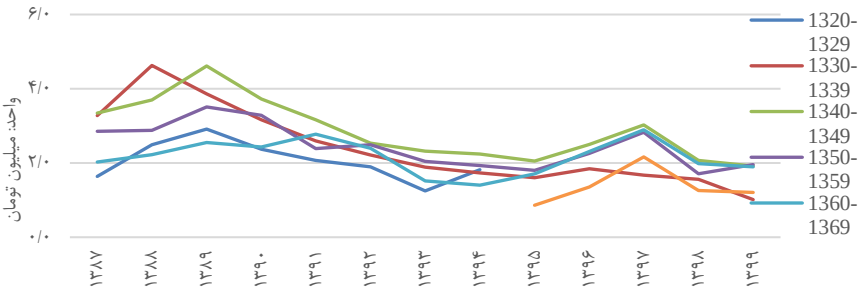
(منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)



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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]



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 براساس داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)

۴. انتخاب متغیر ابزاری (روش شناسایی)

مطابق بخش ۲-۱ از تأخیرهای متغیر رشد درآمد ($\Delta \ln Y_{i,t}, \Delta \ln Y_{i,t-1}, \dots$) 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:

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

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

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 تأخیرهای مرتبه بالاتر نیز این شرط را اثبات کرد.

بلاندل، پیستافری و پرستون (۲۰۰۸) درآمد را به‌صورت 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 قابل‌مشاهده درآمد مانند ویژگی‌های جمعیتی، میزان تحصیلات و قومیت است که مشخص‌کننده جزء قابل‌پیش‌بینی (قابل انتظار) درآمد است. $P_{i,t+1}$ شوک دائم درآمد است که از یک فرآیند مارتینگل[3] تبعیت می‌کند:

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

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

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

1. Exclusion restriction condition
2. Relevance condition
3. Martingale

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

حال رشد درآمد را می‌توان به‌صورت 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 (۱۵) خواهیم داشت:

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

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 به‌صورت 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 رابطهٔ (۱۷) مخالف صفر است، لذا تأخیرهای متغیر رشد درآمد، شرط همبستگی متغیر ابزاری با متغیر درون‌زا را نیز برقرار می‌سازد، درنتیجه متغیر ابزاری از لحاظ نظری قابل‌استفاده است. به طریق مشابه برای تأخیرهای مرتبه بالاتر نیز می‌توان این شرط را اثبات کرد.

با توجه به آنکه مدل برآوردشده در این پژوهش براساس 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 $\mathrm{Cov}(\Delta\mathrm{lnY}_{i,t+1}, \epsilon_{i,t+1} - \beta\vartheta_{i,t+1}) \neq 0$ است، رابطه مشابهی را می‌توان برای معادلهٔ (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)، $\mathrm{Cov}(\Delta\mathrm{lnY}_{c,t+1}, \epsilon_{c,t+1} - \beta\vartheta_{c,t+1}) \neq 0$ است، لذا مشابه داده پانل، تصریح مدنظر درون‌زایی دارد. می‌توان نشان داد تأخیرهای متغیر رشد درآمد در سطح هر گروه $(\Delta\mathrm{lnY}_{c,t}, \Delta\mathrm{lnY}_{c,t-1}, \dots)$، 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 رابطهٔ (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 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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.

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، ستون اول نشان می‌دهد بهبود عمق مالی باعث بهبود هموارسازی مصرف می‌شود.

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

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
متغیرها		اثرات جمعیتی	وضعیت بازار کار	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		۰۵e-۷,۵۲*		۰۵e-۴,۹۳
		(۰۵e-۴,۴۶)		(۰۵e-۴,۱۲)
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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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

آماره هانسن جهت آزمون فراشناسایی در ستون اول و دوم در سطح ۵٪ رد نمی‌شود. ستون سوم اثر بهبود دسترسی مالی را بر هموارسازی مصرف برآورد می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب متغیر مدنظر منفی و در سطح ۱٪ معنادار است لذا نتیجه می‌گیریم بهبود دسترسی مالی خانوارها باعث افزایش توانایی خانوارها جهت هموارسازی تغییرات قابل‌انتظار درآمدی می‌شود. آماره هانسن جهت آزمون فراشناسایی در ستون سوم رد نمی‌شود. ساموئل و وندوال (۲۰۲۳) افزایش دسترسی به حساب بانکی را باعث بهبود پس‌انداز و هموارسازی مصرف خانوار می‌دانند.

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

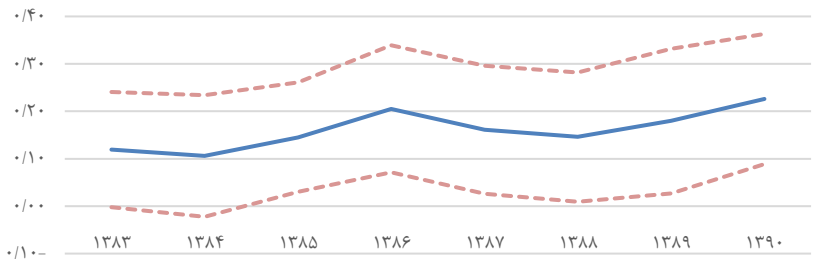
متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
	عمق مالی (۱)	عمق مالی (۲)	دسترسی مالی
Δ(log Income)	۰,۸۰۳***	۰,۶۹۲***	۱,۳۴۲***
	(۰,۱۸۰)	(۰,۱۴۲)	(۰,۲۳۳)
Loan value*Δ(log Income)	-۰,۱۹۱***		
	(۰,۰۶۱۱)		
Loan value	-۰,۰۰۳۶۲		
	(۰,۰۰۵۰۱)		
Loan to Income*Δ(log Income)		-۵,۲۴۲***	
		(۱,۶۹۳)	
Loan to Income		۰,۰۷۴۱	
		(۰,۰۸۷۸)	
Number of Loans*Δ(log 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	۰۵e-۱,۲۱	۰۵e-۳,۶۱	۰۵e-۶,۴۳*
	(۰۵e-۵,۱۱)	(۰۵e-۳,۹۴)	(۰۵e-۳,۸۶)
Δ(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)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
	عمق مالی (۱)	عمق مالی (۲)	دسترسی مالی
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 تأخیر 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 مزدبگیرها 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.



شکل ۶: روند تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف با استفاده از نتایج رگرسیون پنجره متحرک ۱۰ ساله.

* هر سال از محور افقی نشان‌دهنده یک بازه ده ساله است که رگرسیون مدنظر برای آن بازه زمانی اجرا شده است. خط آبی ضریب برآورد شده و خط‌چین‌ها بازه اطمینان را نمایش می‌دهند.

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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 در طول زمان را مشاهده کنیم. این رگرسیون برای بازه‌های ۱۰ ساله اجرا شده، به این صورت که اولین برآورد برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۲ بوده و آخرین برآورد برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۹ صورت می‌گیرد. شکل (۶) نشان می‌دهد حساسیت اضافی مصرف در طول زمان صعودی بوده است، لذا توانایی خانوارها جهت مقابله با تغییرات درآمدی رو به کاهش بوده است. در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ در شکل (۶) که معادل برآورد تصریح ۸ برای بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۶ و ۱۳۸۸-۱۳۹۷ است، شاهد نزولی شدن روند افزایشی ضریب حساسیت اضافی هستیم که این مقطع زمانی هم‌زمان با بهبود دسترسی و عمق مالی خانوارها در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۶ است (شکل‌های ۳،۴،۵). در ادامه با تغییر روند دسترسی و عمق مالی پس از سال ۱۳۹۷، مجدداً شاهد افزایش ضریب حساسیت اضافی مصرف هستیم. به نظر می‌رسد قید مالی خانوارها (میزان پایین دسترسی و عمق مالی) عامل اصلی 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.

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 خوداشتغال از درآمد با افراد مزد و حقوق بگیر متفاوت است و برای برآورد دقیق این متغیر نیاز به اطلاعات بیشتری از تراکنش افراد داریم. جهت اطمینان از نتایج برآوردشده در بخش ۵ می‌توان تصریح مدنظر را برای گروه‌ها و وضعیت‌های شغلی متفاوت برآورد کرد. بدین منظور در جدول (۴)، خانوارهای کشاورز، کشاورز یا خود اشتغال و کشاورز یا غیرشاغل را از داده کنار گذاشته (جاپلی و پیستافری، ۲۰۰۰) و رابطه (۸) را مشابه ستون ۴ از جدول (۱) برآورد می‌کنیم.

جدول (۴) نشان می‌دهد که ضرایب برآوردشده از لحاظ آماری تفاوت معناداری با یکدیگر نداشته، لذا نتایج برآوردشده در جدول (۱) قابل‌اتکا می‌باشند. هاورانک و سوکولوا[2] (۲۰۲۰) میانگین ضریب حساسیت اضافی مصرف در پژوهش‌های صورت‌گرفته با داده خرد و با داده کلان را به ترتیب ۰,۲۱ و ۰,۴۸گزارش می‌کنند؛ مشاهده می‌شود نتایج این پژوهش به این عدد بسیار نزدیک است.

1. Rolling windows regression
2. Havranek & sokolova (2020)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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
Δ(log 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 برآوردشده، 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 مزدبگیرها نیز به‌عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند. همچنین متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز به‌عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند.

داده درآمد مورد استفاده شامل «کمک هزینه تحصیلی، کمک‌های دریافتی خانوار از سازمان‌های اجتماعی و مؤسسات خیریه و یارانه دولتی» است که 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 این کمک‌ها باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف خانوارها می‌شوند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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
Δ(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 برآوردشده، 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 به‌عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند. متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز به‌عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند.

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

$$\Delta lnC_{c,t+1} = \beta \Delta lnY_{c,t+1} + \sigma \ln(1 + r_{t+1}) + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \qquad (۲۲)$$

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 به‌صورت مشابهی تغییر می‌کند. جدول (۶) نتایج این تخمین را نشان می‌دهد. همان‌طور که ستون اول نشان می‌دهد، کنترل نرخ بهره ضریب حساسیت اضافی مصرف را مقدار اندکی کاهش می‌دهد. ستون دوم اثر مقدار وزنی ارزش وام (شاخص عمق مالی) بر کاهش ضریب حساسیت مصرف را بی‌معنا برآورد می‌کند، 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، با این‌حال مقدار مطلق این ضرایب نسبت به تخمین جدول (۳) کاهش یافته است. در مجموع به‌نظر می‌رسد نتایج به‌دست آمده در بخش ۵ قابل اطمینان است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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
Δ(log Income)	۰,۲۴۰***	۰,۵۳۰**	۰,۵۴۷***	۱,۰۷۱***
	(۰,۰۴۴۴)	(۰,۲۱۱)	(۰,۱۵۳)	(۰,۲۶۱)
Loan value*Δ(log Income)		-۰,۱۰۵		
		(۰,۰۷۰۸)		
Loan value		۰,۰۰۰۹۷۲		
		(۰,۰۰۴۸۶)		
Loan to Income*Δ(log Income)			-۳,۶۸۳**	
			(۱,۷۵۳)	
Loan to Income			۰,۰۵۳۱	
			(۰,۰۸۳۹)	
Number of Loans*Δ(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	۰۵e-۶,۳۱	۰۵e-۵,۰۲	۰۵e-۵,۶۶	*۰۵e-۸,۲۵
	(۰۵e-۴,۷۳)	(۰۵e-۶,۰۱)	(۰۵e-۴,۵۵)	(۰۵e-۴,۵۵)
Δ(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)
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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تأخیر ۲ تا ۴ درآمد به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. متغیرهای مبلغ وام، نسبت وام به درآمد و تعداد وام‌های دریافتی به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزدبگیرها نیز به‌عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند همچنین متغیر مجازی خانوار تک‌نفره و مالکیت ملک نیز به‌عنوان 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.

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 قابل‌انتظار درآمدی است، درنتیجه شاهد نوسانات مصرف بی‌دوام هستیم. ضریب حساسیت اضافی مصرف برآوردشده برابر با ۰,۲۶۶ است که نشان می‌دهد تغییر ۱۰ درصدی در درآمد قابل‌انتظار خانوار، باعث تغییر ۲,۶۶ درصدی در مصرف بی‌دوام می‌شود. در ادبیات دلایل متعددی را برای مشاهده حساسیت اضافی مصرف برمی‌شمارند. ازجمله می‌توان به اثرات جمعیتی، تصمیم عرضه نیروی کار، استفاده از داده کلان، وجود اطلاعات پنهان نزد خانوار، وجود خطای اندازه‌گیری در متغیر درآمد و محدودیت نقدینگی اشاره کرد.

در این پژوهش با در نظر گرفتن اثرات جمعیتی، تصمیم عرضه نیروی کار و با استفاده از داده خرد تلاش کردیم به تخمین دقیق‌تری از ضریب حساسیت اضافی دست یابیم. وجود محدودیت نقدینگی یکی از مهم‌ترین عوامل مشاهده حساسیت اضافی است. نشان دادیم دسترسی و عمق مالی خانوارهای ایرانی پس از سال ۱۳۸۹ کاهش یافته است. 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) به‌ترتیب 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. همچنین سیاست‌های بازتوزیعی توسط دولت بر کاهش قید محدودیت نقدینگی خانوارها اثر گذاشته که خود باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف می‌شود.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به دقت جمع‌آوری اطلاعات بازار کار توسط داده هزینه و درآمد خانوار اشاره کرد؛ به دلیل جمع‌آوری سالانه این داده، تحولات بازار کار به‌خوبی رصد نمی‌شود و استناد به داده آن می‌تواند محل ایراد باشد. همچنین وجود اطلاعات پنهان نزد خانوار و عدم کنترل

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

آن در تخمین‌ها می‌تواند محل نقد باشد. اطلاعات پنهان نزد خانوار به این معناست که خانوارها تنها براساس اطلاعات گذشته تصمیم‌گیری نکرده، بلکه نسبت به شوک‌های آتی درآمد خود نیز اطلاعاتی دارند و آن‌ها را وارد تصمیمات خود می‌کنند لذا در تخمین ضریب حساسیت اضافی دچار بیش‌برآورد می‌شویم؛ این در حالی است که با استفاده از داده‌های رایج موجود در پرسش‌نامه خانوار، امکان در نظر گرفتن اطلاعات آتی خانوار نسبت به درآمد خود را نداریم. عدم دسترسی به داده پانل (پانل بیش از ۳ سال) در ایران باعث محدودیت پژوهش در این حوزه می‌شود. استفاده از داده شبه-پانل می‌تواند این مشکل را تخفیف داده و جهت تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف نسبت به شوک‌های موقت یا دائم درآمد مورد استفاده قرار بگیرد. تخمین مدل شبه-پانل وابستگی زیادی به اندازه سلول دارد و افراز داده هزینه-درآمد به گروه‌هایی مانند تحصیلی، جنسی باعث کاهش اندازه سلول و درنتیجه اریبی تخمین‌ها می‌شود؛ استفاده از روش‌های تخمین دقیق‌تر (دورکس، ۲۰۰۷) می‌تواند امکان بررسی حساسیت اضافی مصرف در میان گروه‌های اجتماعی مختلف را فراهم کند.

نحوه اثرگذاری شوک‌های موقت و دائم درآمد بر مصرف خانوارها یکی از خلأهای 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 بیمه را نیز نشان می‌دهد. موضوع مهم دیگری که می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد، نحوهٔ 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 که علت این موضوع چندان روشن نیست؛ با این‌حال میزان پس‌انداز خانوار و تغییرات آن می‌تواند یکی از پاسخ‌های احتمالی باشد که نیاز به بررسی دارد.

توصیهٔ سیاست‌گذاری این پژوهش اهمیت بهبود در شمول مالی خانوار است. بهبود وضعیت بازار اعتبار و بیمه می‌تواند علاوه بر بهبود در هموارسازی مصرف ناشی از تغییرات قابل‌انتظار درآمدی، به کاهش اثرگذاری شوک‌های درآمدی (شوک‌های موقت یا دائم) نیز بینجامد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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

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, M., Najafi Ziarani, F. & Mahmoodzadeh, A. (2019). Credit Cycles of the Iranian Economy . *Journal of Monetary and Banking Research*, *Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of the Islamic Republic of Iran*, *11*(38), 598-565. [In Persian]

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 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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– 105. 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 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.4, Winter 2024, pp: 105-130

Excess Sensitivity and Financial Development in the Iranian Households

Amineh Mahmoudzadeh[1]

Kamyab Rajabizade[2]

Majid Einian[3]

Received: 2023/10/09 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.

Methodology

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 the Iranian 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 household's 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 the 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 contributes by examining the effects of financial development on consumption smoothing in the Iranian economy. Notably, previous research in Iran focused

1. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: mahmoodzadeh@sharif.edu
2. M.A. Student of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. E-mail: kamyab.rajabizadedarzini@gsme.sharif.edu
3. Post-doctoral Researcher, Finance Department, School of Business, Alto University, Finland. E-mail: majid.einian@aalto.fi

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]

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 the 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 the 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 2025-03-06]

[DOI: 10.22034/24.4.105]