فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی ـ بانکی
سال هجدهم، شماره ۶۴، تابستان ۱۴۰۴
صفحات ۲۵۳ ـ ۲۸۱

تأثیر تورم بر توزیع ثروت خانوار ایرانی از طریق ناهمگنی شغلی

احیاء عیوضی [*]
حسین توکلیان [†]
مجید عینیان [‡]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۰۴

چکیده

سیاست پولی با اعمال سه اثر اصلی ـ اثر درآمد، اثر ثروت، و اثر جانشینی ـ به بخش خانوار منتقل می‌شود. این اثرات همراه با ناهمگنی‌های موجود میان خانوارها به شکل‌گیری کانال‌های توزیعی منجر می‌شوند. مهم‌ترین کانال توزیعی کانال تورم است که نشان می‌دهد ناهمگنی خانوار در دسترسی به اعتبارات، ترکیب ترازنامهٔ خانوار به‌طور خاص ارزش دارایی‌ها و بدهی‌های اسمی خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این پژوهش در پی پاسخ به این پرسش است که چگونه کانال توزیعی تورم در حضور ناهمگنی شغلی بر ثروت خانوار تأثیر می‌گذارد، زیرا در ایران وضعیت شغلی اعضای خانوار، به‌ویژه شغل سرپرست، نقشی کلیدی در تعیین میزان دسترسی به اعتبارات ایفا می‌کند. بررسی داده‌های هزینه و درآمد خانوار نشان می‌دهد خانوارهایی با حداقل یک عضو شاغل در فعالیت بانکداری، نسبت به سایر خانوارها، امکان دریافت وام بیشتری دارند. براین‌اساس، این پژوهش با استفاده از داده‌های پنل و برآورد مدل ترکیبی موزون چگونگی اثر تورم بر نرخ رشد کالاهای بادوام ـ به‌عنوان شاخصی از تغییرات ثروت خانوار ـ از طریق ناهمگنی شغلی ـ به عنوان معیاری از ناهمگنی دسترسی به وام ـ را طی دورهٔ ۱۳۸۹ ـ ۱۴۰۰ بررسی می‌کند. انتظار می‌رفت که خانوارهای بانکی به‌دلیل دسترسی بیشتر به وام، در مواجهه با تورم، بیشتر به خرید کالاهای بادوام بپردازند و از افزایش قیمت

[*] دانشجوی دکتری رشتهٔ علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی (نویسندهٔ مسئول)؛
ahyaevazi@gmail.com
[†] دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی؛ tavakolianh@gmail.com
[‡] محقق علوم کاربردی دانشگاه آرکادا؛ einian85@gmail.com

این مقاله مستخرج از رسالهٔ نویسندهٔ مسئول با عنوان «اثرات توزیعی سیاست‌های پولی در ایران: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی» است که از طرف پژوهشکدهٔ پولی و بانکی موردحمایت مالی قرارگرفته است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

این کالاها منتفع شوند؛ اما نتایج تخمین مدل نشان داد که اثر تورم بر نرخ رشد کالاهای بادوام معنادار نیست. این نتیجه احتمالاً به محدودیت‌های داده‌ای بازمی‌گردد، زیرا امکان محاسبهٔ دقیق نرخ رشد ثروت خانوار براساس داده‌های هزینه و درآمد وجود ندارد؛ برای نمونه، مرکز آمار ایران به‌جای خود خانوار، آدرس‌های پستی (خانه‌ها) را دنبال می‌کند. به همین دلیل اگر خانواری به‌دلیل دسترسی به وام مسکن تغییراتی در وضعیت ملک محل سکونت (به‌عنوان بخش مهمی از ثروت خانوار ایرانی) داشته باشد، از طریق این داده‌ها قابل‌پیگیری نیست.

واژه‌های کلیدی: تورم، ناهمگنی، کانال توزیعی، کانال ثروت (فیشر)
طبقه‌بندی JEL: D12، D31، E31 ، E59

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

۱ مقدمه

بن برننکی[1]، رئیس سابق فدرال رزرو، در اظهارنظری بیان کرد: «تفاوت بین تورم و بیکاری این است که تورم تقریباً همه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. [...] تورم تأثیری فراگیر و اجتماعی دارد.» هرچند تورم ممکن است همه را تحت‌تأثیر قرار دهد، این تأثیرات برای همهٔ گروه‌ها به یک شکل نیست. تفاوت در ترکیب ثروت، درآمد، و الگوهای مصرف نتایج کاملاً متفاوتی برای گروه‌های مختلف خانوارها دارد. به عبارت دیگر، ناهمگنی در ترکیب ترازنامهٔ خانوارها به تأثیرات مختلف منجر می‌شود.

دسترسی خانوار به اعتبارات و وام‌ها (خصوصاً وام‌هایی بدون نرخ‌های بهرهٔ تعدیلی[2]) از جمله مواردی است که ترکیب ترازنامهٔ خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ برای مثال می‌توان نشان داد که تورم از طریق «کانال ثروت (فیشر)» ثروت واقعی را از وام‌دهندگان به وام‌گیرندگان با تغییر ارزش دارایی‌ها و بدهی‌های اسمی بازتوزیع می‌کند؛ برای نمونه، طبق گفتهٔ دوپکه و اشنایدر[3] (۲۰۰۶) و آدام و ژو[4] (۲۰۱۶) تورم پیش‌بینی‌نشده به نفع خانواده‌های طبقهٔ متوسط (جوان) است که وام گیرندگان خالص با بدهی‌های وام مسکن هستند؛ اما به خانوارهای ثروتمند (مسن) آسیب می‌زند که وام دهندگان خالص با پس‌اندازهای بزرگ هستند و عمدتاً هم در اوراق‌قرضهٔ بلندمدت سرمایه‌گذاری می‌کنند. در ایران دسترسی به وام و اعتبار به‌دلیل ضعف در سیستم اعتبارسنجی به‌شدت به وضعیت شغلی سرپرست خانوار بستگی دارد. همان‌طور که عینیان و نیلی (۲۰۱۹) نشان دادند، کارمندان بخش دولتی در جریان درآمدی خود نوسانات کمتری دارند و به همین دلیل، بانک‌ها و سایر مؤسسات آن‌ها را مشتریانی مطمئن برای دریافت وام می‌دانند. چک‌های بانکی که در ایران اغلب برای اطمینان از پرداخت آتی استفاده می‌شود اغلب برای افرادی با جریان درآمد ثابت؛ مانند کارمندان بخش دولتی افتتاح می‌شود. علاوه بر این، حتی ارائه‌دهندگان اعتبار خرد محلی نیز مدارک استخدامی کارمندان دولتی را بسیار راحت‌تر از سایرین برای ضمانت می‌پذیرند.

میان افراد با جریان درآمدی ثابت، کارمندان مؤسسات مالی، به‌طور خاص، کارمندان با فعالیت شغلی بانکی، به مراتب دسترسی بهتری به وام‌های بانکی و سایر اعتبارات دارند.

---

[1] Ben S. Bernanke

[2] Adjusted interest rate

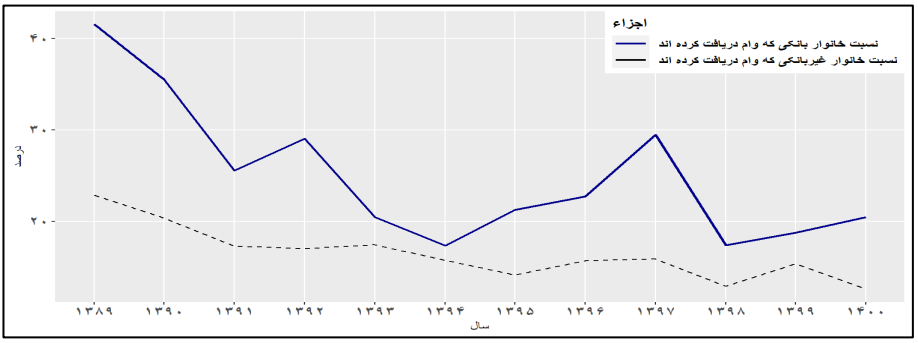
[3] Doepke & Schneider

[4] Adam & Zhu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

همان‌طور که شکل ۱ نشان می‌دهد براساس داده‌های هزینه و درآمد خانوار (HIES) خانوارهای شهری که حداقل یک عضو آن‌ها براساس طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی[1] (ISIC) در ایران در بخش فعالیت‌های بانکداری (به‌جز بانک مرکزی) فعالیت می‌کنند[2] نسبت به سایر خانوارها در سال‌های مختلف درصد بسیار بالاتری از سیستم مالی موفق به دریافت وام شده‌اند.

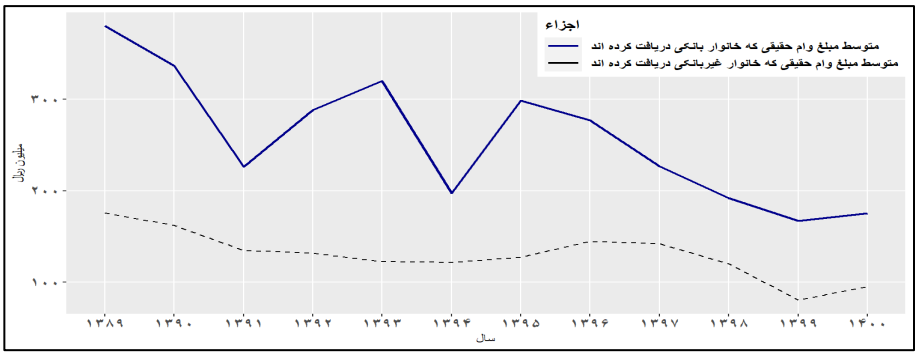


شکل ۱. نسبت خانوار بانکی به کل خانوار بانکی و نسبت خانوار غیربانکی به کل خانوار غیربانکی که از سیستم مالی موفق به دریافت وام شده‌اند.
منبع: یافته‌های پژوهش

در سال‌های مختلف این درصد نوساناتی داشته است؛ برای نمونه در سال‌هایی که تحریم‌های اقتصادی وجود داشته است، این نسبت برای خانوار بانکی به‌شدت کاهش یافته و در سال‌هایی که توافق برجام رخ داده مجدد این نسبت افزایش یافته است. بررسی داده‌های مقادیر حقیقی وام‌های دریافتی توسط این خانوارها، شکل ۲، نیز نشان می‌دهد که مبلغ حقیقی وام دریافتی برای خانوار بانکی به‌مراتب بیشتر ازسایر خانوارهای ایرانی بوده است.

[1] International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC)
[2] که به اختصار در این مقاله خانوار بانکی نامیده می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]



شکل ۲. متوسط مبلغ حقیقی وامی که خانوار بانکی و غیربانکی دریافت کرده‌اند
منبع: یافته‌های پژوهش

ناهمگنی خانوارها در دسترسی به اعتبارات در ایران تا حد زیادی تحت‌تأثیر وضعیت شغلی اعضای خانواده، به‌ویژه سرپرست خانوار قرار دارد. همان‌طور که در بالا نشان داده شد، خانوارهایی که حداقل یک عضو آن‌ها در بخش بانکداری مشغول به کار است وام بیشتری دریافت می‌کنند. این دسترسی به وام می‌تواند از طریق کانال‌های مختلف، ازجمله کانال تورم پیش‌بینی‌نشده یا همان کانال فیشر، به بازتوزیع ثروت خانوارها منجر شود. مطالعات انجام‌شده در ایران بیشتر بر اثرات بازتوزیعی تورم از منظر ناهمگنی در سبد مصرفی خانوار تمرکز کرده‌اند. برای مثال، مطالعهٔ آذربایجانی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی نابرابری تورمی میان دهک‌های درآمدی در ایران طی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۸ پرداخته است. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که خانوارهای با درآمد پایین، به‌دلیل وابستگی بیشتر به کالاهای اساسی که معمولاً نوسان قیمتی بیشتری دارند، بیشتر تحت فشار تورم قرار گرفته‌اند. این پژوهش تأکید می‌کند که ترکیب سبد مصرفی خانوارها و میزان انعطاف‌پذیری آن‌ها در واکنش به تغییرات قیمتی، از عوامل مهم در تعیین تجربهٔ تورمی متفاوت میان گروه‌های مختلف درآمدی است. بااین‌حال، تا امروز پژوهشی به بررسی تأثیر کانال تورمی بر ثروت خانوار، آن‌هم از منظر ناهمگنی شغلی نپرداخته است. این مقاله درصدد است تا اثر کانال تورم بر ثروت خانوار را از طریق ناهمگنی شغلی، به‌عنوان معیاری از ناهمگنی دسترسی به وام، بررسی کند. بنابراین، در ادامه ابتدا ادبیات کانال‌های انتقال سیاست پولی و ناهمگنی خانوار بررسی و کارهای تجربی‌ای مطرح می‌شود که براساس داده‌های خرد تأثیر کانال تورم بر نابرابری ثروت و درآمد خانوار را بررسی کرده‌اند. متغیر تورم در ایران بخصوص روند آن در دههٔ اخیر در قسمت بعدی بررسی می‌شود. سپس داده‌هایی که در این پژوهش استفاده شده‌اند به همراه جزییات

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

استخراج متغیرهای مدل معرفی شده و در قسمت پایانی، مدل و نتایج حاصل از آن ارائه می‌شود.

۲ مبانی نظری پژوهش

۲/۱ انتقال سیاست پولی و ناهمگنی خانوار

در ادبیات اقتصادی، سیاست پولی با اعمال سه اثر اصلی به بخش خانوار منتقل می‌شود. اولین مورد اثر درآمد است، زیرا سیاست پولی مستقیم بر نرخ بهرهٔ دریافتی توسط پس‌اندازکنندگان و پرداختی توسط وام‌گیرندگان تأثیر می‌گذارد. دومین مورد، اثر ثروت ناشی از تعدیل (واکنش) ارزش دارایی‌هایی؛ مانند اوراق‌قرضه، سهام، و املاک و مستغلات به سیاست پولی است. سومین اثر نیز اثر جانشینی است، زیرا تغییر در نرخ های بهرهٔ واقعی، قیمت (ارزش) مصرف فعلی را مقابل مصرف آتی تغییر می‌دهد.

تعاملات این اثرات با ابعاد خاصی از ناهمگنی بین خانوارها به کانال‌های انتقال سیاست پولی منجر می‌شود که به‌طور بالقوه می‌تواند بر نابرابری تأثیر بگذارد. این کانال‌ها به‌عنوان کانال‌های توزیعی تعریف شده و اینکه چگونه سیاست پولی بر نابرابری تأثیر می‌گذارد به نحوهٔ توزیع خانوارها در ابعاد ناهمگنی مختلف؛ مانند ثروت و درآمد بستگی دارد. اخیراً آمپوریا و همکاران[1] (۲۰۱۸) کانال‌های توزیعی را به دو دستهٔ کلی، کانال‌های مستقیم و کانال‌های غیرمستقیم گروه‌بندی کرده‌اند. کانال‌های مستقیم عبارت‌اند از:

کانال تورم پیش‌بینی نشده[2]: ابعاد ناهمگنی مربوطه برای این کانال، بدهی‌های ثابت اسمی و دارایی‌های نقدی اسمی است. تورم پیش‌بینی‌نشده باعث تجدید ارزیابی ترازنامه‌های اسمی می‌شود که طلبکاران ضرر می‌کنند و بدهکاران سود می‌برند. این کانال، کانال ثروت فیشر[3] نیز نامیده می‌شود که از زمان فیشر (۱۹۳۳) سابقهٔ طولانی در ادبیات دارد. تأثیر تورم بر ثروت به‌طور کامل توسط موقعیت اسمی خالص[4] (NNP) در نظر گرفته می‌شود که به‌عنوان تفاوت بین دارایی‌های اسمی و بدهی‌های اسمی تعریف می‌شود.

---

[1] Ampudia et al.

[2] Unexpected Inflation Channel

[3] wealth (Fisher) channel

[4] Net Nominal Position

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

کانال بازتوزیع پس‌انداز[1]: بعد ناهمگنی مربوطه برای این کانال ثروت خالص است. انبساط پولی وضعیت وام‌گیرندگان را با کاهش نرخ بهرهٔ پرداختی برای وام بهتر می‌کند، درحالی‌که پس‌اندازکنندگان دارای سپرده با بازدهی پایین‌تر مواجه می‌شوند.

کانال ترکیب پورتفولیو[2]: با افزایش قیمت دارایی‌های مالی، کاهش نرخ بهره بر ترازنامهٔ خانوارها از طریق تفاوت در ترکیب پرتفوی دارایی آن‌ها تأثیر می‌گذارد (کویبیون و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ اینوی و همکاران[4]، ۲۰۱۷). قیمت‌های بالاتر سهام به سود سرمایه منجر می‌شود که به نفع خانوارهای با درآمد بالایی است که دارایی‌های مالی بیشتر را در اختیار دارند. این موضوع نابرابری ثروت را افزایش می‌دهد. درعین‌حال، افزایش قیمت مسکن باعث افزایش ارزش دارایی‌های مستغلات می‌شود. اگر مالکیت خانه به‌طور گسترده بین جمعیت توزیع شود اثرات برابری دارد؛ اما اگر مالکیت خانه در بالای توزیع ثروت متمرکز شود، نابرابری ثروت را تشدید می‌کند.

کانال‌های غیرمستقیم که ناشی از پاسخ‌های تعادل عمومی قیمتی و دستمزدی یا به‌عبارتی نتیجهٔ پاسخ درآمد نیروی کار و اشتغال به تغییر در سیاست‌های پولی است عبارت‌اند از:

کانال ناهمگنی دریافتی‌ها[5]: هِثکوت و همکاران[6] (۲۰۱۰) نشان دادند درحالی‌که درآمد در بالای توزیع عمدتاً تحت‌تأثیر تغییرات دستمزد ساعتی است، درآمد در پایین توزیع عمدتاً تحت‌تأثیر تغییرات ساعات کار و نرخ بیکاری است (آمارال[7]، ۲۰۱۷). به اندازهٔ تأثیر این نیروها بر سیاست پولی، اثرات درآمدی بازتوزیعی ایجاد می‌شود. دولادو و همکاران[8] (۲۰۱۸) بررسی کردند که چگونه مکمل مهارت سرمایه در تعامل با سیاست پولی بر نابرابری بین کارگران با مهارت بالا و کم‌مهارت تأثیرگذار است. آن‌ها دریافتند که یک شوک سیاست پولی انبساطی پیش‌بینی‌نشده با کاهش سهم نیروی کار از درآمد برای کارگران کم‌مهارت و افزایش آن برای کارگران با مهارت بالا، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد.

---

[1] Savings Redistribution Channel
[2] Portfolio Composition Channel
[3] Coibion et al.
[4] Inui et al.
[5] Earnings Heterogeneity Channel
[6] Heathcote et al.
[7] Amaral et al.
[8] Dolado et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

کانال ترکیب درآمد[1]: خانوارها درآمد خود را از منابع مختلفی به‌دست می‌آورند که هر یک ممکن است واکنش متفاوتی به تغییرات در سیاست پولی نشان دهند (آمارال، ۲۰۱۷). خانوارهای کم‌درآمد بیشتر به درآمدهای انتقالی متکی‌اند؛ درحالی‌که خانوارهای با درآمد متوسط عمدتاً به درآمد نیروی کار متکی بوده و آن‌هایی که در دنبالهٔ بالایی توزیع درآمد قرار دارند بیشتر به درآمد کسب‌وکار و سرمایه متکی‌اند. اگر کاهش نرخ بهره فعالیت اقتصادی را ترغیب کند، سیاست پولی انبساطی ممکن است به افزایش دستمزدها و کاهش بیکاری منجر شود و درنتیجه، نابرابری را در انتهای پایین توزیع افزایش دهد. از سوی دیگر، کاهش نرخ بهره باعث کاهش درآمد بهره می‌شود که نابرابری را در بالای توزیع کاهش می‌دهد.

۲/۲ کانال تورم پیش‌بینی‌نشده

نخستین مطالعات درمورد تأثیر سیاست پولی بر نابرابری بر کانال تورم متمرکز بودند. نتایج در این مورد تا حدودی ترکیبی است[2] و بسیاری از مطالعات گزارش می‌دهند که تورم به‌صورت معنادار نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد؛ اما مکانیسم دقیق چگونگی تأثیر آن بر نابرابری درآمد در مطالعات تجربی مشخص نشده است. ایسترلی و فیشر[3] (۲۰۰۱) استدلال می‌کنند که تورم به خانوارهای فقیری آسیب می‌رساند که بیشتر به درآمد دولتی[4] متکی‌اند که به‌طور کامل با تورم تعدیل نمی‌شوند. تورم حداقل دستمزد حقیقی را کاهش می‌دهد و به پنجک‌های پایین توزیع درآمد منتقل می‌کند، درحالی‌که خانوارهای ثروتمند کمتر تحت‌تأثیر تورم قرار می‌گیرند. رومر و رومر[5] (۱۹۹۹) اثرات سیاست پولی را بر رفاه فقرا در کوتاه‌مدت (براساس رابطهٔ فقر با بیکاری و تورم در ایالات متحدهٔ امریکا طی ۱۹۶۹ ـ۱۹۹۴) و در بلندمدت (براساس رگرسیون مقطعی‌ـ کشوری از سهم درآمد فقرا بر تورم در ۱۹۸۸) بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که سیاست پولی با هدف رشد تولید بالا با کاهش موقت بیکاری و نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت همراه است؛ درحالی‌که سیاست با هدف تورم پایین و رشد تولید ثابت فقر و نابرابری را در بلندمدت کاهش می‌دهد. گالی و وون‌درهوون[6] (۲۰۰۱) استدلال می‌کنند

---

[1] Income Composition Channel

[2] برای بررسی تحقیقات تجربی درمورد اثرات تورم بر نابرابری درآمد و فقر، Galli & von der Hoeven (2001) را ببینید.

[3] Easterly & Fischer

[4] state-determined income

[5] Romer & Romer

[6] Galli & von der Hoeven

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

که تأثیر تورم بر نابرابری غیرخطی است و به سطح تورم اولیه بستگی دارد. آن‌ها در یک پنل متشکل از ۱۵ کشور OECD رابطه‌ای U شکل پیدا کردند. به این معنی که سیاست پولی انبساطی، نابرابری درآمدی را زمانی کاهش می‌دهد که تورم اولیه پایین است؛ اما اگر تورم بالاتر از آستانه‌ای معین باشد، آن را افزایش می‌دهد (حد آستانه حدود ۸٪ برای ایالات متحدهٔ امریکا و کمی بالاتر از ۱۲٪ برای کشورهای OECD تخمین زده شده است). همچنین بولیر[1] (۲۰۰۱) اثری غیرخطی را گزارش می‌دهد: در مقایسه با تورم سالیانهٔ ۵ تا ۴۰ درصدی، تورم کمتر از ۵ درصد در سال تأثیر کمتری بر نابرابری درآمدی دارد. دی مندونسا و استوز[2] (۲۰۱۸) نیز نشان می‌دهند که شفافیت مقام پولی ممکن است تأثیر تورم بر نابرابری درآمدی را مشروط کند. براساس تجزیه‌وتحلیل ۳۷ کشور درحال‌توسعه در ۲۰۱۲ـ۱۹۹۲، آن‌ها دریافتند که شفافیت بالاتر بانک مرکزی اثر افزایش نابرابری بر تورم را کاهش می‌دهد.

کانال تورم اساساً با توزیع ثروت در مطالعات نظری مرتبط است و موجب بازتوزیع ثروت از وام دهندگان/ پس‌اندازکنندگان به وام‌گیرندگان می‌شود. مطالعات متعددی به این کانال ارجاع داده‌اند و دریافتند که سیاست پولی انبساطی نابرابری ثروت را در ایالات متحدهٔ امریکا (دوپکه و اشنایدر (۲۰۰۶))، کانادا (مه و همکاران[3] (۲۰۱۰))، و اغلب منطقه یورو (آدام و ژو (۲۰۱۶)) کاهش می‌دهد. طبق گفتهٔ دوپکه و اشنایدر (۲۰۰۶) و آدام و ژو (۲۰۱۶)، تورم پیش‌بینی‌نشده به نفع خانواده‌های طبقهٔ متوسط (جوان) است که وام‌گیرندگان خالص با بدهی‌های وام مسکن‌اند؛ اما به خانوارهای ثروتمند (مسن) آسیب می‌زند که وام دهندگان خالص با پس‌اندازهای بزرگ به حساب می‌آیند و عمدتاً هم در اوراق‌قرضهٔ بلندمدت سرمایه‌گذاری می‌کنند. به‌علاوه، درحالی‌که ثروتمندان شاهد کاهش ثروت خالص خود به‌دلیل کاهش ارزش پس‌انداز هستند، افراد طبقهٔ پایین و متوسط از کاهش بدهی‌های ناشی از کاهش نرخ بهره و تورم بالاتر منتفع می‌شوند. وواینا و همکاران[4] (۲۰۱۸) طی ۲۰۱۴ـ۲۰۰۸ کشور رومانی را بررسی کردند و دریافتند که واکنش خانوارها به تغییرات نرخ‌های سیاستی به پروفایل (وضعیت) درآمد و بدهی آن‌ها بستگی دارد. سیاست پولی انبساطی برای خانوارهای با درآمد متوسط مفید است، زیرا تورم بالاتر بازپرداخت بدهی آن‌ها را کاهش می‌دهد؛ درحالی‌که خانوارهای کم درآمد به‌دلیل دسترسی محدود به بازارهای مالی به تغییرات

[1] Bulʹıʸr
[2] De Mendonc & Esteves
[3] Meh et al.
[4] Voinea et al

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

نرخ‌های سیاستی پاسخ نمی‌دهند. اینفانته و همکاران[1] (۲۰۲۳) براساس توزیع مشترک درآمد و ثروت خالص به بررسی تأثیر ناهمگن شوک تورمی ۲۰۲۲ بر ثروت مالی خالص خانوارهای ایتالیایی پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از روش حساب‌های توزیعی ثروت[2] که در سطح اروپا توسعه یافته است، نشان دادند که تأثیر تورم بر ثروت مالی خالص خانوارها ناهمگن بوده و به موقعیت آن‌ها در توزیع مشترک درآمد و ثروت بستگی دارد. تورم باعث کاهش ارزش واقعی ثروت مالی خالص خانوارها شده و این کاهش برای خانوارهای کم‌ثروت ناچیز است؛ اما برای ثروتمندترین گروه‌ها بیش از یک‌دهم درآمد قابل‌تصرف سالیانهٔ آن‌ها را تشکیل می‌دهد. کلود میرو و همکاران[3] (۲۰۲۳) نیز چگونگی تأثیر افزایش تورم در ۲۰۲۱ بر نابرابری ثروت از طریق سه کانال تورم پیش‌بینی‌نشده (یا همان کانال سنتی اثر فیشر)، درآمد اسمی، و مصرف نسبی را بررسی کردند. با استفاده از داده‌های خرد تأثیر تورم بر دارایی‌ها و بدهی‌های اسمی خانوارها ارزیابی شده و نتایج نشان می‌دهد افراد میانسال تا حد زیادی تحت‌تأثیر تورم قرار نگرفته‌اند، درحالی‌که افراد مسن‌تر بیشترین آسیب را متحمل شده‌اند.

در ایران مطالعات مختلفی به بررسی اثرات کانال تورم بر درآمد خانوارها پرداخته‌اند؛ برای نمونه، آرمان‌مهر و فرهمندمنش (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های خرد خانوارهای شهری ایران و شاخص اتکینسون نشان دادند که تورم بالا به افزایش نابرابری درآمدی منجر شده است. به‌ویژه، خانوارهای کم‌درآمد به‌دلیل سهم بالاتر اقلام ضروری در سبد مصرفی خود، فشار تورمی بیشتری را متحمل شده‌اند. این یافته‌ها اهمیت سیاست‌های جبرانی را در کاهش اثرات نامطلوب تورم بر نابرابری درآمدی برجسته می‌کند. مطالعه آذربایجانی و همکاران (۱۴۰۰) نیز به نتایج مشابهی دست یافت. آن‌ها با بررسی نابرابری تورمی بین دهک‌های درآمدی خانوارهای ایرانی طی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۸ نشان دادند که خانوارهای کم‌درآمد به‌دلیل وابستگی بیشتر به کالاهای اساسی نرخ تورم بالاتری را تجربه کرده‌اند. همچنین، الگوی مصرف و واکنش خانوارها به تورم نقش تعیین‌کننده‌ای در سطح نابرابری تورمی داشته است. یافته‌های این پژوهش نیز بر لزوم مداخله‌های سیاستی برای کاهش شکاف تورمی بین دهک‌های مختلف تأکید دارد. قاسمی و جلالی (۲۰۲۳) اثرات تورم بر خانوارهای شهری و روستایی را با هم مقایسه کردند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که خانوارهای روستایی به‌دلیل وابستگی بیشتر به تولیدات داخلی و الگوی مصرف متفاوت تورم کمتری را تجربه کرده‌اند. در مقابل، خانوارهای شهری که وابستگی بیشتری به کالاهای وارداتی دارند، بیشتر

[1] Infante et al.

[2] Distributional Wealth Accounts developed at European level

[3] Clodomiro Ferreira et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

تحت‌تأثیر افزایش قیمت‌ها قرارگرفته‌اند. به‌طورکلی، مطالعات انجام‌شده در ایران تأثیر کانال توزیعی تورم بر درآمد خانوار را از طریق ناهمگنی در سبد مصرفی بررسی کرده‌اند. بااین‌حال، تاکنون پژوهشی به بررسی تأثیر کانال تورمی بر ثروت خانوار، آن هم از منظر ناهمگنی شغلی نپرداخته است.

مطالعات تجربی درمورد تأثیر کانال تورم بر نابرابری نیز به‌طور خلاصه در جدول ۱ نشان‌داده‌شده است. قسمت ابتدایی جدول، مطالعات مرتبط با تأثیر تورم بر نابرابری درآمد را نشان می‌دهد و قسمت بعدی درمورد تأثیر تورم بر نابرابری ثروت است. برای هر مطالعهٔ مندرج در جدول، ساختار تحقیق مشتمل بر کشور نمونهٔ موردتجزیه‌وتحلیل، دورهٔ زمانی و روش‌شناسی به‌کاررفته، مشخص شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

جدول ۱

خلاصه‌ای از مطالعات تجربی، اثرات توزیعی کانال تورم

نویسندگان	نمونهٔ موردمطالعه	دورهٔ زمانی	روش مورداستفاده	تأثیر بر نابرابری
نابرابری درآمدی				
بولیر و گولدا[1] (۱۹۹۵)	۱۸ کشور منتخب	۱۹۶۰ـ۱۹۹۲	رگرسیون تلفیقی و تک کشوری[2]	افزایش نابرابری در آمدی
رومر و رومر (۱۹۹۹)	۷۶ کشور منتخب	۱۹۷۰ـ۱۹۹۰	رگرسیون مقطعی	افزایش نابرابری در آمدی
استرلی و فیشر (۲۰۰۱)	۳۸ کشور منتخب	۱۹۹۵	رگرسیون مقطعی	افزایش نابرابری در آمدی
بولیر (۲۰۰۱)	۷۵ کشور منتخب	۱۹۷۰ـ۱۹۹۱	رگرسیون مقطعی	افزایش نابرابری در آمدی
گالی و وون‌درهوون (۲۰۰۱)	۱۵ کشور OECD و امریکا	۱۹۷۳ـ۱۹۹۶ ۱۹۶۶ـ۱۹۹۹	رگرسیون پنل و رگرسیون سری زمانی	افزایش نابرابری در آمدی به‌شرط تورم بالا کاهش نابرابری به‌شرط تورم پایین
آرمان‌مهر و فرهمندمنش (۱۳۹۷)	ایران	۱۳۷۲ـ۱۳۹۴	شاخص اتکینسون	افزایش نابرابری درآمدی در تورم‌های بالا
نابرابری ثروت				
دوپکه و اشنایدر (۲۰۰۶)	امریکا	۱۹۵۲ـ۲۰۰۴	شبیه‌سازی خرد	کاهش نابرابری ثروت
می و همکاران (۲۰۱۰)	کانادا	۲۰۰۵	مدل کلان و تجزیه‌وتحلیل سناریو	کاهش نابرابری ثروت
آدام و ژو (۲۰۱۶)	منطقه یورو	۲۰۱۰	شبیه‌سازی خرد	افزایش نابرابری ثروت در منطقه یورو؛ کاهش نابرابری در آلمان، استرالیا و مالت
اینفانته و همکاران (۲۰۲۳)	ایتالیا	۲۰۲۰ـ۲۰۲۲	شبیه‌سازی خرد	کاهش نابرابری ثروت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳ متغیر تورم در کشور ایران

ایران در موضوع تورم کشور خاصی است و همواره یکی از اولویت‌های سیاست‌گذاری در کشور کنترل تورم بوده است. همان‌طور که شکل ۳ نشان می‌دهد، در پنج دههٔ گذشته متوسط

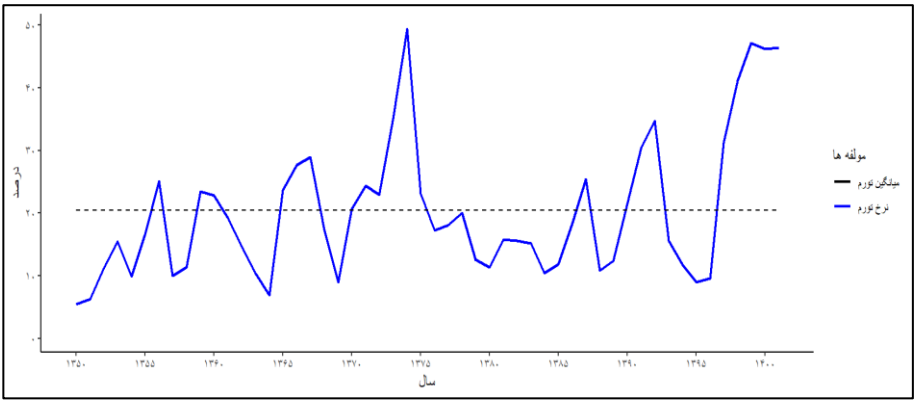
[1] Bulır & Gulde

[2] Pooled and single-country regressions

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

تورم در کشور بالای ۲۰ درصد بوده و در بیشتر سال‌ها، کشور تورم دو رقمی را تجربه کرده است. این تورم بالا و پایدار براساس مطالعات مختلف به‌عنوان متغیری درون‌زا متأثر از جهش‌های ارزی و کسری بودجهٔ زیاد دولت (تسلط مالی) بوده[۱].



شکل ۳. سری زمانی نرخ تورم در ۵ دههٔ گذشته در ایران
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

به‌طور خاص در دههٔ نود نرخ تورم[۲] بسیار پرنوسان بود که در قالب سه دوره شناسایی می‌شود. همان‌طور که در شکل ۴ نشان داده شده است، دورهٔ نخست به اوایل دههٔ نود و وقوع تحریم‌های مالی و نفتی امریکا برای برنامهٔ هسته‌ای ایران مربوط است که در اثر آن ارزش ریال ایران به‌شدت کاهش یافت و نرخ تورم به بالای ۳۰ درصد رسید. اواسط دههٔ نود با ایجاد انتظارات خوش‌بینانه‌تر بین مردم درمورد درآمدهای آتی دولت و پس از توافق هسته‌ای، برنامهٔ جامع اقدام مشترک (برجام)، تورم به‌سرعت کاهش یافت. به‌طور خاص، تورم در ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ به کمتر از ۱۰ درصد رسید. در ۱۳۹۷ با خروج امریکا از توافق هسته‌ای و اعمال سخت‌ترین تحریم‌ها علیه ایران، قیمت‌ها با سرعت بسیار بالایی افزایش و ارزش ریال

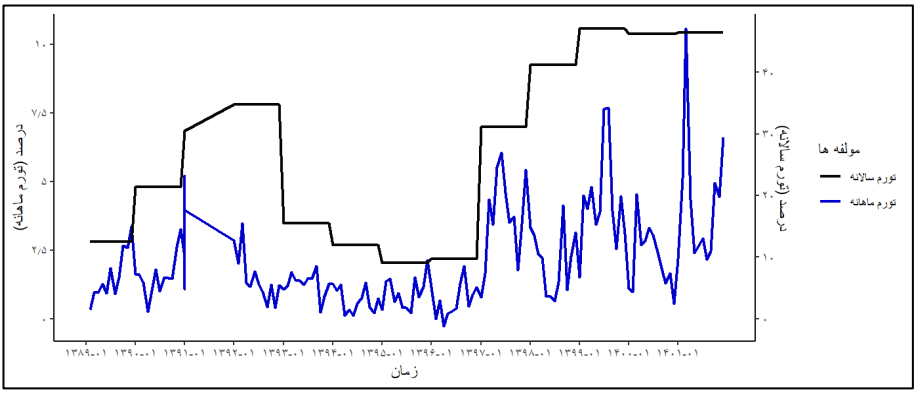
---

[۱] برای نمونه طرح پژوهشی «تحقیق و پژوهش به منظور بررسی عوامل نوسان‌ساز بازار ارز در اقتصاد ایران و ارائهٔ راهکارهای مناسب در کاهش آن‌ها» ناصر خیابانی در مؤسسهٔ عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی را ببینید.

[۲] نمونهٔ موردمطالعه در این مقاله خانوار شهری در ۱۳۸۹ــ۱۴۰۰ است، به همین دلیل تورم بانک مرکزی که مبتنی بر نمونه‌گیری خانوار شهری است در دههٔ نود مبنا قرار گرفته است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

به‌شدت کاهش یافت. همان‌طور که داده‌های تورم ماهیانه و سالیانه نشان می‌دهد بین ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ تورم هم بالا و هم پرنوسان بوده است.

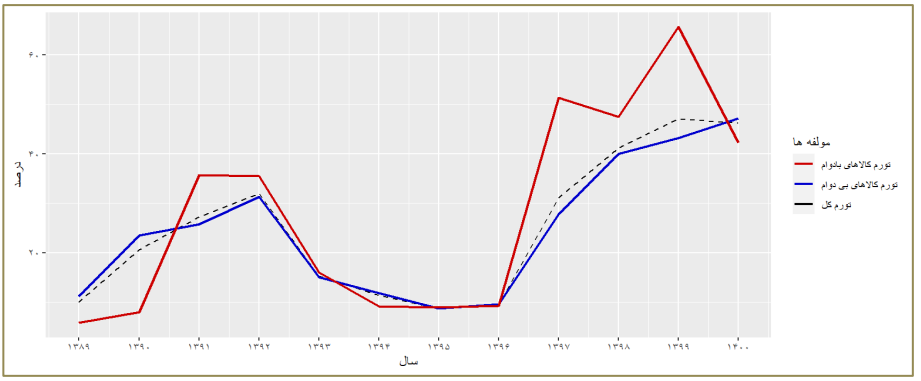


شکل ۴. سری زمانی تورم سالیانه و تورم ماهیانه از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱ (براساس سال پایه ۱۳۹۵)
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

ازطرف دیگر بررسی تغییرات شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI) به سال پایه ۱۳۹۵ نشان می‌دهد کالاهای مختلف در سبد مصرفی خانوار تغییرات قیمتی متفاوتی داشته‌اند. همان‌طور که در شکل ۵ مشخص است در زمان‌های تحریم (ابتدا و انتهای دههٔ نود) قیمت کالاهای بی‌دوام مانند خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در مقایسه با کالاهای بادوام رشد کمتری داشته است اما در سال‌های ۱۳۹۶ـ۱۳۹۵ که تورم کل تک‌رقمی بوده است رشد شاخص قیمتی کالاهای بادوام و بی‌دوام تقریبا یکسان بوده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]



شکل ۵. سری زمانی تورم کالاهای بی‌دوام و کالاهای بادوام از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ (براساس سال پایه ۱۳۹۵)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴ داده و متغیرها

مرکز آمار یک نظرسنجی سالیانه درمورد درآمد و هزینه‌های خانوارهای شهری و روستایی با عنوان طرح هزینه و درآمد خانوار (HIES) ارائه می‌دهد. داده‌های خام در سطح فردی از ۱۳۶۳ به‌صورت عمومی در دسترس قرار گرفته‌اند. هدف اصلی مرکز آمار ایران از این طرح، برآورد درآمد و هزینهٔ خانوارهای روستایی و شهری در سطوح استانی و ملی است. طرح هزینه و درآمد خانوار شامل اطلاعات دقیقی درمورد هزینه‌ها درسطح خانوار است که در ۲ گروه اصلی کالاهای بی‌دوام و کالاهای بادوام دسته‌بندی می‌شوند. کالاهای بی‌دوام شامل، خوراک و آشامیدنی‌ها، مسکن، پوشاک، بهداشت، حمل‌ونقل، ارتباطات، لوازم منزل، تفریح، آموزش، هتل، و رستوران است. همچنین داده‌های درآمد در سطح فردی ارائه شده است که در سه گروه اصلی طبقه‌بندی می‌شوند: دستمزد (بخش عمومی و خصوصی)، کسب‌وکارهای خوداشتغال (کشاورزی و غیرکشاورزی)، و سایر منابع (اجاره، مستمری، کمک‌های نقدی و غیره). از ۱۳۹۰ مبلغ دریافتی بابت یارانهٔ نقدی نیز به بخش درآمد خانوار اضافه شده است. همچنین، در بخش سرمایه‌گذاری اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری خانوار در ساختمان و نیز سرمایه‌گذاری خانوار در بخش کشاورزی و طرح‌های آبادانی و عمرانی جمع‌آوری شده است. سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان شامل سرمایه‌گذاری خانوار در ساختمان برای سکونت شخصی (اقامتگاه اصلی و اقامتگاه دوم) و سرمایه‌گذاری خانوار در ساختمان برای کسب درآمد است. از ۱۳۷۴ به بعد خرید سهام، اوراق قرضه، و... برای سرمایه‌گذاری و از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

۱۳۹۶ به بعد نیزخرید سکه و شمش طلا برای پس‌انداز به بخش سرمایه‌گذاری خانوار در پرسش‌نامه اضافه شده است.

داده‌های درآمد در سطح فردی شامل کدهای طبقه‌بندی استاندارد مشاغل[1] (ISCO) و کدهای طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی (ISIC) ایران است. بر همین اساس، می‌توان افراد شاغل در فعالیت بانکداری در هر خانوار را شناسایی و استخراج کرد. صرفاً شاغل‌بودن در فعالیت بانکی بدون لحاظ طبقه‌بندی شغلی (همانند تحویلدار، تحلیل‌گر مالی، مدیرشعبه، پشتیبان فنّی، و...) امکان دسترسی راحت‌تر به وام را فراهم می‌کند. بنابراین از طبقه‌بندی فعالیت اقتصادی برای شناسایی و استخراج خانوارهایی استفاده شده است که حداقل یک عضو آن‌ها در بخش بانکداری فعالیت دارد. باتوجه‌به تعداد اندک خانوار بانکی در بخش روستایی، این پژوهش صرفاً نمونهٔ خانوار شهری را بررسی کرده است. همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است اندازهٔ خانواربانکی حدود ۱ درصد خانوار شهری را تشکیل می‌دهد. عضو شاغل در فعالیت بانکداری در حدود ۸۰ درصد این خانوارها، همان سرپرست خانوار به تعریف مرکز آمار است و در سایر موارد اعضای دیگر مانند همسر، فرزندان، و سایر اعضا در فعالیت بانکداری اشتغال دارند.

[1] International Standard Classification of Occupations

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

جدول ۲

اندازهٔ خانوار بانکی در نمونهٔ شهری براساس طرح هزینه و درآمد خانوار (HIES)

سال	اندازهٔ خانوارهای شهری که حداقل یک عضو آن براساس طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی (ISIC) در ایران در بخش فعالیت‌های بانکداری (به‌جز بانک مرکزی) فعالیت می‌کنند.		
	تعداد خانوار شهری در نمونه	تعداد خانوار بانکی در نمونه	درصد خانوارشهری بانکی در نمونه
۱۴۰۰	۱۹۶۱۸	۱۴۸	۰/۷۵۴
۱۳۹۹	۱۹۳۰۶	۱۵۰	۰/۷۷۷
۱۳۹۸	۱۹۸۹۸	۱۸۳	۰/۹۱۹
۱۳۹۷	۲۰۳۵۰	۱۹۲	۰/۹۴۳
۱۳۹۷	۱۸۷۰۱	۱۷۸	۰/۹۵۲
۱۳۹۵	۱۹۷۶۴	۱۷۶	۰/۸۹۱
۱۳۹۴	۱۹۷۵۸	۲۰۸	۱/۰۵۳
۱۳۹۳	۱۹۷۵۶	۲۰۵	۱/۰۳۸
۱۳۹۲	۱۸۸۸۸	۱۸۶	۰/۹۸۵
۱۳۹۱	۱۸۵۳۵	۲۲۰	۱/۱۸۷
۱۳۹۰	۱۸۷۲۷	۲۳۶	۱/۲۶۰
۱۳۸۹	۱۹۰۹۰	۲۲۵	۱/۱۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از ۱۳۸۹ مرکز آمار ایران ویژگی پانل چرخشی[1] را به طرح هزینه و درآمد خانوار (HIES) اضافه کرده است. داده‌های پانل که ترکیبی از اطلاعات مقطعی و سری زمانی هستند باعث افزایش تعداد مشاهدات و غنای داده‌ها می‌شوند. از مهم‌ترین ویژگی‌های داده‌های پانل، کاهش مشکلات درون‌زایی از طریق کنترل ناهمگنی‌های فردی یا همان اثرات ثابت است. به این معنا که عواملی که در طول زمان ثابت بوده اما بین واحدها (مانند افراد یا شرکت‌ها) تفاوت دارند در مدل لحاظ شده و از تورش در نتایج رگرسیون جلوگیری می‌شود. در طرح مرکز آمار خانوارها برای حداکثر سه سال متوالی در نمونه‌گیری تکرار (دنبال) می‌شوند؛ اولین دورهٔ پانل چرخشی برای سال‌های ۱۳۹۱–۱۳۸۹ طراحی شد، دورهٔ دوم این پانل برای سال‌های ۱۳۹۶–۱۳۹۲، و آخرین دوره مربوط به ۱۳۹۷ –۱۴۰۰ است. به همین دلیل نیز، برای سال‌های ۱۳۹۱–۱۳۹۲ و ۱۳۹۷–۱۳۹۶ ساختار پانل چرخشی وجود ندارد.

داده‌های پنل این اجاره می‌دهد تغییرات درآمد و بخشی از ثروت خانوار در طول زمان رصد شود. البته ضروری است بررسی شود خانواری که در طول زمان دنبال شده است دقیقاً همان خانوار اولیه در نمونه باشد. برای پالایش نمونهٔ اولیه، در مرحلهٔ نخست مشاهدات

[1] Rotating panel

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

دارای توالی زمانی بیش از یکسال حذف شده‌اند[۱]. همچنین، تغییرات درآمد و ثروت خانوار به‌دلیل تغییر ساختاری خانوار؛ مانند تولد، مرگ، ازدواج یا طلاق نیز مدنظر این تحقیق نیست، به همین دلیل خانوارهایی که ساختار آن‌ها در طول زمان تغییر داشته است از نمونهٔ اولیه خارج شده‌اند. مرکز آمار ایران به‌جای خود خانوار، آدرس‌های پستی (خانه‌ها) را دنبال می‌کند. به همین دلیل امکان دارد که کدپستی یکسانی در طول پانل چرخشی دنبال شود؛ اما خانوار جدیدی جایگزین خانوار قبلی شده باشد. در داده‌های (HIES) موضوع جایگزینی خانوار با عبارات «جابه‌جاشده» و «جابه‌جانشده» ثبت شده است. باوجوداین، همان‌طور که امن‌زاده و حیدری (۲۰۲۳) بیان می‌کنند، متغیر جایگزینی خانوار کاملاً قابل اعتماد نیست، زیرا خانوارهایی برچسب «جابه‌جاشده» دارند؛ اما دقیقاً ویژگی‌های خانوار مانند اعضای خانواده، سن، و جنسیت همانند سال قبل است. از سوی دیگر، خانوارهایی برچسب «جابه‌جانشده» دارند؛ اما ویژگی‌های آن‌ها کاملاً متفاوت است. به همین دلیل، همانند کار امن‌زاده و حیدری (۲۰۲۳) ما نیز ویژگی‌های ثابت تک‌تک اعضای خانوار مانند سن، جنسیت، وضعیت زناشویی، و نسبت خانوادگی را در دو سال متوالی مقایسه کرده و فقط خانوارهایی در نمونه حفظ شده‌اند که دقیقاً ویژگی‌های تک‌تک اعضای خانوار مشابه سال قبل باشد. درصد خانوارهایی که پس از پالایش در نمونهٔ نهایی باقی‌مانده‌اند در جدول ۳ گزارش شده است.

همان‌طور که در داده‌های توزیع ثروت[۲] کشورهای OECD مشخص شده است ثروت خالص خانوار از معادلهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$NW = NF + F\text{-}L \qquad (۱)$$

ثروت خالص[۳] (NW) خانوار از مجموع دارایی‌های غیرمالی[۴] (NF) و دارایی‌های مالی[۵] (F) به استثنای صندوق‌های بازنشستگی مرتبط با اشتغال[۶] منهای مجموع بدهی خانوار[۷]

---

[۱] برخی از خانوارها در نمونهٔ اولیه برای حداکثر سه سال متوالی در یک پنل دنبال شده‌اند و با فاصلهٔ زمانی بیش از یکسال مجدد در دورهٔ پنل دیگری اطلاعات این خانوار گزارش شده است. مشاهدات این خانوارها صرفا در پنل نخست حفظ شده و سایر مشاهدات غیرمتوالی حذف شده‌اند.

[2] Wealth Distribution Database (WDD)

[3] Net Wealth

[4] Total non-financial assets

[5] Total financial assets

[6] excluding pension assets related to employment

[7] Total liabilities

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

(L) به دست می‌آید. داده‌های مرکز آمار هزینه‌ها و درآمد خانوار را بررسی می‌کند؛ بنابراین استخراج دارایی‌های مالی و غیرمالی و نیز بدهی خانوار از این داده‌ها به‌راحتی امکان‌پذیر نیست. اقلام بدهی خانوار در داده‌ها وجود ندارد، اطلاعات وام خانوار فقط به وامی محدود است که در هر سال دریافت شده است. مقدار اقساط سالیانهٔ وام‌ها و زمان سررسیدشان وجود ندارد، بنابراین جزء بدهی و حتی تغییرات آن از این داده‌ها قابل محاسبه نیست. اطلاعاتی که از دارایی‌های مالی خانواردر بخش سرمایه‌گذاری ثبت شده است به‌دلیل مسئلهٔ کم‌گویی خانوار همانند موضوع درآمد قابلیت اتکا ندارد.

جدول ۳

تعداد خانوارها بعد از هر مرحله از پالایش داده‌ها

سال	نمونهٔ اولیه	حذف خانوار با مشاهدات غیرمتوالی	حذف خانوار با ساختار متفاوت	حذف خانوار با ویژگی‌های متفاوت	درصد خانوار باقی‌مانده
۱۴۰۰	۱۹۶۱۸	۱۹۰۷۲	۱۸۱۸۱	۱۷۶۲۷	۸۹/۸۵
۱۳۹۹	۱۹۳۰۶	۱۸۷۳۷	۱۶۳۷۷	۱۴۵۶۷	۷۵/۴۵
۱۳۹۸	۱۹۸۹۸	۱۹۶۶۶	۱۸۰۵۳	۱۶۶۶۴	۸۳/۷۵
۱۳۹۷	۲۰۳۵۰	۲۰۱۸۸	۱۷۱۹۹	۱۵۰۹۵	۷۴/۱۸
۱۳۹۶	۱۸۷۰۱	۱۸۱۰۳	۱۶۷۳۴	۱۶۰۹۲	۸۶/۰۵
۱۳۹۵	۱۸۸۰۹	۱۸۵۷۳	۱۵۱۳۷	۱۲۷۹۴	۶۸/۰۲
۱۳۹۴	۱۸۸۷۱	۱۸۶۳۵	۱۵۲۷۲	۱۳۰۱۶	۶۸/۹۷
۱۳۹۳	۱۸۸۸۵	۱۸۸۸۵	۱۶۸۴۶	۱۵۱۴۵	۸۰/۱۹
۱۳۹۲	۱۸۸۸۰	۱۸۸۸۰	۱۵۱۱۹	۱۲۶۹۱	۶۷/۲۲
۱۳۹۱	۱۸۵۳۵	۱۷۹۱۰	۱۵۰۳۵	۱۳۸۳۰	۷۴/۶۲
۱۳۹۰	۱۸۷۲۸	۱۸۷۲۸	۱۷۱۰۵	۱۵۳۵۴	۸۱/۹۸
۱۳۸۹	۱۸۷۰۲	۱۸۷۰۲	۱۳۷۴۱	۱۰۸۵۰	۵۸/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

دارایی‌های غیرمالی براساس داده‌های توزیع ثروت شامل اقلامی می‌شود که در جدول ۴ آورده شده است. باتوجه‌به این موضوع که تغییرات این دارایی‌ها (نرخ رشد) در این پژوهش مدنظر است، امکان استفاده از داده‌های ثبت‌شده برای خرید دارایی‌های بادوام در طول زمان در قالب مخارج بادوام خانوار وجود دارد. مخارج خانوار برکالاهای بادوام شامل وسایل نقلیه، اشیاء قیمتی، و سایر دارایی‌های غیرمالی است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

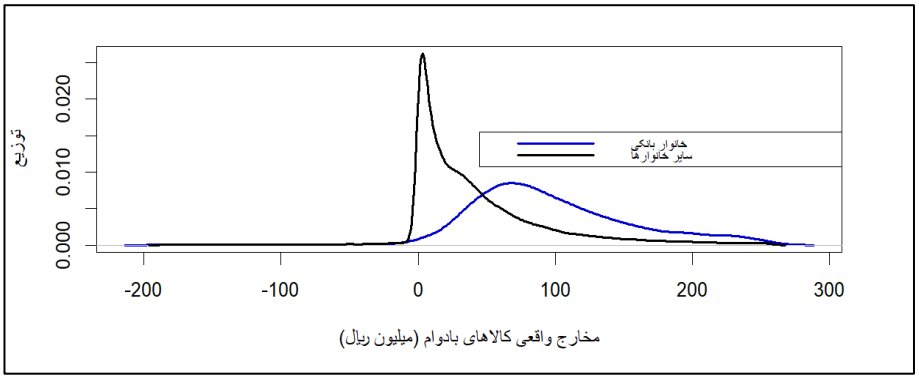
جدول ۴

انواع دارایی‌های مالی براساس داده‌های توزیع ثروت کشورهای OECD

NF = NF1 + NF2 + NF3 + NF4(مجموع دارایی‌های مالی)		
NF1	سکونتگاه اصلی	محل سکونتی که اکثر اعضای خانوار در آن زندگی می‌کنند.
NF2	سایر املاک و مستغلات	سکونتگاه فرعی (برای تعطیلات)، املاک سرمایه‌گذاری، اراضی کشاورزی.
NF3	وسایل نقلیه	اتومبیل، موتورسیکلت، قایق و سایر وسایل نقلیه شخصی.
NF4	اشیاء قیمتی	آثار هنری، عتیقه‌جات، جواهرات ارزشمند، مجموعه‌های تمبر و سکه، سنگ‌ها، و فلزات قیمتی.
NF5	سایر دارایی‌های غیرمالی	سایر کالاهای مصرفی بادوام، مالکیت فکری، و سایر دارایی‌های غیرمالی.

منبع: https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/DWA/data-information

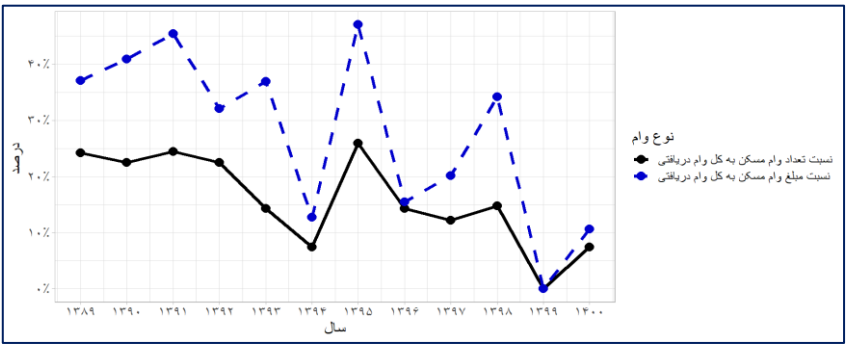
براساس داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار (HIES) امکان بررسی تغییرات بخشی از دارایی‌های غیرمالی خانوار یا به‌عبارتی تغییرات بخشی از ثروت خانوار شامل NF3، NF4 و NF5 وجود دارد. همان‌طور که در شکل ۶ نشان داده شده است، تابع توزیع چگالی کالاهای بادوام برای خانوار بانکی و سایر خانوار متفاوت بوده و علی‌رغم اینکه بیشترین مقدار تابع توزیع مخارج واقعی کالاهای بادوام در سایر خانوارها حدود صفر است، این مقدار در خانوار بانکی حدود ۷۰ میلیون ریال است که عدد بزرگ‌تری است.



شکل ۶. تابع توزیع چگالی احتمال مخارج واقعی کالاهای بادوام خانوار براساس گروه‌های مختلف
مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

متأسفانه امکان بررسی تغییرات ارزش سکونتگاه اصلی و فرعی خانوار براساس اجاره‌بهای ضمنی نیز وجود ندارد، زیرا همان‌طورکه در بالا ذکر شد، مرکز آمار ایران به‌جای خود خانوار، آدرس‌های پستی (خانه‌ها) را دنبال می‌کند. به همین دلیل، اگر خانواری تغییراتی در وضعیت ملک محل سکونت داشته باشد از طریق این داده‌ها قابل‌پیگیری نیست. همان‌طور که شکل ۷ نشان می‌دهد، به‌طور متوسط بیش از ۳۰ درصد مبلغ وام دریافتی خانوار بانکی مربوط به وام مسکن است و نیز بیش از ۱۰ درصد تعداد وام‌های دریافتی نیز با عنوان وام مسکن دریافت شده است. به عبارت دیگر، بخشی از تغییرات ثروت خانوار که با دریافت این نوع وام بانکی مرتبط است در داده‌های ما قابل ردیابی نیست.



شکل ۷. نسبت تعداد و مبلغ وام مسکن به کل وام دریافت‌شده توسط خانوار بانکی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵ نتایج

باتوجه‌به داده‌های پنل، ابتدا مدل پنل با اثرات ثابت[1] تخمین زده شد؛ اما نتایج تست‌های آماری از جمله F_test براساس جدول ۵ نشان داد که تصریح مدل اثرات ثابت معنادار نیست. علت این موضوع تعداد بالای مشاهدات مقطعی، حدود ۲۰ هزار خانوار شهری، است که باتوجه‌به پنل چرخشی هر خانوار حداکثر برای ۳ سال متوالی دنبال شده است. به همین دلیل، استخراج اثرات ثابت برای تعداد بالای واحدهای موردمطالعه در بازهٔ زمانی کوتاه معنادار نشد.

[1] Fixed Effects

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

جدول ۵
نتایج آزمون F_test

آزمون F	Df1 درجهٔ آزادی صورت	Df2 درجهٔ آزادی مخرج	p-value	فرضیهٔ جایگزین
۰/۹۷۲۴	۲۷۹۶۶	۵۵۴۷	۰/۹۱۲۷	اثرات ثابت معنادار

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نکات بالا، تصریح مدل ترکیبی[1] برای تخمین ضرایب مدل مورداستفاده قرار گرفت، تصریح مدل ترکیبی بر مبنای نظریه‌های استاندارد رفتار مصرف‌کننده، به‌ویژه فرضیهٔ درآمد دائمی فریدمن[2] (۱۹۵۷) و فرضیهٔ چرخهٔ زندگی مودیگلیانی و برومبرگ[3] (۱۹۵۴)، شکل گرفته است. این نظریه‌ها بیان می‌کنند که خانوارها مخارج خود را براساس درآمد موردانتظار در بلندمدت تنظیم می‌کنند، نه صرفاً درآمد جاری. براین‌اساس، تصمیم‌گیری در خصوص مصرف کالاهای بادوام نیز تابعی از درآمد دائمی یا کل درآمد چرخهٔ زندگی است. از سوی دیگر، در مواجهه با شرایطی مانند تورم، ممکن است الگوی مصرف خانوارها (به‌ویژه برای کالاهای بادوام) دستخوش تغییر شود، به‌ویژه برای خانوارهایی که با محدودیت‌های نقدینگی و اعتباری[4] مواجه‌اند. در چنین شرایطی، خانوارهایی که با محدودیت‌های نقدینگی یا دسترسی محدود به اعتبار مواجه‌اند، قادر به هموارسازی مصرف خود بر مبنای درآمد دائمی نیستند. درنتیجه، در مواجهه با شوک‌های قیمتی مانند تورم، توان آن‌ها برای تأمین مالی کالاهای بادوام کاهش می‌یابد و این امر به افت محسوس در مخارج آن‌ها در این بخش از مصرف منجر می‌شود (کارول و دان[5]، ۱۹۹۷). براساس این چهارچوب نظری، تصریح مدل مطابق با معادله ۲ به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Inflation_t + \gamma_2 bank_dummy_i + \gamma_3 Inflation_t * bank_dummy_i + \theta Z_t + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (۲)$$

Y_{it} متغیر وابستهٔ مدل است که در اینجا نرخ رشد مخارج کالاهای بادوام یا به‌عبارتی نرخ رشد بخشی از ثروت خانوار iام در زمان t است. $Inflation_t$ همان نرخ تورم کالاهای بادوام

[1] Pooled Model
[2] Friedman
[3] Modigliani & Brumberg
[4] Liquidity and Credit Constraints
[5] Carroll & Dunn

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

یا نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف‌کننده بر کالاهای بادوام در سال tام است. $bank_dummy_i$ در واقع، متغیر مجازی است که برای خانوار بانکی با عدد یک و برای سایر خانوارها با عدد صفر نشان داده شده است. ضریب γ_3 حاصل‌ضرب متغیر تورم در متغیر مجازی، ضریب اصلی این معادله است که علامت و معناداری آن تأثیر ناهمگنی شغلی خانوار در افزایش بخشی از ثروت خانوار بر اثر تورم را نشان می‌دهد. سایر متغیرهای کنترلی نیز به مدل اضافه شده‌اند؛ برخی از این متغیرهای کنترلی Z_t مانند نرخ رشد اقتصادی، شاخص تحریم[۱] فقط در طول زمان متغیرند و X_{it} نیز متغیرهایی مانند درآمد خانوار است که برای هر خانوار iام در زمان tام تغییر می‌یابد. جملهٔ ϵ_{it} نیز جملهٔ خطای مدل[۲] است.

در جدول ۶ نتایج تخمین ضرایب مدل (با استفاده از نرم‌افزار R) براساس متغیرهای کنترلی مختلف ارائه شده است. خانوارها در داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار وزن‌های مختلفی دارند؛ به همین دلیل نتایج براساس مدلی ترکیبی موزون ارائه و باتوجه‌به تهدید ناهمسانی واریانس در مدل ترکیبی موزون، ضرایب براساس خطای استاندارد ناهمسان سازگارشده[۳] (HC1) برآورد شده است. همان‌گونه که از نتایج مشخص است، ضریب γ_3 علی‌رغم مثبت‌شدن به جهت آماری معنادار نیست. متغیر کنترلی شاخص تحریم معنادار بوده و همان‌طور که انتظار می‌رفت ضریب این شاخص منفی است و نشان از تأثیر منفی تحریم‌ها بر نرخ رشد مخارج بادوام تمام خانوارهای ایرانی دارد. ضریب متغیر تورم نیز منفی و معنادار است که به معنی تأثیر منفی تورم کالاهای بادوام در میزان نرخ رشد مخارج کالاهای بادوام است. برای کنترل تأثیر درآمد بر مخارج کالاهای بادوام، ابتدا متغیر نرخ رشد جزء مخارج مصرفی خانوار از محاسبات نرخ رشد اقتصادی به روش هزینه‌ای در مدل ۴ وارد شد که این ضریب علی‌رغم مثبت‌بودن در این مدل معنادار نیست. در مدل ۵ متغیر نرخ رشد درآمد کل خانوار که براساس سرجمع درآمد تمامی اعضا خانوار محاسبه شده است به‌عنوان متغیر کنترلی درآمد به مدل اضافه شد. تأثیر این متغیر کنترلی ناچیز و به جهت آماری معنادار نبود. براساس آخرین نتایج با واردکردن متغیرهای کنترلی مختلف به مدل، همچنان ضریب اصلی مدل γ_3 که تأثیر ناهمگنی شغلی خانوار ایرانی بر بخشی از ثروت خانوار را نشان می‌داد به جهت آماری حتی در بازهٔ اطمینان ۹۰ درصد نیز معنادار نبوده است.

---

[۱] برای اطلاعات بیشتر مقالهٔ لودتی و هاشم پسران (۲۰۲۳) را ببنید این شاخص به‌صورت فصلی ارائه شده است.

[2] error term

[3] heteroskedasticity-consistent standard errors

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

جدول ۶

نتایج تخمین مدل ترکیبی موزون و برآورد ضریب γ_3 به‌عنوان حاصل‌ضرب تورم کالاهای بادوام در متغیر مجازی، براساس متغیرهای کنترلی مختلف

متغیر وابسته در این تخمین‌ها نرخ رشد مخارج کالاهای بادوام خانوارها است.

متغیرهای مستقل	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)
ضریب ثابت (عرض از مبدأ)	۰/۱۷ ***	۰/۱۷ ***	۰/۲۲ ***	۰/۲۴***	۰/۲۷ ***
Inflation	−۰/۴۶ ***	−۰/۳۶ ***	−۰/۴۲ ***	−۰/۴۲ ***	−۰/۴۲ ***
bank_dummy	−۰/۰۶	−۰/۰۶	−۰/۰۷	−۰/۰۷	−۰/۰۷
Inflation * bank_dummy	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲
sanction_index			−۰/۱۸ ***	−۰/۳۰**	−۰/۳۰ ***
consumption_growth_rate				−۰/۷۱	−۰/۷۲
family_income-growth_rate					۰/۰۰۲

Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶ جمع‌بندی

در ادبیات اقتصادی، سیاست پولی با اعمال سه اثر اصلی به بخش خانوار منتقل می‌شود. اولین مورد اثر درآمد است، زیرا سیاست پولی مستقیم بر نرخ بهرهٔ دریافتی توسط پس‌اندازکنندگان و پرداختی توسط وام‌گیرندگان تأثیر می‌گذارد. دومین مورد، اثر ثروت ناشی از تعدیل (واکنش) ارزش دارایی‌هایی؛ مانند اوراق قرضه، سهام و املاک و مستغلات به سیاست پولی است. سومین اثر نیز اثر جانشینی است، زیرا تغییر در نرخ های بهرهٔ واقعی، قیمت (ارزش) مصرف فعلی را مقابل مصرف آتی تغییر می‌دهد.

نتایج مدل با فرضیه اولیه هم خوانی نداشت و همانطور که ذکر شده خانوار بانکی از تورم منتفع نشده اند منتهی ملاحظه ای که در مورد محدودیت داده ای عنوان شده جدی است یکی از مهم ترین اقلام ثروت در خانوار ایرانی مستغلات(اصلی و فرعی) است که این بخش از ثروت خانوار از این داده‌ها قابل احصا نبوده و تا زمانی که ما نتوانیم به صورت کامل داده‌های ثرت را احصا کنیم توجیه نتایج کار دقیقی نیست به همین دلیل نویسندگان به جای توجیه نتایج بر محدودیت داده‌ای تاکید داشتند.

تعاملات این اثرات با ابعاد خاصی از ناهمگنی بین خانوارها به کانال‌های انتقال سیاست پولی منجر می‌شود که به‌طور بالقوه می‌تواند بر نابرابری تأثیر بگذارد. این کانال‌ها به‌عنوان

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

کانال‌های توزیعی تعریف شده است. یکی از قدیمی‌ترین کانال‌هایی که در ادبیات اقتصادی معرفی شده است کانال تورم پیش‌بینی‌نشده یا همان کانال فیشر است که براساس آن تورم، ثروت واقعی را از وام‌دهندگان به وام‌گیرندگان با تغییر ارزش دارایی‌ها و بدهی‌های اسمی بازتوزیع می‌کند. این کانال نشان می‌دهد دسترسی خانوار به اعتبارات و وام‌ها ازجمله مواردی است که ترکیب ترازنامهٔ خانوار (در کانال فیشر ارزش دارایی‌ها و بدهی‌های اسمی) را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. در ایران وضعیت شغلی اعضای خانواده، بخصوص سرپرست آن، نقش مهمی در تعیین دسترسی خانوار به اعتبارات دارد؛ برای نمونه، براساس داده‌های هزینه و درآمد خانوار نشان داده شد خانواری که حداقل یک عضو آن براساس کد طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی در فعالیت بانکداری اشتغال دارد به تعداد و مقدار بیشتری امکان دریافت وام را دارد.

از سوی دیگر، یکی از مسائل جدی اقتصاد ایران تورم بالا و پرنوسان است. در دههٔ اخیر به‌دلیل تحولات سیاسی هم‌زمان تورم تک‌رقمی و نیز تورم‌های بالای ۳۰ درصد در اقتصاد ایران تجربه شده است و نیز در این دهه در سال‌های تحریم کالاهای بادوام نسبت به کالاهای بی‌دوام رشد قیمتی بالاتری داشته‌اند.

به‌طورکلی، مطالعات انجام‌شده در ایران تأثیر کانال توزیعی تورم بر درآمد خانوار را از طریق ناهمگنی در سبد مصرفی بررسی کرده‌اند. بااین‌حال، تاکنون پژوهشی به بررسی تأثیر کانال تورمی بر ثروت خانوار، آن‌هم از منظر ناهمگنی در دسترسی به اعتبارات (یا ناهمگنی شغلی) نپرداخته است؛ این در حالی است که به نظر می‌رسد خانوارها به‌دلیل ناهمگنی در دسترسی به اعتبارات (متاثر از ناهمگنی وضعیت شغلی) به‌صورت یکسان از تورم متأثر نمی‌شوند. این مقاله تلاش دارد اثر کانال تورم بر ثروت خانوار را از طریق ناهمگنی شغلی به‌عنوان معیاری از ناهمگنی دسترسی به وام بررسی کند. انتظار می‌رفت که خانوارهای بانکی که دسترسی راحت‌تری به وام دارند باتوجه‌به افزایش بالاتر قیمت کالاهای بادوام این وام را صرف خرید کالاهای بادوام کرده و درنتیجه، نرخ رشد کالاهای بادوام؛ مانند وسایل نقلیه، جواهرات، و سایر کالاهای بادوام به نسبت سایر گروه‌های خانواری افزایش یابد. به عبارت ساده‌تر، خانوارهای بانکی که دسترسی به وام دارند از افزایش قیمت کالاها به‌ویژه کالاهای بادوام منتفع شوند.

بااین‌حال، نتایج تخمین مدل نشان داد خانوار بانکی علی‌رغم دسترسی راحت‌تر به وام از تورم موجود منتفع نشده‌اند و ضریب حاصل‌ضرب تورم در متغیر مجازی (خانوار بانکی یک و سایر خانوار صفر) علی‌رغم مثبت‌بودن معنادار نیست. یکی از دلایل این نتایج به محدودیت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

داده‌ها برمی‌گردد؛ متغیر ثروت یک متغیر انباره‌ای[1] است و امکان احصاء مقدار مطلق آن براساس داده‌های هزینه و درآمد خانوار وجود ندارد به همین دلیل از تغییرات ثروت خانوار براساس مخارج انجام‌شدهٔ خانوار بر اقلام دارایی‌های غیرمالی در طول سال بهره گرفته شد. همان‌طور که در بالا ذکر شد، امکان محاسبهٔ نرخ رشد سکونتگاه اصلی و فرعی خانوار به‌عنوان جزء مهم ثروت خانوار ایرانی وجود ندارد و قطعاً این محدودیت داده‌ها و عدم‌احصاء کامل اقلام ثروت غیرمالی در نتایج مدل مؤثر بوده است. به‌طور متوسط، بیش از ۳۰ درصد مبلغ وام دریافتی خانوار بانکی مربوط به وام مسکن است و نیز بیش از ۱۰ درصد تعداد وام‌های دریافتی نیز با عنوان وام مسکن دریافت شده است؛ اما همان‌طورکه در بالا ذکر شد مرکز آمار ایران به‌جای خود خانوار، آدرس‌های پستی (خانه‌ها) را دنبال می‌کند و به همین دلیل، اگر خانواری تغییراتی در وضعیت ملک محل سکونت (به‌عنوان بخشی از تغییرات ثروت خانوار) به‌دلیل دریافت وام مسکن داشته باشد از طریق این داده‌ها قابل‌پیگیری نیست.

داده‌های طرح هزینه و درآمد مرکز آمار ایران، به‌ویژه در ثبت و احصاء مخارج خانوارهای ایرانی، یک منبع غنی محسوب می‌شود و اخیراً با اضافه‌شدن ویژگی‌های پنل چرخشی، ظرفیت تحلیلی آن افزایش یافته است. بااین‌حال، این طرح آماری در رصد ثروت خانوارهای ایرانی با چالش‌هایی مواجه است، به‌ویژه به‌دلیل دنبال‌شدن آدرس پستی به‌جای خود خانوار که به کاستی‌هایی در پایش تغییرات دارایی و ثروت منجر می‌شود. امید است که سیاست‌گذاران آماری با اصلاح این محدودیت‌ها، امکان دسترسی پژوهشگران به داده‌های دقیق‌تر در حوزهٔ ثروت خانوار را فراهم کنند.

فهرست منابع

آذربایجانی، ع. رحمانی، ت.، مدنی زاده، س.، افروزی، ح.، (۱۴۰۰). نابرابری تورمی و تأثیر واکنش خانوار بر میزان آن: شواهدی از ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۶، شماره ۱، ص ۲۴.

آرمان مهر، م.، فرهمندمنش، آ.، (۱۳۹۷). بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمدی خانوارهای شهری ایران با رهیافت اتکینسون. *پژوهش‌های اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیست و پنجم، دوره جدید شمارهٔ ۱۵.

خیابانی، ن.، صحافی‌زاده، ش.، (۱۴۰۲). تحقیق و پژوهش به منظور بررسی عوامل نوسان‌ساز بازار ارز در اقتصاد ایران و ارائهٔ راهکارهای مناسب در کاهش آن، طرح پژوهشی موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

[1] stock

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

Adam, K. & Zhu, J. (2016). Price-level changes and the redistribution of nominal wealth across the Euro area. *Journal of European Economic Association* 14(4), 871–906.

Amanzadeh, N. Heydari, M.S. (2023). Absolute intragenerational income mobility in Iran. *Quarterly Review of Economics and Finance* 90 (2023) 38–50.

Amaral, P. (2017). Monetary policy and inequality. Economic Commentary 2017-01, *Federal Reserve Bank of Cleveland*, Cleveland.

Ampudia, M., Georgarakos, D., Sla˘c´alek, J., Tristani, O., Vermeulen, P. &Violante, G.L. (2018). Monetary policy and household inequality. ECB Working Paper 2170, *European Central Bank*, Frankfurt am Main.

Bul´ı˘r, A. (2001) Income inequality: does inflation matter? *IMF Staff Papers*, 48(1): 139–159.

Bul´ı˘r, A. and Gulde, A. (1995) Inflation and income distribution: further evidence on empirical links. IMF Working Paper 86, *International Monetary Fund*, Washington.

Carroll, C. D., & Dunn, W. E. (1997). Uncertainty and consumption behavior. *Journal of Economic Perspectives*, 11(4), 177–198.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kudlyak, M. & Mondragon, J. (2014). Does greater inequality lead to more household borrowing? New evidence from household data. NBER Working Paper 19850, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. & Silvia, J. (2017). Innocent bystanders? Monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics* 88, 70–88.

De Mendonc¸a, H.F. and Esteves, D.M. (2018) Monetary authority's transparency and income inequality. *Review of Development Economics* 2018: 1–26.

Doepke, M. & Schneider, M. (2006). Inflation and the redistribution of nominal wealth. *Journal of Political Economy* 114(6),1069–1097.

Dolado, J., Motyovszki, G. &Pappa, E. (2018). Monetary policy and inequality under labor market frictions and capital-skill complementarity. *Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (2), 292-332.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

Einian, M. Nili, M. (2019). Excess sensitivity and borrowing constraints: Evidence from Iranian households. *Economics of Transition and Institutional Change*. 2020; 28:137–160.

Easterly, W. and Fischer, S. (2001) Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking* 33(2):160–178.

Ferreira, C. Leiva, M, L. Nuño, G. Ortiz, A. Rodrigo, T. Vazquez, S. (2023). The Heterogeneous Impact of Inflation on Households' Balance Sheets. *BIS Working Papers*, No 1152.

Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. *Princeton University Press*.

Galli, R. & von der Hoeven, R. (2001). Is inflation bad for income inequality: the importance of the initial rate of inflation. ILO Employment Paper 2001/29, *International Labour Organization*, Geneva.

Ghasemi, M. & Fa'al Jalali, A. (2023). Comparing the Effects of Inflation on the Expenditure and Income of Urban and Rural Families in Iran Using a Panel Data. *Journal of Research and Rural Planning*. Volume 12, No. 3, Serial No. 42, Pp. 17-32

Heathcote, J., Perri F. & Violante G. (2010). Unequal we stand: an empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006. *Review of Economic Dynamics* 13(1), 15–51.

Inui, M., Sudo, N. & Yamada, T. (2017). Effects of monetary policy shocks on inequality in Japan. *Bank of Japan Working Paper* 17-E-3, Bank of Japan, Tokyo.

Laudati, D. Hashem Pesaran, M. (2023). Identifying the effects of sanctions on the Iranian economy using newspaper coverage. *Journal of Applied Econometrics.* Volume 38, Issue 3.

Infante, L. Loschiavo, D. Neri, A. Spuri, M. Vercelli, F. (2023). The Heterogenous Impact of Inflation Across the Joint Distribution of Household Income and Wealth. *Designed by the Printing and Publishing Division of the Bank of Italy* ISSN 1972-6643

Meh, C., Rios-Rull, J. and Terajima, Y. (2010) Aggregate and welfare effects of redistribution of wealth under inflation and price-level targeting. *Journal of Monetary Economics* 57(6): 637–652.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In K. K. Kurihara (Ed.), Post-Keynesian economics (pp. 388–436). *Rutgers University Press*.

Romer, C.D. & Romer, D. (1999). Monetary policy and the well-being of the poor. *Economic Review* QI, 21–49.

Romer, C.D. & Romer, D. (2004). A new measure of monetary shocks: derivation and implications. *American Economic Review* 94(4), 1055–1084.

Ross Sorkin, A. (2022). Ben Bernanke sees stagflation ahead. https://www.nytimes.com/2022/05/16/business/ben-bernanke-predicts-stagflation.html.

Voinea, L., Lovin, H. and Cojocaru, A. (2018) The impact of inequality on the transmission of monetary policy. *Journal of International Money and Finance* 85: 236–250.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

Journal of Monetary & Banking Research
Vol. 18, No. 64, spring 2025
pages 239-261

The Impact of Inflation on the Distribution of Household Wealth in Iran Through Occupational Heterogeneity

Ahya Eyvazi[1] **Hossein Tavakolian**[2]
Majid Einian[3]

Received: 27-Feb-2025 Accepted: 25-May-2025

Abstract

Monetary policy is transmitted to the household sector through three main effects: the income effect, the wealth effect, and the substitution effect. The interaction of these effects with household heterogeneity gives rise to distributional transmission channels of monetary policy. the most important distributional channel is inflation, which shows how household heterogeneity in credit access affects the composition of household balance sheets, particularly the value of nominal assets and liabilities. This research tries to answer the question of how the distributional channel of inflation affects household wealth in the presence of occupational heterogeneity, as in Iran, the employment status of household members, particularly the head of the household, plays a key role in determining the level of access to credit. An analysis of Household Income and Expenditure Survey (HIES) data reveals that households with at least one member employed in the banking sector (based on ISIC classification) have greater access to loans compared to other households. Based on this, this research uses panel data and estimates a weighted pooled model to examine how inflation affects the

[1] PhD Candidate in Economics, Allameh Tabataba'i University (Corresponding Author); ahyaevazi@gmail.com
[2] Associate Professor of Economic sciences, Allameh Tabataba'i University; tavakolianh@gmail.com
[3] Researcher, Arcada University of Applied Sciences; einian85@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]

growth rate of durable goods - as an indicator of changes in household wealth - through occupational heterogeneity - as a measure of heterogeneity in access to credit during 2010-2021. It was expected that banking households, due to easier access to loans, would be more likely to purchase durable goods in response to inflation and benefit from the rising prices of these goods. However, the model's estimation results indicate that the effect of inflation on the growth rate of durable expenditures is not statistically significant. This result is likely due to data limitations, as HIES tracks postal addresses rather than households, making it difficult to measure changes in household wealth accurately. For instance, if a household changes its residence due to access to mortgage loans, this change in housing wealth—an essential component of household assets—cannot be tracked using HIES data.

Keywords: Inflation, Heterogeneity, Distributional Channel, Wealth (Fisher) Channel
JEL Classification: D12, D31, E31, E59

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.64.253]