Applied Theories of Economics, Vol. 10, No. 4, Winter 2024

Intergenerational Measurement of Effects of Monetary Shocks on Consumption Expenditures of Urban Households in Iran

Seyed Aziz Arman[1]
Abdul Majeed Ahangari[2]
Batool Azari Beni[3]

Abstract

This article presents a case study to assess the impact of monetary market shocks on the consumption behavior of urban households across different age groups (elderly, middle-aged, and young cohorts). Utilizing a method developed by Deaton and Paxson (1997) and analyzing cross-sectional household budget data, a pseudo-panel dataset is constructed to examine the intergenerational consumption patterns of individuals born between 1957 and 1992. The findings highlight that the highest magnitude of monetary market shock occurred from 2011 to 2012. It is observed that young households exhibit lower consumption levels compared to other cohorts and experience greater vulnerability to both small and significant adverse shocks in the monetary market. Furthermore, a significant negative shock impacts all age groups, resulting in a convergence of consumption expenditures across cohorts; however, the young cohort experiences the most significant reduction in consumption due to its heightened vulnerability relative to other age groups.

Keywords: *Monetary Shocks, Consumption Expenditures, cohort study, pseudo panel data.*

JELClassification: *E32، D31، I32.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] Professor in Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz. saarman2@yahoo.com
[2] Associate Professor in Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, a_m_ahangari@yahoo.com
[3] Ph.D. Candidate in Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, bazari@rocketmail.com

Introduction

Recent decades have seen significant economic developments in Iranian society, with various economic shocks impacting markets, including the monetary market (Fotros & Maboudi, 2008). One of the most crucial economic shocks is the financial market shock, which can extensively affect both micro and macroeconomic variables within the society (Lastraps, 2002). As integral components of society, households are profoundly influenced by the consequences of monetary market shocks, resulting in fluctuations in income levels and consumption expenses, thereby affecting their economic well-being (Khosravinejad and Fathi, 2011). Consequently, the financial ramifications of monetary market shocks on household consumption expenditures are multifaceted and warrant special investigation. Given the simultaneous occurrences of monetary market shocks and changes in household consumption expenditures in Iran's economy in recent years, it is essential to explore how such shocks have impacted the consumption expenses of households across different generations.

Method This study employs a case study approach to examine the effects of monetary market shocks on the consumption behavior of urban households in different age cohorts - elderly, middle-aged, and young. To investigate the intergenerational patterns of urban households' consumption expenditures, a pseudo-panel data analysis is conducted utilizing the method developed by Deaton and Paxson (1997) and cross-sectional data from household budgets. Specifically, the study focuses on individuals born between 1957 and 1992. Due to the lack of panel data for households over time in most countries, a pseudo-panel approach is utilized to track the performance of cohort generations over time. This approach enables the examination of household behavior across different generations over time. Data analysis is conducted using STATA software, Markov switching, and the Bootstrap method.

Results and Discussion

An overview of the country's economic developments reveals that fluctuations in the growth rate of money have not been uniform in recent years. Specifically, the analysis indicates that the most significant monetary market shock from 2011 to 2021 occurred in 2011-2012. This shock had varying effects on consumption expenditures across different generations of households, with the younger cohort experiencing lower consumption levels compared to other age groups. Furthermore, small and large negative shocks in the monetary market have rendered the young cohort more susceptible to economic vulnerability than their older counterparts.

Additionally, the impact of a significant negative shock extended across all generations, resulting in a convergence of consumption expenses among households of different age groups. Nevertheless, due to their heightened vulnerability, the young cohort experienced the most substantial reduction in consumption expenditure. This demonstrates that significant shocks necessitate young households to allocate more time towards rebuilding their economic well-being, while smaller shocks have a lesser impact on their financial situation.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال دهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۲/ صفحات ۲۳۴-۲۰۵

اندازه‌گیری بین‌نسلی آثار شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارهای شهری در ایران

سید عزیز آرمن[۱]

استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، Saarman2@yahoo.com

عبدالمجید آهنگری

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز،a_m_ahangari@yahoo.com

بتول آذری بنی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، bazari@rocketmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۰۳

چکیده

این مقاله درصدد است تا در یک مطالعه موردی آثار شوک بازار پول بر رفتار مخارج مصرفی خانوارهای شهری را در نسل‌های سنی سالمند، میانسال و جوان آزمون نماید. بدین منظور، جهت بررسی رفتار بین‌نسلی مخارج مصرفی خانوارهای شهری، با استفاده از روش دیتون و پاکسون (۱۹۹۷) و داده‌های مقطعی بودجه‌ی خانوار نوعی بانک اطلاعاتی تابلویی ترکیبی طراحی و رفتار متولدین ۱۳۳۵ تا ۱۳۷۰ مورد تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد بیشترین مقدار شوک بازار پول در طی دهه‌ی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، مربوط به بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۰ است. بر این اساس نتایج حاصل از وقوع شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها بیانگر آن است که سطح مخارج مصرفی خانوارها در نسل‌های سنی جوان نسبت به سایر نسل‌ها کمتر بوده و وقوع شوک منفی کوچک و بزرگ در بازار پول سبب شده است تا نسل‌های جوان نسبت به سایر نسل‌ها بیشتر در معرض آسیب باشند. همچنین وقوع شوک منفی بزرگ با تحت تاثیر قرار دادن تمامی نسل‌ها سبب شده است که تا حدودی مخارج مصرفی خانوارها در نسل‌های مختلف به یکدیگر نزدیک شود؛ ولی با این حال نسل جوان به دلیل آسیب‌پذیر بودن نسبت به سایر نسل‌ها بیشترین میزان کاهش را متحمل شده است.

واژه‌های کلیدی: شوک بازار پول، مخارج مصرفی ، مطالعه نسلی، داده‌های تابلویی ترکیبی.

طبقه‌بندی JEL: E32، D31، I32.

---

[۱] نویسنده مسئول مکاتبات

۱. مقدمه

تجزیه و تحلیل تغییرات رفاه اقتصادی خانوارها از جمله مباحثی است که اهمیت ویژه‌ای در ادبیات توسعه اقتصادی دارد و از دیرباز به عنوان یک مولفه‌ی کلیدی و مهم در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. نوسان در سطح درآمد و مخارج مصرفی هر خانوار عموماً به عنوان تصویری از تغییرات رفاه اقتصادی خانوارها مورد تفسیر قرار می‌گیرد و بر مبنای آن اختلاف سطح درآمد و مخارج مصرفی هر خانوار با خانوار دیگر در جامعه به منزله‌ی تفاوت در سطح رفاه تلقی می‌شود. در این راستا، بر اساس مطالعات انجام شده، شواهد سال‌های گذشته حکایت از آن دارد که جامعه‌ی ایران شاهد وقوع بحران‌ها و شوک‌های اقتصادی از جمله شوک بازار پول بوده است (برومند و همکاران[1]، ۱۳۹۸). وقوع شوک‌های اقتصادی از جمله شوک بازار پول با تغییر سطح درآمد و مخارج مصرفی خانوارها چالش جدی در رفاه اقتصادی خانوارها ایجاد نموده و حیات اقتصادی آنها را تحت تاثیر قرار می‌دهد (التونک و ایدن[2]، ۲۰۱۴). بنابراین به نظر می‌رسد اثرات اقتصادی شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها دارای ابعاد گسترده‌ای باشد، که نیازمند مطالعه‌ی ویژه است.

بر این اساس، با توجه به اینکه در طی سال‌های اخیر وقوع شوک در بازار پول و تغییر مخارج مصرفی خانوارها در اقتصاد ایران معمولاً به صورت مشترک و همزمان مشاهده شده است؛ سوالی که مطرح می‌شود، این است که شوک بازار پول در طی سال‌های مختلف به چه صورت بر مخارج مصرفی خانوارها در نسل‌های مختلف موثر بوده است؟ در واقع در اثر وقوع شوک در بازار پول ممکن است روند تغییرات مخارج مصرفی خانوارها در تمامی نسل‌ها یکسان باشد، ولی تجربه و کیفیت رفتار مصرفی نسل‌های مختلف متفاوت خواهد بود. به عنوان مثال در شرایطی که اقتصاد در وضعیت مناسبی قرار دارد و رفاه اقتصادی در یک جامعه بهبود یافته است، میانسال‌های فعلی، نسبت به میانسال‌های قبلی سطح درآمد و مخارج مصرفی بالاتری را کسب می‌نمایند (شاکری[3]، ۱۳۹۲). بنابراین با توجه به این مساله می‌توان بیان نمود که میزان تاثیرپذیری نسل‌های مختلف از شرایط اقتصادی، متفاوت خواهد بود. بر این اساس بررسی ابعاد مختلف آثار

[1] Boroumand et al. (2020)
[2] Altunc & Aydin
[3] Shakri (2014)

شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها از منظر نسل‌های مختلف جامعه نیز حائز اهمیت است.

جهت بررسی اثرات شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها از منظر نسلی به داده‌های تابلویی ترکیبی[1] نیاز است. استفاده از داده‌های تابلویی ترکیبی نسل‌هایی را بر اساس بررسی‌های مقطعی فراهم می‌کند. به همین منظور در این مطالعه سعی شده است تا اثرات شوک بازار پول بر متغیر مخارج مصرفی خانوار با استفاده از داده‌های تابلویی ترکیبی در نسل‌های سنی سالمند، میانسال و جوان در طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ مورد بررسی قرار گیرد.

در این راستا با توجه به اهمیتی که موضوع اثرات شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها در عرصه‌ی اقتصادی دارد، به کنکاش در این مسئله می‌پردازیم، به نحوی که در قسمت دوم و سوم به مطالعات نظری و تجربی پژوهش پرداخته می‌شود. در قسمت چهارم روش‌شناسی مقاله بررسی می‌شود. در نهایت بخش پنجم مقاله بر اجرای مدل متمرکز می‌شود و نتایج به دست آمده را تشریح می‌کند و در پایان نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات تحقیق

طی دهه‌های گذشته برخی از اقتصاددانان همچون کینزین‌ها[2]، نئوکلاسیک‌ها[3] و پول‌گرایان[4] مطالعات متعددی در زمینه‌ی شوک بازار پول ارائه نمودند (کریستیانو، ایشنبام و اوانس[5]، ۱۹۹۶). در این راستا عوامل متعددی که به بررسی اثرات شوک بازار پول می‌پردازد به دو دسته‌ی کلی کانال‌های نئوکلاسیک و غیرنئوکلاسیک[6] تقسیم می‌شوند. در ادامه کانال‌های نئوکلاسیک و غیرنئوکلاسیک مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۲-۱. کانال‌های نئوکلاسیک

مکانیسم اثرگذاری شوک بازار پول بر متغیر مخارج مصرفی خانوار از طریق کانال نئوکلاسیک به دو صورت کانال سنتی نرخ بهره و کانال اثر ثروت تقسیم می‌شود

---

[1] Pseudo panel
[2] Keynesian
[3] Neoclassic
[4] Monetarist
[5] Christiano et al.
[6] Non-neoclassic

(همان). کانال نرخ بهره به عنوان یک مکانیسم کلیدی توسط برخی از اقتصادانان همانند تیلور[1] مورد تایید واقع شده و مبنای آن بر اساس نظریه سنتی کینز[2] است (کری لووا[3] ، ۲۰۰۲). بر اساس کانال نرخ بهره، چنانچه شوک منفی در بازار پول رخ دهد، اثرات اولیه‌ی آن کاهش حجم پول و افزایش نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت است. البته لازم به ذکر است که روند افزایشی نرخ بهره حقیقی تا بلندمدت نیز ادامه می‌یابد. در این میان اثرات ثانویه‌ی شوک منفی در بازار پول از طریق افزایش پیوسته نرخ بهره حقیقی در بلندمدت، سبب افزایش هزینه سرمایه‌گذاری می‌شود (بووین و همکاران[4] ، ۲۰۱۰). کینز در بررسی‌های اولیه‌ی خود مطرح نمود که منظور از مخارج سرمایه‌گذاری رفتارهای اقتصادی بنگاه‌های تولیدی است، اما در طی زمان اقتصاددانان به این نتیجه رسیدند که تقاضای خانوارها برای کالای مصرفی بادوام و مسکن نیز جزء رفتارهای مخارج سرمایه‌گذاری برای خانوارها محسوب می‌شود (البورن[5]، ۲۰۰۸). بر طبق این کانال، با تغییرات نرخ بهره هزینه‌های سرمایه افزایش یافته و مخارج مصرفی خانوار بر روی کالاهای مصرفی بادوام و مسکونی کاهش می‌یابد. به این نحو که خانوارها برای خرید مسکن، نیاز به اعتبارات و منابع مالی دارند که با افزایش نرخ بهره و افزایش هزینه‌ی اعتبارات بانکی، قدرت وام‌گیری خانوارها کاهش یافته و مخارج مصرفی خانوارها در بخش مسکونی کاهش می‌یابد (میشکین[6]، ۲۰۰۱). البته لازم به ذکر است میزان تاثیرپذیری نسل‌های مختلف در واکنش به شوک منفی بازار پول و افزایش نرخ بهره حقیقی متفاوت است. به عنوان مثال نسل‌های جوان به دلیل نداشتن شغل دائمی و بنابراین سطح درآمد پائین بیشترین تاثیر را از وقوع شوک منفی در بازار پول دریافت خواهند نمود. چراکه خانوارهای جوان به دلیل نداشتن موقعیت اجتماعی مناسب نسبت به سایر نسل‌ها دارای قدرت کمتری برای اخذ وام هستند. بنابراین افزایش نرخ بهره و افزایش هزینه‌ی اعتبارات بانکی سبب می‌شود تا توانایی این نسل برای اخد وام و صرف آن در بخش مسکونی کاهش یابد. این مساله در حالی که نسل‌های میانسال و سالمند

---

[1] Taylor
[2] Keynez
[3] Krylova
[4] Boivin et al.
[5] Elbourne
[6] Mishkin

اغلب دارای مسکن بوده و تغییرات نرخ بهره تاثیر چندانی بر روی این قشر نداشته باشد (شاکری[۱]، ۱۳۹۲).

بررسی نحوه اثرگذاری شوک بازار پول بر متغیر مخارج مصرفی خانوارها از دریچه کانال اثر ثروت بر مبنای فرضیه سیکل زندگی مصرف و پس‌انداز برومبرگ و مودیگیلانی[۲] (۱۹۵۴) است که بعدها توسط آندو و مودیگیلانی[۳] (۱۹۶۳) تکمیل شد. بر طبق این فرضیه مخارج مصرفی خانوارها براساس ثروت انسانی، ثروت مالی و سایر دارایی‌ها همچون سهام، املاک، مسکن و غیره تعیین می‌شود (بووین و همکاران[۴] ، ۲۰۱۰). بر مبنای این سازوکار، وقوع شوک منفی در بازار پول منجر به کاهش حجم پول در گردش شده و نرخ بهره را افزایش می‌دهد. بدین ترتیب در اثر افزایش نرخ بهره قیمت دارایی‌های مالی با کاهش مواجه می‌شود. کاهش قیمت دارایی‌های مالی، به مفهوم کاهش ثروت صاحبان این دارایی‌ها است. در این شرایط کاهش ارزش ثروت صاحبان این دارایی‌ها، منابع طول دوره زندگی مصرف‌کنندگان را کاهش داده و منجر به کاهش قدرت مصرفی خانوارها در تمامی نسل‌ها می‌شود (شریفی رنانی و همکاران[۵]، ۱۳۹۱). در این راستا بر اساس فرضیه سیکل زندگی آندو و مودیگیلانی[۶] (۱۹۶۳) در یک مقطع زمانی مشخص عده‌ای از خانوارها جوان، برخی میانسال و برخی دیگر سالمند هستند. این مساله در حالی است که نسل جوان نسبت به نسل میانسال و سالمند ثروت کمتری را در اختیار دارد. بنابراین در این شرایط وقوع شوک منفی در بازار پول از طریق افزایش نرخ بهره باعث می‌شود تا ارزش ثروت اندک نسل جوان کاهش یابد و بنابراین منابع طول دوره زندگی و مطلوبیت این گروه از خانوارها کاهشی باشد. البته نسل میانسال و سالمند بدلیل داشتن شغل و درآمد و پس‌انداز بالاتر به نسبت کمتری از اثرات شوک منفی در بازار پول متاثر می‌شوند (شاکری[۷]، ۱۳۹۲).

---

[1] Shakri (2014)
[2] Bromberg & Modigliani
[3] Ando & Modigliani
[4] Boivin and et al.
[5] Sharifi Renani et al. (2013)
[6] Ando & Modigliani
[7] Shakri (2014)

۲-۲. کانال غیرنئوکلاسیک[1]

مکانیسم اثرگذاری شوک بازار پول بر متغیر مخارج مصرفی خانوار از طریق کانال غیر نئوکلاسیک از دریچه‌ی کانال ترازنامه‌ای قابل توضیح است. در کانال ترازنامه‌ای بیشترین تاکید بر رابطه‌ی میان منبع وام‌دهنده و سلامت مالی وام‌گیرندگان در جهت اخذ وام و اعتبارات است. در واقع این شرایط ترازنامه‌ای وام‌گیرندگان است که مشخص می‌سازد ساختار مالی وام‌گیرندگان به چه صورت بوده و آیا وام‌گیرندگان توانایی دریافت اعتبارات و منابع مالی را دارند یا خیر. بر این مبنا، چنانچه وضعیت ترازنامه‌ای وام‌گیرندگان مساعد بوده و مقدار دارایی خالص وام‌گیرندگان همچون دارایی نقدی و قابل فروش بالاتر باشد، در این صورت قدرت وام‌گیرندگان برای دریافت وام بیشتر می‌شود (استین[2]، ۱۹۹۵). بر این اساس وقوع شوک منفی در بازار پول نقش موثری در ناتوانسازی ترازنامه‌ی وام‌گیرندگان دارد. به این صورت که اولا؛ با وقوع شوک منفی در بازار پول قیمت دارایی‌های وام‌گیرندگان کاهش می‌یابد. در این شرایط کیفیت ترازنامه وام‌گیرندگان بدتر شده و قرض‌گیرندگان بدلیل ارائه وثیقه با ارزش پایین توانایی کمتری برای دریافت وام دارند. در این شرایط بدلیل عدم اخذ وام و اعتبارات کافی قدرت سرمایه‌گذاری وام‌گیرندگان کاهش یافته و بنابراین سطح تولید و مخارج مصرفی نیز کاهش می‌یابد (همان). دوماً؛ با وقوع شوک منفی در بازار پول خالص جریان وجوه و اعتبارات بانکی و سطح حجم وامهای اعطایی از سوی بانک کاهش می‌یابد. البته لازم به ذکر است که در این حالت فرض بر آن است که خانوارها تنها به منابع و اعتبارات بانکی دسترسی دارند و دسترسی به سایر منابع مالی و اعتباری میسر نبوده و یا اینکه بسیار محدود است. در این شرایط بر اثر وقوع شوک منفی و کاهش سطح حجم اعتبارات، منابع مالی و اعتباری خانوارها کاهش یافته و مخارج مصرف خانوارها به ویژه در بخش مسکن و خرید کالاهای بادوام تحت تاثیر قرار می‌گیرد (همان). در این شرایط اثرات وقوع شوک منفی در بازار پول و کاهش حجم اعتبارات در نسلهای مختلف متفاوت است به عنوان مثال نسل سالمند ومیانسال به دلیل داشتن شرایط مالی بهتر نسبت به نسل جوان کمتر دچار مشکل می‌شوند (شاکری[3]، ۱۳۹۲).

---

[1] Non-neoclassic
[2] Stein
[3] Shakri (2014)

در مطالعات خارجی بویاکز و همکاران[1] (۲۰۰۵) به بررسی اثرات شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که وقوع شوک در بازار پول مخارج مصرفی خانوارها در بخش مسکن را نسبت به سایر بخشها به میزان بیشتری تحت تاثیر قرار داده است. اما در عین حال نتایج نشان می‌دهد که اثرات شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها دائمی نبوده و سریعا ناپدید می‌شود. کالزا و همکاران[2] (۲۰۱۰) به بررسی اثرات شوک بازار پول بر سرمایه‌گذاری خانوارها در بخش مسکونی در کشورهای صنعتی پرداختند. آنها در این مطالعه بیان نمودند که مخارج مصرفی خانوارها در بخش مسکن در کشورهایی که دارای بازار رهن انعطاف‌پذیر یا پیشرفته هستند، حساسیت بیشتری نسبت به وقوع شوک بازار پول دارد. یانیک و اکوبنا[3] (۲۰۱۲) در طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۱ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته[4] و همچنین با استفاده از داده‌های درآمد- مخارج خانوارهای ایالات متحده و کشورهای در حال توسعه به بررسی تاثیر شوک بازار پول بر نابرابری مصرفی خانوارها در این کشورها پرداختند. آنها در نتایج‌شان نشان دادند وقوع شوک بازار پول از طریق تغییر نرخ بهره و با هدف کاهش تورم، دارای تاثیر مثبتی بر کاهش نابرابری و افزایش رفاه خانوارها است. سایکی و فراست[5] (۲۰۱۴) در مطالعه خود با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری[6] به بررسی اثرات شوک بازار پول بر نابرابری مصرفی خانوارها در ژاپن پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وقوع شوک در بازار پول پس از سال ۲۰۰۸ منجر به افزایش نابرابری و کاهش مخارج مصرفی شده است. گوئرلو و لوئیس[7] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری به بررسی تاثیر شوک بازار پول بر توزیع مصرفی خانوارها در کشورهای یورو پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده آن بود که تاثیر شوک بازار پول بر توزیع مصرفی خانوار در بین کشورهای مختلف متفاوت است. همچنین وقوع یک شوک مثبت در بازار پول تاثیر کاهشی کمی بر توزیع مصرف

[1] Bouakez et al.
[2] Calza et al.
[3] Yanik & Akubna
[4] Gaussian mixture models
[5] Saiki& Frost
[6] Vector Auto Regression
[7] Guerello & Luiss

دارد. ممتاز و دفیلوپوالو[1] (۲۰۱۷) به دنبال بررسی این مطلب بودند که آیا وقوع شوک در بازار پول در افزایش و یا کاهش نابرابری مصرفی تاثیری دارد؟ در این راستا آنها در مطالعاتشان به این نتیجه رسیدند که وقوع شوک منفی در بازار پول منجر به افزایش نابرابری مصرفی می‌شود. همچنین آنها بیان نمودند که وقوع شوک منفی در بازار پول دارای تاثیر بیشتری بر خانوارهای کم درآمد و خانوارهای کم مصرف است. مرتنز[2] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار ساختاری[3] به بررسی اثرات شوک بازار پول بر متغیر مخارج مصرفی خانوارها در ایالات متحده پرداخته است. وی در این بررسی به این نتیجه رسید که شوک منفی در بازار پول در بلندمدت منجر به کاهش مصرف خانوارها و افزایش نابرابری مصرفی شده است. همچنین در دهک‌های مختلف، افرادی که در دهک بالا قرار داشتند بیشتر از سایر دهک‌ها در مقابله با وقوع شوک منفی در بازار پول موفق‌تر بودند. دوپک و همکاران[4] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های تابلویی ترکیبی[5] و در یک مدل چرخه زندگی به بررسی اثرات شوک بازار پول بر مخارج مصرف پرداختند. نتایج نشان می‌داد که اثرات ناشی از وقوع شوک بازار پول برای خانوارهای مسن دارای هزینه بسیار زیاد است. پارک[6] (۲۰۲۱) با استفاده مدل خود رگرسیون برداری[7] و با استفاده از داده‌های درآمد و هزینه خانوار به بررسی تاثیر شوک بازار پول بر نابرابری مخارج مصرفی در کره جنوبی پرداخته است. نتایج نشان می‌داد که با وقوع شوک منفی در بازار پول ضریب جینی پس از یک سال افزایش یافته است.

در مطالعات داخلی همتی و جلالی[8] (۱۳۹۰) با استفاده از مدل خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته[9] به بررسی اثر شوک بازار پول بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌داد که برخی قیمت‌های جزئی در واکنش به سیاست پولی منفی افزایش داشتند. آنها بیان کردند که این نتیجه به

[1] Mumtaz, & Theophilopoulou
[2] Mertens
[3] Structural vector autoregressive
[4] Doepke et al.
[5] Pseudo panel
[6] Park
[7] Vector Auto Regression
[8] Hemti & Jalali (2010)
[9] A Factor-Augmented Vector Autoregressive

معنای کاهش سطح مصرف است. پیش‌بهار[1] (۱۳۹۴) در طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ به بررسی اثرات شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی و مصرف خانوارها پرداخت. وی در این مطالعه از داده‌های سالانه مرکز آمار ایران و از تکنیک جوهانسون- جوسیلیوس[2] و مدل تصحیح خطا[3] استفاده نموده است. نتایج نشان می‌داد که در بلندمدت، شوک‌های مثبت پولی اثر معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی و مصرف در ایران دارند. بنابراین سیاستگذاری‌ها باید به گونه‌ای باشد که آثار منفی شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی به حداقل برسد تا سطح مصرف خانوار افزایش یابد.

۳. روش‌شناسی

۳-۱. بررسی آمار و تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

در این پژوهش جهت بررسی روند متغیر مخارج مصرفی خانوارها از داده‌های بودجه‌ی خانوارهای شهری مستخرج از مرکز آمار ایران استفاده شده است. متغیر مخارج مصرفی مجموع مخارج دوازده‌گانه خانوار در سطوح مختلف است. بر این اساس معمولاً متغیر درآمد خانوار در بسیاری از مطالعات به عنوان نماد رفاه مورد استفاده قرار می‌گیرد، اما در این مقاله، به جهت بهبود سطح کیفی و حقیقی نمودن آمار و اطلاعات از داده های مخارج مصرفی به جای داده‌های درآمد استفاده شده است. این موضوع به این دلیل است که خانوارها نسبت به اعلام واقعی سطح مخارج مصرفی امتنا ورزیده و درآمد واقعی را بیان نمی‌کنند و یا اینکه در بیان واقعی درآمد خود دچار اشتباه و کم‌گویی می‌شوند (فطرس و معبودی[4]، ۱۳۸۸).

جهت اندازه‌گیری مقدار شوک بازار پول نیز از سری زمانی نقدینگی مستخرج از بانک مرکزی استفاده شده است. همچنین لازم به ذکر است بر اساس تعریف صندوق بین‌المللی پول، منظور از وقوع شوک در بازار پول تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر مستقل (همچون عرضه پول و نرخ بهره) است که منجر به تغییر متغیرهای اقتصادی وابسته در طول زمان می‌شود.

---

[1] Pish bahar (2014)
[2] Johanson-Joselius technique
[3] Error correction model
[4] Fotros & Maboudi (2008)

۳-۲. شیوه ساخت بانک اطلاعاتی داده‌های تابلویی ترکیبی

روش داده‌سازی تابلویی ترکیبی[1] به نوعی یک مطالعه طولی محسوب می‌شود که برای اولین‌بار در علم اقتصاد توسط دیتون[2] (۱۹۸۵) ارائه گردید. البته لازم به ذکر است که الگوی داده‌سازی تابلویی ترکیبی تنها مختص به علم اقتصاد نبوده و به صورت کاربردی‌تر در علوم پزشکی و سایر علوم همچون آمار نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد. از دیدگاه دیتون (۱۹۸۵) استفاده از روش داده‌سازی تابلویی ترکیبی اقدامی در جهت رفع کمبودهای موجود در داده‌های پانلی و مقطعی است. این شیوه عمدتا در کشورهایی مرسوم است که روند تولید داده‌های پانلی در طی زمان متوقف شده است و یا اینکه برخلاف داده‌های پانلی با وجود اینکه امکان جمع‌آوری داده‌های مقطعی در طی زمان وجود دارد، اما استفاده از این داده‌ها قابلیت بررسی رفتار اقتصادی و اجتماعی گروهی از خانوارها با عنوان نسل را فراهم نکرده و تنها امکان بررسی رفتار اقتصادی و اجتماعی یک نمونه خانوار تصادفی در طی زمان وجود دارد. در این شرایط استفاده از روش داده‌سازی تابلویی ترکیبی با استفاده از داده‌های مقطعی تکرار شده می‌تواند معایب داده‌های پانلی و مقطعی را تحت پوشش قرار دهد.

دیتون[3] (۱۹۸۵) ساختار داده‌های تابلویی ترکیبی را بر اساس ترکیبی از نقش اساسی سه فاکتور سن، نسل و زمان تعریف نموده است. اولین فاکتور مهم در داده‌های تابلویی ترکیبی فاکتور نسل است. بر اساس دیدگاه دیتون (۱۹۸۵) هر نسل حاوی مجموعه‌ای از سرپرست‌های خانواری است که بر اساس ویژگی مشترک سال تولد درون گروه‌های مختلفی با عنوان نسل طبقه‌بندی شده و رفتار اجتماعی و اقتصادی آنها در طی زمان مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، در این روش هر نسل حاوی گروهی از خانوارهاست که در یک فاصله‌ی زمانی مشابه و نزدیک به یکدیگر متولد شده‌اند. طبقه‌بندی هر نسل براساس کران‌های بالا و پائین از ویژگی سال تولد صورت می‌گیرد. البته لازم به ذکر است که فواصل بین کران‌های بالا و پائین تولد در هر نسل به صورت فواصل منظم پنج، سه و یا یک سال تعیین می‌شود. در این مطالعه با توجه به میزان حجم مشاهدات فواصل بین کران‌های بالا و پائین تولد در هر نسل به صورت

---

[1] Pseudo panel
[2] Deaton
[3] Deaton

فواصل سه ساله لحاظ شده است، به طوریکه اولین نسل شامل متولدین ۱۳۳۷-۱۳۳۵ و آخرین نسل شامل متولدین ۱۳۷۰-۱۳۶۸ است. البته لازم به ذکر است که در این مطالعه تعیین فواصل پنج و یا یک سال به عنوان فواصل بین کرانی در هر نسل منجر به کاهش حجم تعداد مشاهدات می‌شود.

نکته حائز اهمیت در این باره جایگزینی نسل‌ها به جای یکدیگر است. به اینصورت که در اثر گذر زمان و بر اثر یک روند تغییرناپذیر برخی از افراد در برهه‌ای از زمان متولد شده و برخی دیگر می‌میرند. در این شرایط نسل جدید جایگزین نسل قبلی می‌گردد. همچنین رخداد مهم دیگری که در هر نسل اتفاق می‌افتد تجارب مشترک اجتماعی و اقتصادی است که مختص آن نسل می‌باشد (ریدر[1]، ۱۹۶۵). به عبارت دیگر، در شرایط رونق اقتصادی، میانسال‌های فعلی نسبت به میانسال‌های قبل‌تر از خود سطح رفاه و درآمد بیشتری را کسب می‌کنند. این مساله به منزله بالا بودن سطح پس‌انداز مثبت این نسل‌ها نسبت به پس‌انداز منفی نسل‌های قبل‌تر است (شاکری[2]، ۱۳۹۲). بنابراین با توجه به تغییر ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارهای هر نسل و با توجه به پویایی که در روند جابه‌جایی نسل‌ها اتفاق می‌افتد، با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی به خوبی می‌توان روند تغییرات رفاهی هر نسل را مورد ردیابی قرار داد.

در روش داده‌سازی تابلویی ترکیبی فرض بر این است که امکان ورود و خروج خانوارها به دلایلی همچون مرگ و میر، بیماری و مهاجرت و غیره وجود دارد. در اینصورت تعداد اعضای هر نسل در طی سال‌های مختلف متغیر بوده و ثابت نیست (دیتون[3]، ۱۹۸۵). البته تغییرات رخ داده در اثر مسائل فوق چندان فاحش نیست که منجر به ایجاد اخلال در روند مطالعه گردد.

دومین فاکتور مهم در داده‌های تابلویی ترکیبی فاکتور سن است. گذر زمان در هر نسل سبب می‌شود تا امکان ردیابی سرپرست‌های خانوار با سنین متفاوت فراهم گردد. به عنوان مثال بر اساس جدول شماره (۱) در صورتی که متولدین نسل ۱۳۳۵-۱۳۳۷ در طی دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ مورد ردیابی قرار گیرند، در هر سال یک واحد به سن سرپرست‌های خانوار اضافه می‌شود. بر اساس دیدگاه دیتون (۱۹۸۵) تمامی متغیرها از

[1] Ryder
[2] Shakri (2014)
[3] Deaton

جمله فاکتور سن بر اساس مقادیر میانگین لحاظ می‌گردند. لذا در این مطالعه نیز میانگین سنی بین ۲۳ تا ۶۰ سال در نظر گرفته شده است. البته از نظر مجامع بین‌المللی رده‌ی سنی جهت اشتغال بین ۱۵ تا ۷۰ سال در نظر گرفته می‌شود، اما در این مطالعه کافی نبودن حجم مشاهدات در فواصل بین ۱۵ تا ۲۳ سال و ۶۱ تا ۷۰ سال سبب شده است تا این بازه‌ی سنی از مطالعه حذف گردد. به عنوان مثال در نسل اول آخرین مشاهده مربوط به سرپرست‌های خانواری است که دارای میانگین سنی ۶۰ سال هستند که بدلیل در نظر نگرفتن بازه‌ی سنی ۷۰-۶۱ سال مابقی مشاهدات از سال ۱۳۹۷ از روند ردیابی خارج و این خانه‌ها بصورت خالی نمایش داده شده‌اند.

نکته مهم در رابطه با فاکتور سن قابلیت ردیابی سرپرست‌های خانوار بر اساس رده‌ی سنی جوان، میانسال و سالمند است، به عنوان مثال ردیابی سنی سرپرست‌های خانوار ۳۰ ساله در طی زمان که می‌تواند نشانگر تغییرات رفاهی این گروه در اثر وقوع اتفاقات اجتماعی و اقتصادی باشد. فاکتور سوم، فاکتور زمان است که بر این اساس روند رفاهی تمامی نسل‌ها در تمامی سنین در طی زمان مورد ارزیابی و ردیابی قرار می‌گیرد.

جدول (۱): نسل‌های سنی خانوارهای شهری در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰

نسل / سال	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
۱۳۳۵-۱۳۳۷	۵۵-۵۷ (۵۶)	۵۶-۵۸ (۵۷)	۵۷-۵۹ (۵۸)	۵۸-۶۰ (۵۹)	۵۹-۶۱ (۶۰)				
۱۳۳۸-۱۳۴۰	۵۲-۵۴ (۵۳)	۵۳-۵۵ (۵۴)	۵۴-۵۶ (۵۵)	۵۵-۵۷ (۵۶)	۵۶-۵۸ (۵۷)	۵۷-۵۹ (۵۸)	۵۸-۶۰ (۵۹)	۵۹-۶۱ (۶۰)	
۱۳۴۱-۱۳۴۳	۴۹-۵۱ (۵۰)	۵۰-۵۲ (۵۱)	۵۱-۵۳ (۵۲)	۵۲-۵۴ (۵۳)	۵۳-۵۵ (۵۴)	۵۴-۵۶ (۵۵)	۵۵-۵۷ (۵۶)	۵۶-۵۸ (۵۷)	۵۷-۵۹ (۵۸)
۱۳۴۴-۱۳۴۶	۴۶-۴۸ (۴۷)	۴۷-۴۹ (۴۸)	۴۸-۵۰ (۴۹)	۴۹-۵۱ (۵۰)	۵۰-۵۲ (۵۱)	۵۱-۵۳ (۵۲)	۵۲-۵۴ (۵۳)	۵۳-۵۵ (۵۴)	۵۴-۵۶ (۵۵)
۱۳۴۷-۱۳۴۹	۴۳-۴۵ (۴۴)	۴۴-۴۶ (۴۵)	۴۵-۴۷ (۴۶)	۴۶-۴۸ (۴۷)	۴۷-۴۹ (۴۸)	۴۸-۵۰ (۴۹)	۴۹-۵۱ (۵۰)	۵۰-۵۲ (۵۱)	۵۱-۵۳ (۵۲)

۱۳۵۰-۱۳۵۲	۴۰-۴۲ (۴۱)	۴۱-۴۳ (۴۲)	۴۲-۴۴ (۴۳)	۴۳-۴۵ (۴۴)	۴۴-۴۶ (۴۵)	۴۵-۴۷ (۴۶)	۴۶-۴۸ (۴۷)	۴۷-۴۹ (۴۸)	۴۸-۵۰ (۴۹)
۱۳۵۳-۱۳۵۵	۳۷-۳۹ (۳۸)	۳۸-۴۰ (۳۹)	۳۹-۴۱ (۴۰)	۴۰-۴۲ (۴۱)	۴۱-۴۳ (۴۲)	۴۲-۴۴ (۴۳)	۴۳-۴۵ (۴۴)	۴۴-۴۶ (۴۵)	۴۵-۴۷ (۴۶)
۱۳۵۶-۱۳۵۸	۳۴-۳۶ (۳۵)	۳۵-۳۷ (۳۶)	۳۶-۳۸ (۳۷)	۳۷-۳۹ (۳۸)	۳۸-۴۰ (۳۹)	۳۹-۴۱ (۴۰)	۴۰-۴۲ (۴۱)	۴۱-۴۳ (۴۲)	۴۲-۴۴ (۴۳)
۱۳۵۹-۱۳۶۱	۳۱-۳۳ (۳۲)	۳۲-۳۴ (۳۳)	۳۳-۳۵ (۳۴)	۳۴-۳۶ (۳۵)	۳۵-۳۷ (۳۶)	۳۶-۳۸ (۳۷)	۳۷-۳۹ (۳۸)	۳۸-۴۰ (۳۹)	۳۹-۴۱ (۴۰)
۱۳۶۲-۱۳۶۴	۲۸-۳۰ (۲۹)	۲۹-۳۱ (۳۰)	۳۰-۳۲ (۳۱)	۳۱-۳۳ (۳۲)	۳۲-۳۴ (۳۳)	۳۳-۳۵ (۳۴)	۳۴-۳۶ (۳۵)	۳۵-۳۷ (۳۶)	۳۶-۳۸ (۳۷)
۱۳۶۵-۱۳۶۷	۲۵-۲۷ (۲۶)	۲۶-۲۸ (۲۷)	۲۷-۲۹ (۲۸)	۲۸-۳۰ (۲۹)	۲۹-۳۱ (۳۰)	۳۰-۳۲ (۳۱)	۳۱-۳۳ (۳۲)	۳۲-۳۴ (۳۳)	۳۳-۳۵ (۳۴)
۱۳۶۸-۱۳۷۰	۲۲-۲۴ (۲۳)	۲۳-۲۵ (۲۴)	۲۴-۲۶ (۲۵)	۲۵-۲۷ (۲۶)	۲۶-۲۸ (۲۷)	۲۷-۲۹ (۲۸)	۲۸-۳۰ (۲۹)	۲۹-۳۱ (۳۰)	۳۰-۳۲ (۳۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۳. تشریح مدل سنجی

جهت بررسی اثرات وقوع شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارها از ترکیب دو مدل متفاوت استفاده شده است. در ابتدا با استفاده از داده‌های نقدینگی و روش مارکوف سوئیچینگ مقادیر شوک بازار پول مورد تخمین قرار می‌گیرد. سپس در یک مدل خرد با استفاده از روش داده‌سازی تابلویی ترکیبی و روش بوت‌استرپ مقدار مخارج مصرفی خانوارها در هر نسل مورد محاسبه قرار می‌گیرد. سپس مقادیر شوک بازار پول بر متغیر مخارج مصرفی متوسط خانوار وارد می شوند و در نهایت با استفاده از روش بوت‌استرپ و تخمین نتایج، مقدار مخارج مصرفی متوسط خانوار در سال های بعد از وقوع شوک بدست می‌آید (در این مدل بدلیل وجود وقفه زمانی مخارج مصرفی خانوار در سال‌های مختلف به یکدیگر مرتبط است).

۳-۳-۱. معرفی مدل سنجی برای اندازه‌گیری اثرات شوک بازار پول

در این پژوهش برای تخمین مقادیر مثبت و منفی شوک پولی از مدل مارکوف سوئیچینگ[1] استفاده شده است. این مدل ابتدا در آثار کوانت[2] (۱۹۷۲) و گلد فلد و کوانت[3] (۱۹۷۳) مطرح گردید. در ادامه در طی زمان مدلی که توسط گلد فلد کوانت (۱۹۷۳) مطرح شده بود، توسط همیلتون[4] (۱۹۸۹) توسعه یافت و به عنوان مدل مارکوف سوئیچینگ معروف گردید. امروزه استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ به میزان زیادی در تحقیقات اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و حتی علوم روانشناسی رواج یافته است. در واقع اکثر محققان جهت تخمین نوسانات اقتصادی به دنبال جایگزینی مدل مارکوف سوئیچینگ نسبت به سایر مدل‌ها (VAR، ARIMA، فیلتر HP و مدل‌های شکست ساختاری) هستند. علت جایگزینی مدل مارکوف سوئیچینگ نسبت به سایر مدل‌ها، به دلیل وجود مزیت‌های این مدل از جمله دارا بودن خاصیت غیرخطی و نمایش تغییر متغیرهای مورد نظر در طی زمان از یک رژیم به رژیم دیگر است که به خوبی می‌تواند ویژگی‌های هر رژیم را به تصویر بکشد. ولی سایر مدل‌ها همچون ARIMA و VAR به دلیل خطی بودن قادر به تبیین خاصیت غیرخطی و ویژگی‌های هر رژیم نیستند.

جهت درک بهتر مدل مارکوف سوئیچینگ از دو مدل اتورگرسیو استفاده می‌شود:

$$z_t = \mu_1 + \mu_{1,1} z_{t-1} + \epsilon_{1t} \qquad \epsilon_{1t} \to N\left(0, \sigma_1^2\right) \qquad (۱)$$

$$z_t = \mu_2 + \mu_{1,2} z_{t-1} + \epsilon_{2t} \qquad \epsilon_{2t} \to N\left(0, \sigma_1^2\right) \qquad (۲)$$

در معادله‌ی (۱) ابتدا با استفاده از یک مدل اتورگرسیو به بررسی رفتار متغیر z_t در طی دوره‌ی زمانی t=1,…,T پرداخته می‌شود. در معادله‌ی (۲) فرض بر آن است که در دوره‌ی زمانی T متغیر z_t دچار جهش و تغییر شود. بر این اساس از ترکیب معادله‌ی (۱) و (۲) داریم:

$$z_t = \mu_{st} + \mu_{st} z_{t-1} + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \to N\left(0, \sigma^2\right) \qquad (۳)$$

---

[1] MARKOV SWITCHING
[2] Quant
[3] Goldfeld & Quant
[4] Hamilton

در معادله فوق متغیر st به عنوان متغیر وضعیت یا رژیم شناخته می‌شود که نشان‌دهنده‌ی فرایند تغییر وضعیت است. متغیر st دارای دو مقدار ۱ و ۲ بوده که فرض بر آن است در طی دوره‌ی زمانی t=1,…,T (قبل از وقوع جهش) مقدار st یک و برای دوره‌ی زمانی t=T+1, T+2, … (بعد از وقوع جهش) مقدار st دو است. همچنین در این معادله فرض بر آن است که متغیر st قابل پیش‌بینی بوده و دارای مقادیر قطعی است. این فرض بدلیل واقع‌بینانه نبودن منجر به ایجاد اخلال در روند ادامه‌ی کار می‌شود. در این شرایط بهترین رویکرد استفاده از شرط احتمال برای متغیر st به جای در نظر گرفتن مقادیر قطعی برای آن است. بر این اساس در مدل مارکوف سوئیچینگ فرض بر این است که رژیم وقوع یافته در زمان t قابل مشاهده نبوده و بسته به فرآیند st است که در طی زمان قابلیت مشاهده شدن ندارد (فلاحی و رودریگز[1]، ۲۰۰۷). بر مبنای فرضیات جدید، معادله‌ی (۲) به صورت معادله‌ی زیر تغییر می‌یابد:

$$z_t = \begin{cases} \mu_1 + \mu_1 z_{t-1} + \epsilon_t & if\ s_t=1 \\ \mu_2 + \mu_2 z_{t-1} + \epsilon_t & if\ s_t=2 \end{cases} \qquad \varepsilon_t \to N\left(0, \sigma^2\right) \qquad (۴)$$

در معادله فوق متغیر st منطبق با زنجیره مرتبه اول مارکوف بوده و st وابسته به s_{t-1} است (کوآن[2]، ۲۰۰۲).

۳-۳-۲. معرفی مدل سنجی برای برآورد نسلی مخارج مصرفی خانوار

به پیروی از هان و کوئرستینر[3] (۲۰۰۲) با استفاده از یک مدل اتورگرسیو پویای خطی با وجود اثرات ثابت داریم:

$$lnu_{it} = \alpha_i + \theta_o lnu_{it-1} + \epsilon_{it} \qquad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \qquad (۵)$$

در رابطه فوق پارامتر t و i به ترتیب نشان‌دهنده‌ی زمان و تعداد خانوارها هستند. همچنین متغیر lnu_{it} نشانگر لگاریتم مقادیر مشاهده شده از متغیرهای درون‌زا (مقدار مخارج مصرفی) برای خانوار i در زمان t است و متغیر lnu_{it-1} لگاریتم مقادیر تاخیری از متغیرهای درون‌زا را نشان می‌دهد. پارامتر θ_o ضریب شیب رگرسیون بر مقدار تاخیری بوده و پارامتر α_i نشان‌دهنده‌ی مشخصه‌ی اثرات ثابت است و ناهمگنی‌های مشاهده نشده در بین خانوارها همچون شغل، پس‌انداز، مصرف و سطح تحصیلات را به تصویر می‌کشد. برای محاسبه‌ی مشخصه‌ی اثرات ثابت از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود:

---

[1] Fallahi & Rodriguez
[2] Kuan
[3] Hahn & Kuersteiner

$$\widehat{\alpha_i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(lnu_{it} - \hat{\theta} lnu_{it-1}) \quad (۶)$$

مقدار پارامتر θ_o نیز از طریق رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$\hat{\theta} = (\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(lnu_{it-1} - ln\bar{u}_{i-})^2)^{-1} \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(lnu_{it-1} - \overline{lnu}_{i-})(lnu_{it} - \overline{lnu}_{i}) \quad (۷)$$

در رابطه فوق $ln\bar{u}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} lnu_{it}$ و $ln\bar{u}_{i-} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} lnu_{it-1}$ بوده و لگاریتم میانگین متغیرهای درون‌زا برای خانوار i در زمان t را نشان می‌دهد.

برای تخمین معادله (۵) از داده‌های تابلویی استفاده شده است. اما همان‌طور که قبلا بیان شد، فقدان داده‌های تابلویی در کشورهای در حال توسعه مانعی در جهت تخمین و برآورد معادله‌ی (۵) است. بر این اساس در این مطالعه جهت رفع مشکلات مربوط به داده‌های تابلویی از داده‌های تابلویی ترکیبی استفاده می‌شود. مبنای کار داده‌های تابلویی ترکیبی گروه‌بندی خانوارها درون نسل‌های مختلف است که میانگین مشاهدات در هر نسل در طی زمان مورد ردیابی قرار می‌گیرد. در این شرایط معادله‌ی (۵) به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$ln\bar{u}_{c(t)ˌt} = \alpha_{c(t)} + \theta_o ln\bar{u}_{c(t)ˌt-1} + \epsilon_{(t)ˌt} \quad c = 1و \dots و n \quad t = 1و \dots و T \quad (۸)$$

در رابطه‌ی فوق پارامتر t و c به ترتیب نشان‌دهنده‌ی زمان و خانوارهایی است که درون هر نسل طبقه‌بندی شدند. همچنین متغیر $ln\bar{u}_{c(t)ˌt}$ نشان‌دهنده متوسط مخارج مصرفی خانوارها در نسل c در زمان t است. لازمه‌ی تخمین معادله‌ی (۸) به وجود آمدن شرایطی است که در آن مشاهدات مربوط به هر داده در دوره‌ی زمانی t قابلیت مشاهده شدن را داشته باشند. این امکان تنها در مورد متغیر درون‌زای $u_{c(t)ˌt}$ وجود داشته و متغیر $u_{c(t)ˌt-1}$ این قابلیت را از دست می‌دهد. بنابراین برای رفع این مشکل دوره‌ی زمانی از t به $t-1$ تغییر می‌یابد. در این صورت معادله‌ی فوق به صورت معادله‌ی زیر تصحیح می‌گردد:

$$ln\bar{u}_{c(t)ˌt} = \alpha_{c(t)} + \theta_o ln\bar{u}_{c(t-1)ˌt-1} + \epsilon_{(t)ˌt} \quad c = 1و \dots و n \quad t = 1, \dots, T \quad (۹)$$

تخمین و بررسی مدل فوق با استفاده از داده‌های تابلویی ترکیبی با وجود اثرات ثابت پیچیده است. متداول‌ترین روش برای تخمین چنین مدل‌هایی استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] است.

[1] OLS

اما همانطور که محققانی همچون نیمن و اسکات[1] (۱۹۴۸) و نیکل[2] (۱۹۸۱) بیان نمودند، تخمین چنین مدل‌هایی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به دلیل وجود اثرات ثابت منجر به ایجاد یک تورش[3] ضمنی در تخمین پارامترها از جمله پارامتر $\hat{\theta}$ می‌شود که حتی در شرایطی که $n \to \infty$ (تعداد مشاهدات) باقی می‌ماند. البته در صورتی که تعداد مشاهدات و زمان هر دو به سمت بی‌نهایت همگرایی پیدا کنند، تورشی که منجر به ایجاد ناسازگاری در این مدل‌ها می‌شود، برطرف خواهد شد. ولی چنانچه تعداد مشاهدات و زمان با نسبت یکسان رشد کنند و یا اینکه تعداد مشاهدات در طی زمان محدود باشد، تورش در این مدل‌ها با وجود اثرات ثابت مجددا ظاهر می‌گردد (هان و کوئرستینر[4]، ۲۰۰۲).

در این راستا پیشنهادات بسیاری از سوی اقتصاددانان مختلف جهت رفع و یا کاهش تورش ضمنی ایجاد شده در مدل‌های اتورگرسیو پویای خطی با وجود اثرات ثابت مطرح شده است از جمله: کیویت[5] (۱۹۹۵)، هان و کوئرستینر (۲۰۰۲)، آلوارز و آرلانو[6] (۲۰۰۳)، بن و کری[7] (۲۰۰۵)، فیلیپس و سول[8] (۲۰۰۷)، اورارت و پوزی[9] (۲۰۰۷)، گوریرو، فیلیپس و یو[10] (۲۰۰۶)، فرناندز وال و ویدنر[11] (۲۰۱۰) و لی[12] (۲۰۱۲). روش بوت‌استرپ از جمله روش‌هایی است که می‌تواند در بهبود و تصحیح تورش کمک کننده باشد. روش بوت‌استرپ از روش‌های باز نمونه‌گیری به حساب می‌آید (افرون و تیبشیرانی[13]، ۱۹۹۳) و برای اولین بار این روش در سال ۱۹۷۹ توسط افرون[14] ارائه شد که توسعه‌ی آن توسط فریدمن[15] (۱۹۸۵) بود. روش بوت‌استرپ امکان نزدیک نمودن

[1] Neyman & Scott
[2] Nickell
[3] Bias
[4] Hahn & Kuersteiner
[5] Kiviet
[6] Alvarez & Arellano
[7] Bun & Carree
[8] Phillips & Sul
[9] Everaert & Pozzi
[10] Gourieroux et al.
[11] Fernandez-Val & Weidner
[12] Lee
[13] Efron & Tibshirani
[14] Efron
[15] Freedman

شرایط نمونه را به شرایط جامعه فراهم می‌آورد (افرون، ۱۹۸۱). همچنین به عنوان یکی از مزایای استفاده از روش بوت‌استرپ می‌توان به توانایی این روش در جهت جلوگیری از همبستگی داده‌ها و برآورد ناسازگار از داده‌ها اشاره نمود (سیمار و ویلسون[1]، ۲۰۰۷). از طرفی روش بوت‌استرپ جهت تصحیح اریبی تورش عملکرد بهتری را دارا است (جیا[2]، ۲۰۱۷) و $\hat{\theta}^*$ تخمین‌زن سازگار از $\hat{\theta}$ را فراهم می‌کند. در این شرایط توزیع مجانبی $\sqrt{nT}(\hat{\theta}^* - \hat{\theta})$ یک تخمین سازگار از $\sqrt{nT}(\hat{\theta} - \theta_O)$ است. این یک رویکرد معتبر در جهت تصحیح تورش مجانبی از $\hat{\theta}$ است.

$$\sqrt{nT}(\hat{\theta}^* - \hat{\theta}) = \sqrt{nT}(\hat{\theta}^* - \hat{\theta}) + \sqrt{\frac{n}{T}}(1 + \hat{\theta}^*) \xrightarrow{d} N(0, C)$$

همچنین

$$\sup_{x \epsilon R} \left| P^*\left(\sqrt{nT}(\hat{\theta}^* - \hat{\theta}) \leq x\right) - p\left(\sqrt{nT}(\hat{\theta} - \theta_O) \leq x\right) \right| \xrightarrow{p} 0 \qquad (۱۰)$$

در واقع استفاده از روش بوت استرپ علاوه بر تصحیح و حذف تورش از مدل اثرات ثابت، منجر به ایجاد یک آماره‌ی t مناسب می‌گردد که برابر است با $t^* = \sqrt{nT}(\hat{\theta}^* - \hat{\theta})/\sqrt{\hat{C}^*}$.

در نهایت میزان شوک بازار پول (z_o) در معادله‌ی (۱۰) بصورت زیر بر متغیر درون‌زا اعمال می‌گردد و نتایج حاصل از تخمین معادله‌ی (۱۲) با استفاده از روش بوت استرپ بیانگر لگاریتم مقادیر مخارج مصرفی خانوار بعد از وقوع شوک بازار پول خانوارها خواهد بود:

$$ln\bar{u}_{c(t)t} = \alpha_{c(t)} + \theta_0 ln\bar{u}_{c(t-1)t-1} z_o + \varepsilon_{c(t)t} \qquad (۱۱)$$

۴. نتایج پژوهش

۴-۱. تخمین شوک بازار پول

در این قسمت سعی شده است تا با استفاده از داده‌های نرخ رشد پول و روش مارکوف سوئیچینگ مقادیر شوک بازار پول مورد تخمین قرار گیرد. نگاه کلی بر روند تحولات اقتصادی کشور حاکی از آن است که در طی سال‌های اخیر تغییرات نرخ رشد پول به صورت همسان رخ نداده است. بر این اساس شواهد سال‌های اخیر حاکی از آن است که در طی بازه‌ی زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۱ تغییرات نرخ رشد پول دارای نوسان بوده و منجر

[1] Simar & Wilson
[2] Jia

به ایجاد جهش و شوک در بازار پول شده است. بر همین اساس در این مطالعه سعی شده است تا اثرات وقوع شوک بازار پول طی این دو سال برآورد و اثرات آن بر رفاه اقتصادی خانوارها در طی سال‌های بعدی مورد تخمین و ارزیابی قرار گیرد. در این راستا جهت بهبود کیفیت مطالعه داده‌ها در طی دهه‌ی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ به دو بخش کلی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ تقسیم شدند تا میزان حجم شوک وارد شده در این دو سال و سال‌های بعدی مورد ارزیابی و قیاس قرار گیرد. اولین گام در مدل مارکوف سوئیچینگ برای اطمینان یافتن از غیرخطی بودن داده‌ها و اینکه مدل با بیش از یک رژیم در قیاس با مدل خطی (مدل با یک رژیم)، دارای قدرت برازش بهتری است؛ استفاده از آزمون LR است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) به شرح زیر است:

جدول (۲): نتایج آزمون LR

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره	بازه‌ی زمانی
۳/۰۵	۱	۰/۰۸۰۷	۱۳۹۰-۱۳۹۱
۳۱/۵۵	۱	۰/۰۰۰	۱۳۹۲-۱۴۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج بدست آمده در جدول شماره (۲) بر اساس مقدار آماره‌ی آزمون و ارزش احتمال، داده‌ها از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کنند. همچنین بر اساس نتایج آزمون LR فرض برابر بودن عرض از مبدا نرخ رشد نقدینگی در دو رژیم رد شده و امکان استفاده از یک مدل با دو رژیم متفاوت وجود دارد. مهم‌ترین مرحله قبل از تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ، دستیابی به تعداد وقفه‌ی بهینه بر اساس معیار آکائیک است. در این شرایط هر مدلی که دارای حداقل معیار آکائیک نسبت به سایر مدل‌ها باشد، مناسبتر خواهد بود. در ادامه نتایج حاصل از تخمین مدل بهینه شوک پولی با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): تعیین وقفه بهینه مدل در بازه‌ی ۱۳۹۱-۱۳۹۰ و ۱۴۰۰-۱۳۹۲

وقفه	AIC	HQ	SC	Log L
بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۰				
۰	-۰/۶۹۰۷	-۱/۰۲۵۶	-۰/۶۴۱۱	۷/۷۶

۱	-۰/۲۶۴۱	-۰/۸۳۷۱	-۰/۳۱۰۴	۶/۹۲
۲	-۱/۰۴۷۶	-۱/۸۸۱۲	-۱/۲۵۵۸	۹/۱۴
۳	-۱/۳۹۷۶	-۲/۶۵۵۵	-۱/۸۶۶۳	۹/۴۹
۴	* -۳/۵۰۰۳	* -۵/۵۲۰۴	* -۴/۴۲۰۹	۱۳/۰۰
بازه‌ی زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۲				
۰	۰/۲۲۷۱	۰/۳۰۳۹	۰/۴۴۷۰	۰/۹۱۱۹
۱	۰/۱۸۶۳	۰/۲۷۸۳	۰/۴۵۲۹	۲/۷۰
۲	۰/۲۳۰۷	۰/۳۲۲۵	۰/۵۰۰۰	۲/۰۷
۳	*۰/۰۲۱۳	*۰/۱۱۲۸	*۰/۲۹۳۴	۵/۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج تخمین ارائه شده در جدول شماره (۳)، مدل مناسب و بهینه برای تعیین مقادیر شوک بازار پول در طی بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۰ به صورت MSI(2)-AR(4) و در بازه‌ی زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۲، MSI(2)-AR(3) می‌باشد که در جدول شماره (۴) به تفصیل بیان شده است.

جدول (۴): نتایج حاصل از تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ

انواع رژیم	رژیم یک	رژیم دو
بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۰		
ضرایب	-۰/۳۳۹۲۵۴۶	-۰/۰۹۶۲۳۳۵
انحراف معیار	۰/۰۰۶۵۹۸۶	۰/۰۰۵۴۸۴۸
مقدار آماره	-۵۱/۴۱	-۱۷/۵۵
ارزش احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰
فاصله اطمینان (۹۵٪)	(-۰/۳۵۲۱۸۷۶ -۰/۳۲۶۳۲۱۶)	(-۰/۱۰۶۹۸۳۵ -۰/۰۸۵۴۸۳۵)
بازه‌ی زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۲		
ضرایب	-۰/۱۲۳۱۱۹۱	۰/۲۰۹۳۹۷۲
انحراف معیار	۰/۰۳۳۹۳۲۲	۰/۰۳۱۰۷۷۹
مقدار آماره	-۳/۶۳	۶/۷۴

ارزش احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰
فاصله اطمینان (۹۵٪)	(-۰/۱۸۹۶۲۴۹ -۰/۰۵۶۶۱۳۲)	(۰/۱۴۸۴۸۵۶ ۰/۲۷۰۳۳۸۸)

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول شماره (۴) قدر مطلق بزرگترین ضریب نشان‌دهنده‌ی مقدار شوک کلان در بازار پول است. بر این اساس بیشترین مقدار قدر مطلق شوک در بازار پول با مقدار ۰/۳۳۹۲۵۴۶ مربوط به بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۰ است که از مقدار شوک رخ داده در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ بزرگتر است. همچنین بر اساس نظر همیلتون[1] (۱۹۸۹) عرض از مبدا رژیم یک ۰/۳۳۹۲۵۴۶- معرف شوک بزرگ منفی در بازار پول بوده و عرض از مبدا رژیم دو ۰/۰۹۶۲۳۳۵- بیانگر شوک کوچک منفی در بازار پول است.

۴-۲. تحلیل نتایج اثر شوک بازار پول بر مخارج مصرفی خانوارهای شهری

در این مدل برای تخمین نتایج از رابطه رگرسیونی شماره (۹) و (۱۱) و نرم‌افزار STATA 17 استفاده شده است. نتایج بدست آمده در جدول شماره (۵) نشان می‌دهد سطح مخارج مصرفی خانوارها در نسل‌های سنی جوان نسبت به سایر نسل‌ها کمتر است. به عنوان مثال لگاریتم میانگین مخارج مصرفی خانوارها در نسل سالمند ۱۹/۰۸۸ گزارش شده است، در حالی که همین میزان برای نسل میانسال و جوان، ۱۹/۰۹۵ و ۱۸/۸۹۶ بدست آمده است. این مساله نشان می‌دهد که نسل‌های جوان بدلیل نداشتن تجربه، شغل دائم، درآمد مکفی و اندک بودن مقدار پس‌انداز، دارای سطح پایینی از مخارج مصرفی هستند. اما نسل‌های میانسال به دلیل کسب تجربه و شغل دائمی قادرند مخارج مصرفی و سطح پس‌انداز خود را افزایش دهند. این موضوع سبب می‌شود تا بیشترین میزان ثروت و پس‌انداز خانوار درست پیش از بازنشستگی رخ دهد. بنابراین در سنین سالمندی با وجود بازنشستگی و کاهش سطح درآمد خانوار، وجود پس‌انداز مثبت، کاهش درآمد را جبران می‌نماید. همچنین افراد سالمند بیشترین دارایی خود را صرف مخارج مصرفی همچون خوراک، مسکن، تفریح و ... می‌کنند که این مساله با مقدار بالاتر مخارج مصرفی در این نسل در جدول شماره (۵) گزارش شده است. سایر نتایج نشان می‌دهد که با وقوع شوک منفی در بازار پول، نسل‌های جوان نسبت به سایر

[1] Hamilton

نسل‌ها بیشتر در معرض آسیب هستند. به عنوان مثال در نسل سالمند و میانسال در اثر وقوع شوک منفی کوچک لگاریتم میانگین مخارج مصرفی خانوار از ۱۹/۰۸۸ به ۱۷/۳۳۲ و ۱۹/۰۹۵ به ۱۷/۳۰۳ کاهش یافته است که این میزان از مخارج مصرفی در دو نسل میانسال و سالمند، از مقدار مخارج مصرفی خانوارها در نسل جوان در حالت شوک منفی کوچک (۱۷/۱۱۵) بیشتر است که نشانگر وضعیت بهتر نسل میانسال و سالمند نسبت به نسل جوان است. همچنین وقوع شوک منفی بزرگ در بازار پول باعث شده است تا لگاریتم میانگین مخارج مصرفی نسل سالمند از ۱۹/۰۸۸ به ۱۲۰/۶۹۳ برسد. این مهم نشان می‌دهد که وقوع شوک منفی بزرگ به صورت فزاینده مخارج مصرفی خانوارها در تمامی نسل‌ها را کاهش داده است. البته لازم به ذکر است که کمترین میزان مخارج مصرفی در حالت وقوع شوک منفی بزرگ مربوط به نسل جوان است. در واقع همان طور که بیان شد، میزان مخارج مصرفی خانوارها در نسل جوان در حالت وقوع شوک بزرگ ۱۲/۵۲۲ است که در هیچ کدام از نسل‌ها در تمامی حالتها (بدون شوک، شوک منفی کوچک و بزرگ) چنین موردی تجربه نشده است. البته لازم به ذکر است که وقوع شوک منفی بزرگ سبب شده است که تا حدودی مخارج مصرفی خانوارها در نسل‌های مختلف به یکدیگر نزدیک شود؛ ولی با این حال نسل جوان به دلیل آسیب‌پذیر بودن نسبت به سایر نسل‌ها بیشترین میزان کاهش را متحمل شده است. این موضوع نشانگر آن است که وقوع شوک بزرگ باعث می‌شود تا خانوارهایی که جوان هستند زمان بیشتری برای ترمیم موقعیت اقتصادی خود احتیاج داشته باشند. در حالی که وقوع شوک منفی کوچک دارای تاثیر کمتری است. بر همین اساس نسل‌های جوان نسبت به سایر نسل‌ها دارای مشکلات متعددی هستند. یکی از عمده‌ترین مشکلات مربوط به این نسل‌ها نبود شغل، درآمد کافی و مخارج مصرفی بهینه است. در این راستا راه‌حل پیشنهادی به جهت بهبود وضعیت اقتصادی خانوارها در نسل‌های جوان این است که سیاست‌های راهبردی در اقتصاد بیشتر به سمت خلق اشتغال کامل و دستمزد مناسب حرکت کند. وجود شغل در جامعه و دستمزد مناسب علاوه بر ایجاد اطمینان خاطر در این نسل سبب افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی در جامعه می‌شود.

جدول (۵): مقادیر مخارج مصرفی خانوارها با و بدون اعمال شوک بازار پول

نسل	بدون شوک	شوک منفی کوچک	شوک منفی بزرگ
نسل سالمند (۵۱-۶۰)	۱۹/۰۸۸	۱۷/۳۳۲	۱۲/۶۹۳
نسل میانسال (۴۰-۵۰)	۱۹/۰۹۵	۱۷/۳۰۳	۱۲/۶۶۲
نسل جوان (۲۳-۳۹)	۱۸/۸۹۶	۱۷/۱۱۵	۱۲/۵۲۲

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر آماره t در جدول شماره (۵) نشان میدهد که تمامی مقادیر معنی‌دار می‌باشند. همچنین آماره ضریب تعیین، حاکی است متغیرهای توضیحی مدل میتوانند به خوبی متغیر وابسته را توضیح دهند که مبین آن است که مدل از قدرت توضیح دهندگی بالایی برخوردار است.

جدول (۶): مقادیر مخارج مصرفی خانوارها با و بدون اعمال شوک بازار پول

نسل	T ضرایب	Prob	R-sq(between)
نسل سالمند (۵۱-۶۰)	۲/۴۹	۰/۰۰	۰/۹۲
نسل میانسال (۴۰-۵۰)	۲/۸۴	۰/۰۰	۰/۹۹
نسل جوان (۲۳-۳۹)	۳/۷۱	۰/۰۰	۰/۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه رفتار مخارج مصرفی خانوارهای شهری در ایران به تفکیک نسل‌های جوان، میانسال و سالمند مورد بررسی قرار گرفت. این مهم با طراحی یک بانک اطلاعاتی تابلویی ترکیبی و ردیابی رفتار متولدین ۱۳۳۵ تا ۱۳۷۰ انجام شد. نتایج مطالعه نشان می‌داد بیشترین مقدار شوک بازار پول در طی دهه‌ی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، مربوط به بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۰ است. بر این اساس وقوع شوک منفی کوچک و بزرگ در بازار پول در این بازه‌ی زمانی بیشترین تاثیر را بر خانوارهایی گذاشته است که جوان هستند. همچنین وقوع شوک منفی بزرگ با تحت تاثیر قرار دادن تمامی نسل‌ها سبب شده است تا مخارج مصرفی خانوارها به میزان زیادی در تمامی نسل‌های کاهش یابد؛ ولی با این حال نسل جوان به دلیل آسیب‌پذیر بودن نسبت به سایر نسل‌ها بیشترین میزان کاهش را متحمل شده است.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱- برومند، سجاد، محمدی، تیمور، پژویان، جمشید، فرزین‌وش، اسدلله و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۸). هزینه رفاه شوک‌های خارجی و قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۸)، ۷۵-۱۱۰.

۲- پیش‌بهار، اسماعیل و جاودان، ابراهیم (۱۳۹۴). تاثیر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵(۴)، ۱۴۱-۱۲۷.

۳- شاکری، عباس (۱۳۹۲). مروری تاریخی بر روند شکل گیری نظریه های اقتصاد کلان. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۶ (۲۳).

۴- شریفی رنانی، حسین، قبادی، سارا، امراللهی پورشیرازی، فرزانه و هنرور، نغمه (۱۳۹۰). بررسی تاثیر کانال قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۲ (۳)، ۲۹-۴۳.

۵- فطرس، محمد حسن و معبودی، رضا (۱۳۸۸). اثر نابرابری درآمدی بر نابرابری مخارج مصرفی در ایران. اولین همایش ملی اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی‌شهر.

۶- مرکز آمار ایران (۱۴۰۰). اطلاعات مربوط به هزینه و درآمدهای خانوارهای شهری. تهران: انتشارات مرکز آمار ایران.

۷- همتی، مریم و جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۰). بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۱۶(۴۹)، ۲۰۵-۲۳۹.

1. Altunc, F., & Aydin, C. (2014). An Estimation of the Consumption Function under the Permanent Income Hypothesis: The Case of D-8 Countries. *Journal of Economic Cooperation & Development*, 35, 29-42.

2. Alvarez, J., & Arellano, M. (2003). The Time Series & Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators. *Econometrica*, 71(4).

3. Benazić, M., & Rami, J. (2016). Monetary policy & unemployment in Croatia, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29(1).

4. Boivin, J., Kiely, M., & Mishkin, F. (2010). How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time? Finance & Economics

Discussion Series, Divisions of Research & Statistics & Monetary Affairs. Federal Reserve Board, Washington, D.C.
5. Bun, J., & Carree, A. (2005). Bias-Corrected Estimation in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 23, 200–210.
6. Bouakez, H., Cardia, E., & Ruge-Murcia, F. (2005). The Transmission of Monetary Policy in a Multi-Sector Economy. *International Economic Review*, Vol. 50, No. 4 (Nov., 2009), pp. 1243-1266 (24 pages).
7. Boroumand, S., Mohammadi, T., Pezhoyan, J., Farzinvash, E., & Memaranjad, A. (2020). The welfare cost of external shocks & the optimal rule of monetary policy for the Iranian economy. *Financial Economics Quarterly*, No. 48 (in Persian).
8. Calza, A., Monacelli, T., & Stracca, L. (2013). Housing finance & monetary policy. *Journal of the European Economic Association*. 11 (suppl_1), 101-122.
9. Christiano, J., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *The Review of Economics & Statistics*, Vol. 78, No. 1.
10. Deaton, A. (1985). Panel Data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, *30*, pp. 109-126.
11- Elbourne, A. (2008). The UK Housing Market & the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach. *Journal of Housing Economics*, 17, 65-87.
12. Everaert, G., & Pozzi, L. (2007). Bootstrap-based bias correction for dynamic panels, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31(4), 1160–1184.
13. Fernedaz-Val, I., & Weidner, M. (2010). Individual & Time Effects in Nonlinear Panel Data Models with Large N, T, unpublished manuscript.
14. Friedman, M. (1958). The Supply of Money & Changes in Prices & Output. reprinted in The Optimum Quantity of Money & Other Essays.
15. Fotros, H., & Maboudi, R. (2008). The effect of income inequality on consumption expenditure inequality in Iran. The first national economics conference, Islamic Azad University, Khomeinishahr branch (in Persian).
16. Goldfeld, M., & Quant, E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics* 1. Pp. 3–16.
17. Gourieroux, C., Phillips, B., & Yu, J. (2006). Indirect Inference for Dynamic Panel Models. Cowles Foundation Discussion Papers 1550. *Cowles Foundation for Research in Economics*, Yale University.

18. Hahn, J., & Kuersteiner, G. (2002). Asymptotically Unbiased Inference for a Dynamic Panel Model with Fixed Effects when Both n & T Are Large. *Econometrica*, 70(4), 1639–1657.

19. Hamilton, D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series & the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2). 357-384.

20. Hemmati, M., & Jalali Naini, A. (2010). Investigating the effect of monetary shocks on the 12 main groups of consumer goods & services price index using the FAVAR method. *Iranian Economic Research Quarterly*, No. 49 (in Persian).

21. Kiviet, F. (1995). On bias, inconsistency, & efficiency of various estimators in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 68(1), 53–78.

22. Krylova, E. (2002). The credit channel of monetary policy, Case of Austria. *Economics Series*, Institute for Advanced Studies.

23. Lee, Y. (2012). Bias in dynamic panel models under time series misspecifcation, forthcoming, *Journal of Econometrics*.

24. Mertens, A. (2018). Effects of monetary policy shocks on inequality: A proxy-svar approach. *Research Faculty of Social Sciences Economics*-Research Paper.

25. Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*. 9, 3-10.

26. Neyman, J., & Scott, E. (1948). Consistent estimates based on partially consistent observation. *Econometrica*, 16, 1–32.

27. Nickell, J. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–26.

28. Pish bahar, I., & Javadan, E. (2014). The effect of monetary shocks on food prices in Iran. *Economic Research Quarterly*, No. 4 (in Persian).

29. Phillips, C., & Sul, D. (2007). Bias in dynamic panel estimation with fixed effects. incidental trends & cross section dependence, *Journal of Econometrics*, 137(1), 162–188.

30. Quant, E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association*, 67. 306–310.

31. Ryder, N. (1965). The Cohort as a Concept in the Study of Social Change. *American Sociological Review*, 30, 843-861.

32. Saiki, a., & Frot, J. (2014). Japan's Unconventional Monetary Policy & Income Distribution. Revisited, Working Paper E-126.

33. Shakri, A. (2014). A historical overview of the formation process of macroeconomic theories. *Iranian Economic Research Quarterly*, No. (23) 6 (in Persian).
34. Sharifi Renani, H., Ghobadi, S., Amrollahi Pourshirazi, F., & Honarvar, N. (2013). Investigating the effect of the asset price channel on the effectiveness of monetary policy in Iran. *Economic Modeling Quarterly*, No. 3 (in Persian).
35. Statistical Center of Iran. (2022). Information about the expenses & incomes of urban households. Tehran: Publications of Iran Statistics Center (in Persian).
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی