

Multiple Exchange Rates and Consumption Inequality: Evidence from the Removal of Tarjihi Exchange Rates in Iran

Seyed Shahrads Yasini 

M.Sc. in Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Mahdi Ansari* 

Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Abstract

Multiple exchange rate systems have been adopted in many emerging markets to regulate the prices of essential goods and mitigate consumption inequality. In Iran, in the spring of 2022, the Tarjihi exchange rate for most essential goods was abolished, and cash transfers to households increased. These policy changes provide an opportunity to examine the effects of multiple exchange rate policies on consumption inequality. The present study examined the impact of multiple exchange rate policies on consumption inequality in Tehran, using daily sales data from one of the city's major retail chains, Consumer Price Index (CPI) data, and household income data from the Refah Database. The analysis covered 16 of Tehran's 22 districts, representing different income levels. It also employed a triple-difference-in-differences (DDD) approach to estimate the policy's effects. The results showed that overall consumption inequality across Tehran's districts did not change significantly. However, inequality in consumption of certain product categories, particularly meat and dairy products, increased in the medium term. This study is the first to examine the impact of the policy package that eliminated the Tarjihi exchange rate and increased cash transfers on consumption inequality. The findings provide valuable evidence for policymakers seeking to evaluate the effectiveness of multiple exchange rate policies and their implications for household consumption.

Introduction

In 2018, Iran introduced a subsidized exchange rate—known as the Tarjihi rate—of 4,200 toman per US dollar for essential imports, substantially below the prevailing market rate. In May 2022, the government abolished this Tarjihi rate for most essential goods and increased monthly cash transfers for most households from approximately 95,000 to 300,000–400,000 toman per person.

The distributional effects of this policy package are theoretically ambiguous. Eliminating the subsidized exchange rate raises the relative prices of affected goods, potentially placing a disproportionate burden on lower-income households, which typically allocate a larger share of their expenditure to essential goods and have fewer opportunities to substitute toward alternatives. However, the simultaneous increase in cash transfers may partially offset these losses.

The present study aimed to analyze the effects of multiple exchange rate policies on consumption inequality in Iran. It sought to address the following research questions: (1) Did the removal of the Tarjihi exchange rate, combined with the increase in cash transfers, affect consumption inequality across Tehran's districts with different income levels? And (2) did these

* Corresponding Author: mahdi.ansari@sharif.edu

How to Cite: Yasini, S.S. & Ansari, M. (2026). Multiple Exchange Rates and Consumption Inequality: Evidence from the Removal of Tarjihi Exchange Rates in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 31(106), 38-85

effects vary across product categories and over time, specifically between the short term (1–2 weeks) and the medium term (3–6 weeks)?

Materials and Methods

This study drew on three main data sources. The first comprised daily sales data for the Iranian calendar years 1400 (2021–2022) and 1401 (2022–2023) from the largest branch of a major retail chain in each of 16 of Tehran's 22 districts. The retailer accounted for approximately 10% of retail purchases in Tehran and charged uniform prices across all its branches. The data covered seven product categories: groceries; meat; fruit and vegetables; dairy products and eggs; clothing; detergents, cosmetics, and personal hygiene products; and home appliances.

The second source was a 2% sample of the Iranian Refah Database, which provides individuals' postal codes, economic deciles, and annual Shaparak card payments. The analysis used the median Shaparak payments per person in each district in year 1400 as a measure of district-level income. The third source was the Central Bank of Iran's monthly Consumer Price Index (CPI) for 14 product categories over the period 1395–1401 (2016–2023).

The empirical analysis consisted of two stages. First, monthly inflation was forecast using an ARMA(1,1)–SARMA(1,1) model estimated over the pre-policy period. Product groups whose realized inflation in June 2022, immediately following the policy intervention, had fallen outside the 95% forecast interval were classified as experiencing an unexpected price increase. Second, a triple-difference-in-differences (DDD) framework was used to measure the effect of the policy package on consumption inequality. The analysis compared spring 1401 (2022) with the remainder of 1400 (2021) and 1401 (2022), exploiting variation across districts with different income levels and across months (or weeks) within the season.

The coefficient of interest measured the extent to which sales increased more, relative to the control period, in a district with 1% higher income. A positive value indicated an increase in consumption inequality. The main outcome variable was the logarithm of branch-level sales, and all specifications included branch and time fixed effects. The models were estimated separately for total sales and for each product category at monthly and weekly frequencies.

Results and Discussion

According to the results, the removal of the Tarjihi exchange rate was associated with heterogeneous price increases across product categories. Meat, dairy products and eggs, and groceries experienced unexpected inflation around the time of the policy intervention, whereas fruit and vegetables and the non-food categories did not exhibit comparable unexpected price increases.

Despite this price shock, the monthly analysis revealed no statistically significant change in overall consumption inequality. This finding also held when product groups were examined separately according to whether they had experienced an unexpected price increase. Thus, at the aggregate level, the policy package was not associated with a statistically detectable widening of consumption expenditure disparities across districts.

The disaggregated analysis, however, revealed substantial heterogeneity across product categories. The weekly estimates indicated a medium-term increase in consumption inequality for meat and dairy products and eggs following the policy intervention. In contrast, groceries exhibited no significant medium-term increase in inequality despite experiencing a price shock, possibly because they are essential goods with relatively price-inelastic demand. Fruit and vegetables, which did not experience a comparable unexpected price increase, likewise showed no policy-related increase in inequality; the upward trend in the monthly estimates predated the intervention. Clothing and home appliances also exhibited no significant medium-term effects, while detergents, cosmetics, and personal hygiene products showed only a modest increase in inequality.

The dynamic estimates further indicated that some product categories experienced a temporary decline in consumption inequality during the first one or two weeks following the intervention—particularly meat; dairy products and eggs; and detergents, cosmetics, and personal hygiene products. Given the monthly disbursement of cash transfers, this short-lived decline may reflect precautionary stockpiling of storable goods, particularly among lower-income districts. The

absence of a similar pattern for fruit and vegetables, which are less amenable to storage, is consistent with this interpretation.

Table 1. Summary of Medium-Term Inequality Results

Product categories	Price increase	Medium-term inequality (3–6 weeks)
Groceries	✓	---
Meat	✓	↑
Fruit and vegetables	✗	---
Dairy products and eggs	✓	↑
Clothing	✗	---
Detergents/cosmetics/hygiene products*	✗	---
Home appliances	✗	---

Note. ✓: realized inflation in Khordad 1401 above the 95% forecast interval; ↑: significant increase in inequality; ---: no policy-related increase. *Small increase in the weekly specification.

Conclusion

According to the findings, the policy package did not lead to a statistically significant change in overall consumption inequality. However, meat and dairy products and eggs—product categories that experienced substantial price increases following the reform—exhibited an increase in consumption inequality in the medium term. In contrast, groceries, fruit and vegetables, and most non-food categories showed no statistically significant policy-related increase in inequality.

These findings suggest that the distributional consequences of a multiple exchange rate reform cannot be assessed solely on the basis of aggregate consumption. The results are also consistent with cash transfers having mitigated the overall distributional impact of the reform, even as inequality increased in certain affected product categories.

Because the data was aggregated at the branch level, inequality within districts could not be measured. Future research can address this limitation by using household-level transaction data, such as Shaparak records, to examine within-district consumption inequality more precisely.

Keywords: Multiple Exchange Rates, Consumption Inequality, Triple Difference-in-Differences
JEL Classification: C23, F31, H23, I32, O24

نرخ ارز چند گانه و نابرابری مصرف: شواهدی از حذف ارز ترجیحی در ایران

سیدشهراد یاسینی  دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

مهدی انصاری  * استادیار اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

چکیده

نظام های ارز چندنرخی در بسیاری از بازارهای نوظهور برای کنترل قیمت کالاهای اساسی و کاهش نابرابری مصرف به کار گرفته می شوند. در ایران، در بهار ۱۴۰۱، ارز ترجیحی برای اغلب کالاهای اساسی حذف شد و پرداخت یارانه نقدی به خانوارها افزایش یافت. این تغییرات، زمینه ای مناسب برای بررسی اثرات سیاست ارز چندنرخی بر نابرابری مصرف فراهم کرده است. پژوهش حاضر به ارزیابی اثرات این سیاست بر نابرابری مصرف در تهران می پردازد. برای این منظور، از داده های فروش روزانه یکی از فروشگاه های زنجیره ای بزرگ تهران، شاخص قیمت مصرف کننده و داده های درآمدی پایگاه رفاه استفاده شده است. اثرات سیاست مذکور در ۱۶ منطقه از ۲۲ منطقه تهران و با سطوح درآمدی متفاوت، با استفاده از روش تفاضل در تفاضل های سه گانه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می دهد که اگرچه نابرابری مصرف کل بین مناطق تهران تغییر معناداری نداشته است اما در برخی گروه های کالایی، مانند گوشت و لبنیات، در میان مدت افزایش یافته است. این مطالعه نخستین پژوهشی است که اثر بسته سیاستی حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه را بر نابرابری مصرف بررسی می کند. در نتیجه می تواند بینش های مفیدی برای سیاست گذاران در ارزیابی اثربخشی سیاست ارز چندنرخی فراهم آورد.

کلیدواژه ها: نرخ ارز چند گانه، ارز ترجیحی، نابرابری مصرف، تفاضل در تفاضل سه گانه

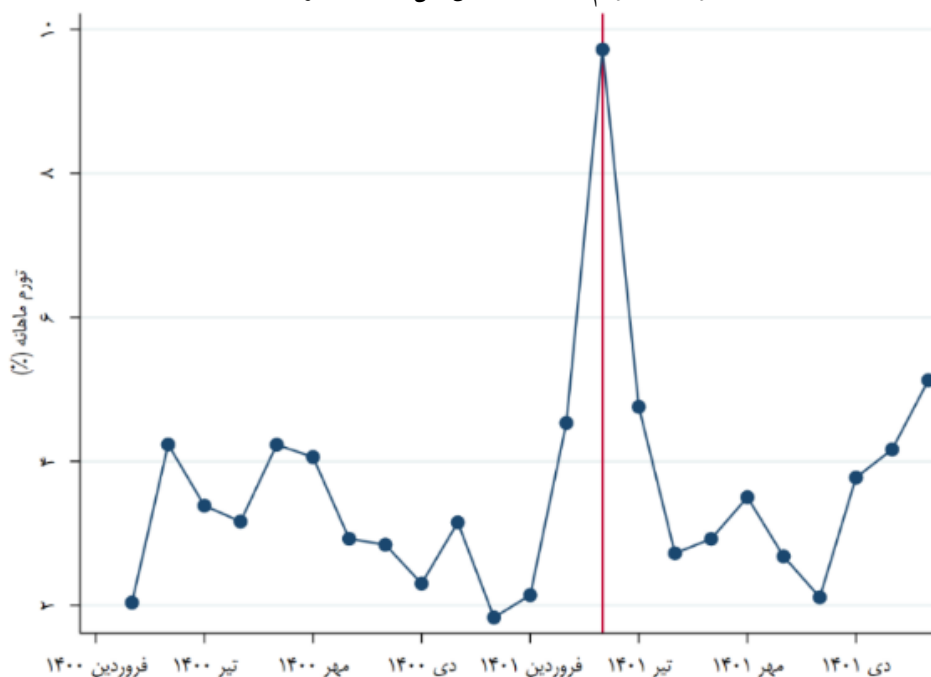
طبقه بندی JEL: O24، I32، H23، F31، C23

۱. مقدمه

امروزه حدود بیست درصد از کشورها، مخصوصاً کشورهای فقیر و اقتصادهای نوظهور، از نظام ارز چندنرخه استفاده می‌کنند (Schmitt-Grohé & Uribe, 2023). نظام ارز چندنرخه با اهداف گوناگونی وضع می‌شود مانند حمایت از تولید داخلی، جنگ‌های تجاری (Lewis, 1968)، بهبود تراز تجاری (Kiguel & O'Connell, 1995)، توسعه (Ottonello, et al., 2024)، کنترل قیمت و حمایت از مصرف‌کننده (کاویانی و همکاران، ۱۳۹۸). گستره استفاده از این سیاست، منجر به اهمیت ارزیابی آن در دستیابی به اهداف مورد توجه سیاست‌گذار در چارچوب علم اقتصاد می‌شود.

ایران یکی از کشورهایی است که به‌منظور حمایت از مصرف‌کننده، تجربه طولانی‌مدتی در استفاده از نظام ارز چندنرخه دارد و این نظام همچنان مورد استفاده است. با توجه به اینکه سهم قابل توجهی^۱ از درآمدهای ارزی کشور برای این موضوع صرف می‌شود (کاویانی و همکاران، ۱۳۹۸)، این سؤال در مورد ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌شود و تجربه ایران می‌تواند فرصتی کم‌نظیر برای ارزیابی این سیاست باشد.

نمودار ۱. تورم ماهانه شاخص کل قیمت مصرف‌کننده



توضیحات: اواخر اردیبهشت ۱۴۰۱ ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی حذف شد که منجر به افزایش ناگهانی و قابل توجه سطح قیمت‌ها شد. گفتنی است این افزایش قیمت، در داده، در خردادماه مشاهده می‌شود.
مأخذ: شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۱. در سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ و شش ماهه اول سال ۱۴۰۰، به ترتیب ۱۴، ۱۴، ۱۰ و ۱۰ میلیارد دلار برای ارز ترجیحی تخصیص داده شد. در حالی که صادرات نفت ایران در این سال‌ها به ترتیب ۵۳، ۶/۴، ۸/۹ و ۳۹ میلیارد دلار بوده است.

هدف این پژوهش، بررسی اثر بسته سیاستی حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه بر نابرابری در مصرف^۱ است. نابرابری از دغدغه‌های مهم سیاست‌گذاران است و به یکی از موضوعات اساسی مورد بحث بین آنان تبدیل شده است (Coibion, et al., 2017). علاوه بر این، یکی از اهداف تخصیص ارز ترجیحی حمایت از قشر ضعیف جامعه است که خود بر اهمیت سنجش نابرابری می‌افزاید. از طرف دیگر، حذف ارز ترجیحی منجر به افزایش قیمت برخی کالاها شد و این افزایش سطح قیمت ممکن است که منجر به تغییرات در توزیع درآمد، ثروت (Budd & Seiders, 1971) و مصرف گردد (Primiceri & van Rens, 2009).

سیاست اختصاص ارز ترجیحی به واردات کالاها از ابتدای سال ۱۳۹۷ طرح‌ریزی شد و در مرداد ۱۳۹۷، ۲۵ قلم کالا^۲ به عنوان کالای اساسی، برای تخصیص ارز ترجیحی معرفی شدند. اما به تدریج، از لیست کالاها مشمول کاسته شد (کاویانی و عبداللهی، ۱۳۹۹) تا جایی که در اردیبهشت ۱۴۰۱ این ارز برای غالب کالاها مشمول حذف شد.^۳ این حذف یکی از بزرگترین شوک‌های قیمتی وارد شده به اقتصاد ایران در دهه اخیر بوده است.^۴ با توجه به اینکه اختلاف نرخ ارز دولتی با نرخ ارز بازار آزاد زیاد شده بود^۵، قیمت برخی کالاها افزایش قابل توجهی پیدا کرد. نمودار ۱، تورم ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده را طی سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ طبق گزارش بانک مرکزی نشان می‌دهد. افزایش سطح قیمت‌ها در خرداد ۱۴۰۱ در نمودار ۱ به وضوح مشاهده می‌شود.^۶

جدول ۱. یارانه دریافتی هر نفر در دهک‌های مختلف

دهک	یارانه دریافتی قبل از سیاست (هزار تومان)	یارانه دریافتی بعد از سیاست (هزار تومان)
دهک اول تا سوم	۹۵	۴۰۰
دهک چهارم تا هفتم	۹۵	۳۰۰
دهک هشتم و نهم	۴۵	۳۰۰
دهک دهم	۰	۰

توضیحات: دولت با حذف ارز ترجیحی، یارانه‌های نقدی و معیشتی را حذف کرد و به سه دهک اول، ۴۰۰ هزار تومان و به دهک چهارم تا نهم، ۳۰۰ هزار تومان به ازای هر نفر پرداخت کرد.

مأخذ: گزارش دنیای اقتصاد به شماره خبر ۳۸۶۴۰۵۵ در تاریخ ۱۴۰۱/۰۲/۲۱

1. Consumption Inequality

۲. برنج خارجی، گندم، گوشت قرمز سنگین و سبک، گوشت مرغ، تخم مرغ، کنجاله سویا، ذرت، جو، داروهای دامی ضروری، کود، سموم، بذر، شکر، روغن خوراکی، روغن خام، حبوبات، دانه‌های روغنی، لاستیک سنگین، کاغذ چاپ، کاغذ روزنامه، خمیر کاغذ، چای خشک خارجی، دارو و تجهیزات پزشکی، ماشین‌آلات و تجهیزات تولیدکننده کالاها اساسی. لینک دسترسی: <https://www.bourse24.ir/news/168787>

۳. دارو و تجهیزات پزشکی همچنان مشمول این ارز بودند.

۴. تورم ماهانه خرداد ۱۴۰۱، طبق داده شاخص قیمت بانک مرکزی، بیشترین تورم ماهانه در دهه اخیر بوده است.

۵. هر دلار دولتی نرخ معادل ۴۲۰۰ تومان داشت و در بازار آزاد قیمتی در حدود ۲۶۰۰۰ تومان داشت.

۶. تاریخ دقیق افزایش قیمت‌ها، ۲۲ اردیبهشت سال ۱۴۰۱ بوده است ولی با توجه به زمان آمارگیری، در خرداد نمایان می‌شود.

حذف ارز ترجیحی در اردیبهشت ۱۴۰۱، با افزایش قابل توجه مبلغ یارانه‌های پرداختی توسط دولت (که مبالغ آن در جدول ۱ آمده است) همراه بود. حذف ارز ترجیحی درآمدهای دولت ایجاد کرد که امکان افزایش مبلغ یارانه نقدی را فراهم کرد. این پژوهش نیز، بسته سیاستی بازتوزیعی را به صورت توأمان بررسی می‌کند.

همزمان با حذف ارز ترجیحی، دولت به منظور جبران زیان رفاهی خانوارها، یارانه نقدی ۳۰۰ و ۴۰۰ هزار تومانی را برای خانوارها در نظر گرفت. درواقع دولت که پیش از این تقریباً به هفت دهک هر دو یارانه نقدی ۴۵ هزار تومانی و یارانه معیشتی (حدود ۵۰ هزار تومان) و به مابقی تا دهک نهم فقط یارانه ۴۵ هزار تومانی پرداخت می‌کرد، در نتیجه حذف ارز ترجیحی همه یارانه‌های مذکور را حذف نموده و به سه دهک اول یارانه ۴۰۰ هزار تومانی و به دهک چهارم تا نهم یارانه ۳۰۰ هزار تومانی پرداخت کرد.^۱

در این پژوهش، به منظور سنجش نابرابری در مخارج مصرفی ناشی از بسته سیاستی مذکور، از داده فروش روزانه یکی از فروشگاه‌های زنجیره‌ای بزرگ تهران استفاده می‌شود. با توجه به اینکه این داده به تفکیک شعب در تهران و برای سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ در دسترس است، با استفاده از روش تفاضل در تفاضل سه گانه، افزایش مخارج مصرفی در بهار سال ۱۴۰۱ نسبت به باقی بازه زمانی در هر شعبه سنجیده می‌شود. سپس این تغییرات بین شعب مختلف با هم مقایسه می‌شوند. همچنین از نمونه دو درصدی داده پایگاه رفاه ایرانیان به منظور دستیابی به توزیع مخارج کل سالیانه، توزیع دهک‌های مختلف ساکن در هر منطقه و محاسبه یارانه دریافتی متوسط هر نفر، توسط ساکنان هر منطقه استفاده می‌کنیم.^۲

در این پژوهش با استفاده از داده‌ها و روش مذکور در فرکانس ماهانه، درمی‌یابیم که درمجموع مصرف خرده‌فروشی، تغییر معناداری در نابرابری بین مناطق مختلف شهر تهران رخ نداده است. این گزاره با تفکیک مصرف به گروه‌هایی که دچار افزایش قیمت شدند و دچار افزایش قیمت نشدند، همچنان صادق است. اما وقتی تغییر نابرابری را به تفکیک گروه‌های کالایی مختلف بررسی می‌کنیم، مشاهده می‌کنیم که در گروه گوشت، لبنیات و تخم مرغ افزایش نابرابری مشاهده می‌شود. همه این گروه‌های کالایی از گروه‌هایی بودند که دچار افزایش قیمت قابل توجه شده بودند و با توجه به حذف ارز ترجیحی غذای دام قابل انتظار بوده است.

ساختار بقیه پژوهش به این صورت است: در بخش دوم مبانی نظری پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم، به مرور ادبیات مرتبط به موضوع پژوهش می‌پردازیم. در بخش چهارم داده‌های مورد استفاده برای پژوهش را توضیح می‌دهیم. در بخش پنجم روش پژوهش بحث می‌شود. در بخش ششم یافته‌ها ارائه می‌گردند و در نهایت در بخش هفتم به بحث و نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

۱. روزنامه دنیای اقتصاد. شماره روزنامه: ۵۴۴۵ - تاریخ چاپ: ۱۴۰۱/۰۲/۲۰ - شماره خبر: ۳۸۶۳۷۶۶

۲. وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی جمهوری اسلامی ایران، با استفاده از داده‌هایی مانند درآمد ثبت شده، دارایی‌ها و سوابق مالی به دهک‌بندی مردم می‌پردازد و براساس این دهک‌بندی، یارانه پرداخت می‌شود.

۲. مبانی نظری

نظام‌های ارزش چندنرخ معمولاً با هدف کاهش هزینه واردات برخی کالاها و کنترل قیمت کالاهای ضروری ایجاد می‌شوند. در این نظام، تخصیص ارزش با نرخ پایین‌تر از نرخ بازار به واردکنندگان کالاهای مشخص، موجب می‌شود قیمت ریالی این کالاها نسبت به شرایط نبود این سیاست پایین‌تر باشد. بنابراین، ارزش ترجیحی را می‌توان نوعی مداخله قیمتی دانست که از طریق تغییر قیمت‌های نسبی، بر تصمیمات مصرفی خانوارها اثر می‌گذارد.

بر اساس نظریه رفتار مصرف‌کننده، تغییر در قیمت یک کالا، دو اثر اصلی بر رفتار مصرف‌کننده ایجاد می‌کند: نخست، اثر جانشینی است که در آن خانوار به دلیل تغییر قیمت نسبی کالاها، ترکیب سبد مصرفی خود را تغییر می‌دهد. دوم، اثر درآمدی است که از تغییر قدرت خرید واقعی خانوار ناشی می‌شود. بنابراین، حذف ارزش ترجیحی از طریق افزایش قیمت کالاهای مشمول، می‌تواند هم ترکیب مصرف خانوار و هم سطح مصرف را تحت تأثیر قرار دهد.

در شرایط حذف ارزش ترجیحی، افزایش قیمت کالاهای مشمول باعث می‌شود مصرف‌کنندگان، بخشی از مصرف این کالاها را کاهش داده یا به سمت کالاهای جایگزین حرکت کنند. با این حال، میزان کاهش مصرف برای همه کالاها یکسان نیست. کالاهای ضروری، به دلیل نقش اساسی در تأمین نیازهای اولیه خانوار، معمولاً دارای انعطاف‌پذیری کمتری در برابر تغییرات قیمت هستند. به عبارت دیگر، افزایش قیمت کالاهای ضروری الزاماً به کاهش متناسب مصرف آن‌ها منجر نمی‌شود زیرا خانوارها امکان کاهش شدید مصرف این کالاها را ندارند.

در نتیجه، یکی از پیامدهای احتمالی افزایش قیمت کالاهای اساسی، انتقال فشار تعدیل به سایر اقلام موجود در سبد مصرفی خانوار است. خانوار ممکن است برای جبران افزایش هزینه کالاهای ضروری، مصرف کالاهای غیرضروری یا کالاهایی که امکان حذف یا کاهش آن‌ها وجود دارد را کاهش دهد. بنابراین، حذف ارزش ترجیحی می‌تواند نه تنها از طریق کاهش مستقیم مصرف کالاهای مشمول بلکه از طریق تغییر در الگوی کلی مخارج خانوار بر مصرف اثرگذار باشد.

از آنجا که ساختار مصرف خانوارها در سطوح مختلف درآمدی متفاوت است، انتظار می‌رود اثر این سیاست در گروه‌های مختلف درآمدی یکسان نباشد. خانوارهای کم‌درآمد معمولاً سهم بیشتری از مخارج خود را به کالاهای ضروری اختصاص می‌دهند. بنابراین، افزایش قیمت این کالاها بخش بزرگ‌تری از بودجه این خانوارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و امکان جایگزینی یا تعدیل مصرف برای آن‌ها محدودتر است. در مقابل، خانوارهای پردرآمد به دلیل تنوع بیشتر سبد مصرفی و برخورداری از منابع مالی بیشتر، توانایی بالاتری برای تعدیل رفتار مصرفی خود دارند.

بر این اساس، انتظار می‌رود حذف ارزش ترجیحی در صورت نبود سیاست‌های جبرانی، اثر نامتقارنی بر گروه‌های درآمدی داشته باشد و کاهش بیشتر مصرف واقعی در میان خانوارهای کم‌درآمد، منجر به افزایش نابرابری مصرفی شود. به بیان دیگر، اگر افزایش قیمت کالاهای اساسی سهم بیشتری از منابع خانوارهای کم‌درآمد را جذب کند، شکاف مصرفی میان گروه‌های درآمدی افزایش خواهد یافت.

باین حال، حذف ارز ترجیحی در ایران همزمان با اجرای سیاست پرداخت یارانه نقدی انجام شد. پرداخت یارانه نقدی را می‌توان به عنوان یک سیاست جبرانی در نظر گرفت که هدف آن انتقال بخشی از منابع حاصل از اصلاح قیمت‌ها به خانوارها و کاهش اثر منفی افزایش قیمت‌ها بر قدرت خرید است. از دیدگاه نظری، این پرداخت می‌تواند از طریق افزایش درآمد قابل تصرف خانوارها، بخشی از اثر درآمدی ناشی از افزایش قیمت‌ها را خنثی کند. بنابراین، اثر نهایی حذف ارز ترجیحی بر نابرابری مصرف، وابسته به میزان انتقال افزایش قیمت‌ها به مصرف‌کنندگان و میزان جبران ایجاد شده توسط پرداخت‌های حمایتی خواهد بود.

علاوه بر اثر مستقیم افزایش قیمت کالاهای مشمول، حذف ارز ترجیحی ممکن است از مسیر دیگری نیز بر رفتار مصرفی اثرگذار باشد. در اقتصادی که نرخ ارز نقش مهمی در شکل‌گیری انتظارات تورمی دارد، تغییر در سیاست ارزی می‌تواند باعث افزایش انتظارات نسبت به رشد قیمت‌ها در آینده شود. در چنین شرایطی، خانوارها ممکن است بخشی از رفتار مصرفی خود را تغییر داده و به سمت خرید کالاهایی حرکت کنند که به عنوان ذخیره ارزش در نظر گرفته می‌شوند. این تغییر رفتار می‌تواند باعث افزایش تقاضا برای کالاهای بادوام شود.

با توجه به اینکه توانایی خرید کالاهای بادوام معمولاً در میان خانوارهای پردرآمد بیشتر است، افزایش تقاضا برای این کالاها ممکن است به صورت نامتقارن بین گروه‌های درآمدی توزیع شود. در نتیجه، حتی در شرایطی که پرداخت یارانه نقدی بخشی از اثر افزایش قیمت کالاهای ضروری را جبران کند، کانال انتظارات تورمی و تغییر رفتار پس‌انداز و مصرف می‌تواند اثر متفاوتی بر گروه‌های درآمدی ایجاد کند و بر نابرابری مصرفی اثرگذار باشد. بنابراین، اثر نهایی حذف ارز ترجیحی بر نابرابری مصرفی از ترکیب چند سازوکار مختلف شکل می‌گیرد: افزایش قیمت نسبی کالاهای مشمول، تغییر الگوی مصرف خانوارها، اثر جبرانی پرداخت یارانه نقدی و تغییر رفتار ناشی از انتظارات تورمی. به همین دلیل، تعیین جهت و اندازه اثر این سیاست یک مسئله تجربی است. پژوهش حاضر با استفاده از داده فروش یکی از فروشگاه‌های زنجیره‌ای بزرگ تهران و بهره‌گیری از روش تفاضل در تفاضل سه گانه، تلاش می‌کند اثر اجرای این سیاست را بر تغییرات نابرابری مصرف شناسایی کند.

۳. پیشینه پژوهش

ادبیات مرتبط با این پژوهش را می‌توان به سه شاخه اصلی تقسیم کرد که عبارتند از: ۱. نظام ارز چندنرخ، ۲. سیاست بازتوزیع مبتنی بر یارانه نقدی و ۳. نابرابری در مصرف. در ادامه به مرور ادبیات در هر کدام از این شاخه‌ها می‌پردازیم.

۳-۱. نظام ارز چندنرخ

در ادبیات اقتصادی، مطالعات متعددی به بررسی نظام‌های ارز چندنرخ و تبعات آن پرداخته‌اند. برای نمونه، اشمیت-گروهه و اوریه^۱ (۲۰۲۳) با مدل‌سازی سیاست ارزی در آرژانتین، نشان می‌دهند که کنترل‌های ارزی نقش

1. Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M.

مالیاتی ایفا کرده و رفاه را کاهش می‌دهند. کیگول و اوکانل^۱ (۱۹۹۵) با بررسی هشت کشور^۲ در حال توسعه، نظام‌های چندنرخ را ابزاری موقتی در مقابله با بحران‌های تراز پرداخت‌ها می‌دانند که در میان مدت پیامدهای منفی برای رشد اقتصادی دارد. اتولنتو و همکاران^۳ (۲۰۲۴) به‌طور نظری نشان می‌دهند که مداخلات ارزی ممکن است در شرایط خاص توسعه‌ای مؤثر باشند اما همیشه نتایج مطلوب ندارند.

رینهارت و راگاف^۴ (۲۰۰۴) و ایلزتسکی و همکاران^۵ (۲۰۱۹) نیز با بررسی تاریخی و تحلیلی نظام‌های ارزی، به پیچیدگی انتخاب رژیم ارزی مناسب در بسترهای مختلف اقتصادی اشاره می‌کنند. تجربه اصلاحات تجاری شیلی که توسط کوربو^۶ (۱۹۹۷) تحلیل شده نیز بر اهمیت یکپارچگی سیاست‌های اقتصادی در کنار سیاست ارزی تأکید دارد.^۷

در این میان، ایران با سابقه‌ای طولانی در استفاده از نظام ارز چندنرخ، به‌ویژه ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی، بستر مناسبی برای مطالعه آثار این سیاست‌ها فراهم کرده است. با وجود ابعاد گسترده این سیاست، تا جایی که بررسی‌های ما نشان می‌دهد، تاکنون مطالعه‌ای در زمینه اثر نظام ارز چندنرخ بر نابرابری، چه در ایران و چه در سطح جهانی، انجام نشده است. این پژوهش تلاش می‌کند با تمرکز بر نابرابری در مخارج مصرفی، این خلأ پژوهشی را پر کند و فهم بهتری از پیامدهای اقتصادی نظام ارز چندنرخ ارائه دهد.

۳-۲. سیاست بازتوزیعی مبتنی بر یارانه نقدی

حذف ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی با توزیع یارانه توسط دولت همزمان بود. هدف از توزیع یارانه، جبران افزایش قیمت کالاها بود که روی مصرف اقشار مختلف مردم تأثیر می‌گذارد. در ادبیات اقتصادی، آثار سیاست‌های بازتوزیعی مبتنی بر یارانه، به‌ویژه در زمان بحران‌هایی مانند رکود مالی ۲۰۰۸ و همه‌گیری کرونا، به‌طور گسترده مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

پژوهش‌هایی مانند شاپیرو و اسلمرود^۸ (۲۰۰۹)، پارکر و همکاران^۹ (۲۰۱۳) با استفاده از نظرسنجی‌های انجام شده توسط مرکز تحقیقات نظرسنجی دانشگاه میشیگان^{۱۰} و داده نظرسنجی هزینه‌های مصرفی آمریکا^{۱۱} نشان داده‌اند که یارانه‌های پرداختی طی بحران ۲۰۰۸ عمدتاً برای بازپرداخت بدهی یا پس‌انداز مصرف‌کنندگان استفاده شده یا صرف کالاهای بادوام شده‌اند. همچنین یافته‌ها حاکی از آن است که اثر این یارانه‌ها بر مصرف، در میان خانوارهای

1. Kiguel, M. & O'Connell, S.A.

۲. آرژانتین، غنا، مکزیک، سودان، تانزانیا، ترکیه، ونزوئلا و زامبیا.

3. Ottonello, P., et al.

4. Reinhart, C. & Rogoff, K.S.

5. Ilzetzi, E., et al.

6. Corbo, V.

۷. مقالات دیگری همچون لویس (۱۹۶۸) و دورنبوش (۱۹۸۶) به ارزیابی نظام ارز چندنرخ پرداخته‌اند. همچنین توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)

به ارتباط نظام ارزی و پولی بینه در ایران پرداخته‌اند.

8. Shapiro, M.D. & Slemrod, J.

9. Parker, J.A., et al.

10. University of Michigan

11. Consumer Expenditure Survey (CEX)

کم درآمد بیشتر بوده است. برودا و پارکر^۱ (۲۰۱۴) نیز با بهره‌گیری از داده‌های فرکانس بالای پنل مشتریان نیلسن^۲، به بررسی اثر یارانه‌های مربوط به بحران مالی ۲۰۰۸ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که واکنش مصرف‌کنندگان در هفته نخست پس از دریافت یارانه‌ها چشمگیر بوده اما این اثر در هفته‌های بعد به تدریج کاهش یافته است.^۳

در دوران همه‌گیری نیز، پارکر و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از داده نظرسنجی هزینه‌های مصرفی ایالات متحده نشان داده‌اند که پرداخت‌های حمایتی تأثیر چشمگیری بر مصرف نداشته است. در مقابل، حسینی و بک^۴ (۲۰۲۰) در ایران و کیم و همکاران^۵ (۲۰۲۳) در کره جنوبی، با اتکا به داده‌های تراکنش‌های مالی، به بررسی اثر یارانه‌های حمایتی بر مصرف پرداخته‌اند و یافته‌های آن‌ها حاکی از موفقیت این پرداخت‌ها در تحریک تقاضای مصرفی بوده است.^۶

در ایران، حذف ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی در اردیبهشت ۱۴۰۱ با پرداخت هم‌زمان یارانه نقدی همراه بود؛ اقدامی که به دلیل تأثیر هم‌زمان بر قیمت کالاها و بودجه خانوار، بستری منحصربه‌فرد برای مطالعه اثرات بازتوزیعی ایجاد می‌کند. با این حال، طبق بررسی‌های ما، تاکنون پژوهشی به‌طور خاص به بررسی اثرات توأمان حذف ارز ترجیحی و پرداخت نقدی یارانه نپرداخته است. مطالعه حاضر با بهره‌گیری از داده‌های خرده‌فروشی، درصدد پر کردن این خلأ پژوهشی است.

۳-۳. نابرابری در مصرف

هدف این پژوهش، بررسی اثر شوک حذف ارز ترجیحی بر نابرابری مصرفی است. شاخص سوم ادبیات مربوط به این پژوهش، مقالاتی هستند که به بررسی اثرات ناهمگون شوک‌های مختلف بر مصرف و در نتیجه تغییر نابرابری در مصرف تمرکز داشته‌اند. برای نمونه، پرمیچری و ورنز^۷ (۲۰۰۹) با داده نظرسنجی هزینه‌های مصرفی آمریکا نشان داده‌اند که نابرابری مصرف در دهه‌های ۸۰ و ۹۰ به‌رغم افزایش نابرابری درآمد، تغییر چندانی نکرده است. کویبون و همکاران^۸ (۲۰۱۷) نیز اثر شوک انقباضی پولی را با استفاده از معیارهایی چون ضریب جینی و انحراف معیار لگاریتم مصرف بر نابرابری مصرف بررسی کرده‌اند.^۹ همچنین آوئر و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۴) تأثیر افزایش

1. Broda, C. & Parker, J.A.

2. Nielsen's Consumer Panel (NCP, formerly Homescan consumer panel)

۳. همچنین پنینگز (۲۰۲۱) با مقایسه ایالات آمریکا، به بررسی اثر پرداخت یارانه در ایالات مختلف روی درآمد و مصرف می‌پردازد.

4. Hoseini, M. & Beck, T.

5. Kim, S., et al.

۶. از دیگر مقالاتی که به بررسی اثرات یارانه مربوط به دوران کرونا پرداخته‌اند، می‌توان از بیکر و همکاران (۲۰۲۳) نام برد که با استفاده از داده یک اپلیکیشن مدیریت مالی، به بررسی اثر پرداخت یارانه بر مصرف می‌پردازد. همچنین کویبون و همکاران (۲۰۲۰) نیز با استفاده از داده نیلسن واکنش مصرفی خانوارها را در برابر یارانه نقدی مورد سنجش قرار می‌دهند.

7. Primiceri, G.E. & van Rens, T.

8. Coibion, O., et al.

۹. همچنین پژوهش‌های بسیاری به بررسی اثر تورم بر ایجاد نابرابری در توزیع ثروت و درآمد پرداخته‌اند مانند باد و سیدرز (۱۹۷۱)، ویلیامسون (۱۹۷۷)، نوردهاوس (۱۹۷۳) و داپکه و اشتایدر (۲۰۰۶).

10. Auer, R., et al.

ناگهانی ارزش فرانک سوئیس^۱ بر ترکیب سبد مصرفی خانوارها را بررسی کرده و نشان داده‌اند که خانوارهای کم‌درآمد نسبت به تغییرات قیمت کالاهای وارداتی واکنش‌پذیرتر هستند.

بررسی‌های ما نشان می‌دهد که پژوهش‌های بسیار کمی به نابرابری مصرفی در ایران پرداخته‌اند. این پژوهش با بررسی اثر یکی از شوک‌های مهم اقتصاد ایران در طول دهه اخیر بر نابرابری مصرفی، این شاخه را تقویت می‌کند. همچنین استفاده از داده فروش روزانه یکی از فروشگاه‌های زنجیره‌ای، که براساس تراکنش واقعی و بدون نظرسنجی گردآوری شده، دقت و مزیت مهمی برای این پژوهش فراهم می‌آورد. یکسان بودن قیمت‌ها در شعب مختلف نیز از نقاط قوت داده مورد استفاده است زیرا این موضوع باعث می‌شود داده ما به مفهوم مصرف نزدیک‌تر شود.^۲

۴. داده‌ها

در این قسمت به بررسی داده‌های مورد استفاده پژوهش و همچنین نحوه دسترسی به آن‌ها می‌پردازیم. در نهایت جداولی از خلاصه آماری داده‌ها نیز ارائه می‌شود. داده‌های مورد استفاده این پژوهش، شامل ۱. داده فروش روزانه گروه‌های کالایی اصلی ۱۶ شعبه یکی از فروشگاه‌های زنجیره‌ای بزرگ تهران، ۲. نمونه دو درصدی داده پایگاه رفاه ایرانیان و ۳. شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی ایران است.

۴-۱. داده فروش روزانه یکی از فروشگاه‌های زنجیره‌ای بزرگ تهران

داده فروش روزانه یکی از فروشگاه‌های زنجیره‌ای بزرگ، با شعب متعدد در شهر تهران در این پژوهش استفاده شده است. این فروشگاه، کالاهای متنوعی را در هفت گروه کالایی اصلی به فروش می‌رساند که عبارتند از: ۱. خواربار، ۲. گوشت و فرآورده‌های گوشتی، ۳. مواد غذایی تازه، ۴. لبنیات و تخم مرغ، ۵. پوشاک، ۶. شوینده، آرایشی و بهداشتی و ۷. لوازم خانگی (برقی و غیربرقی).

از مجموع ۲۲ منطقه شهر تهران، مناطق ۹، ۱۰ و ۱۳ به دلیل نبود شعبه فروشگاه زنجیره‌ای در این مناطق، از دامنه مطالعه حذف شدند. همچنین، اگرچه در مناطق ۱۱، ۱۶ و ۱۸ شعبه‌هایی وجود دارد اما به علت تازه‌تأسیس بودن این شعب و کمبود داده‌های مربوط، این مناطق نیز از تحلیل‌ها کنار گذاشته شدند. در نتیجه، این پژوهش از داده‌های مربوط به ۱۶ منطقه از مناطق ۲۲ گانه تهران بهره می‌گیرد.

گفتنی است به منظور رعایت ملاحظات کسب و کار و حفظ اسرار تجاری، به جای استفاده از اطلاعات کلیه شعب تهران در هر منطقه، بزرگ‌ترین و جامع‌ترین شعبه به عنوان نماینده آن منطقه انتخاب شده است. شکل ۱، نقشه‌ای از مناطق تهران و مناطقی را که داده‌های مربوط به آن‌ها در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است نمایش

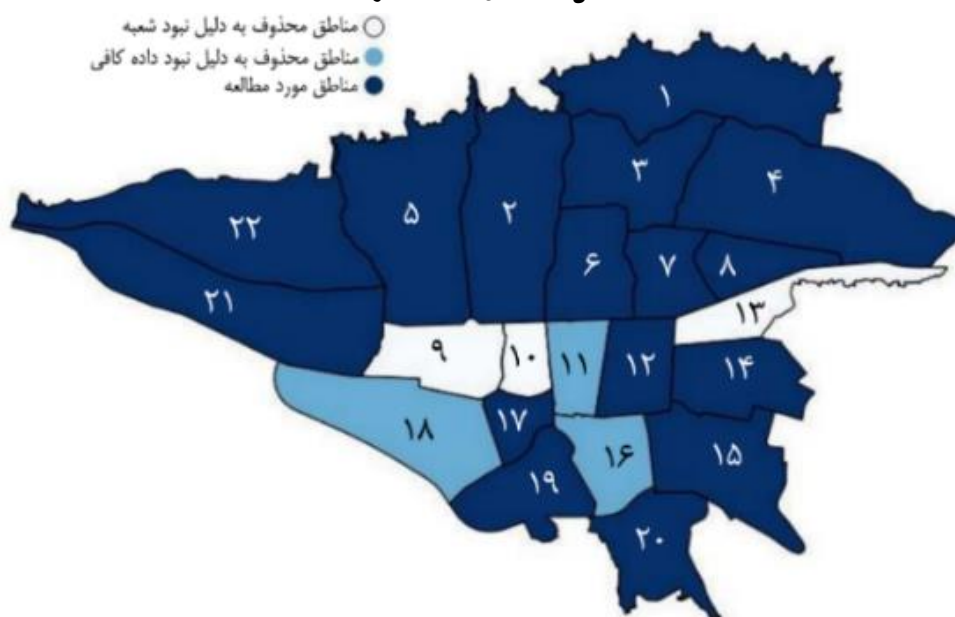
۱. بانک ملی سوئیس (SNB) سیاست حداقل نرخ ارز ۱/۲ فرانک سوئیس به ازای هر یورو را در سپتامبر ۲۰۱۱ اتخاذ کرد. تحولات خارج از کشور در اواخر سال ۲۰۱۴ و اوایل سال ۲۰۱۵ باعث شد که SNB به‌طور غیرمنتظره‌ای این سیاست را در ۱۵ ژانویه ۲۰۱۵ کنار بگذارد. پس از یک دوره ثبات قابل توجه نرخ ارز، نسبت EUR/CHF تا پایان ژوئن ۱۴/۷ درصد افزایش یافت.

۲. اگر قیمت‌ها متفاوت باشد، مخارج مصرفی یکسان به معنی مصرف یکسان نیست.

می‌دهد. همان‌طور که در این شکل مشاهده می‌شود، مناطق منتخب از توزیع جغرافیایی مناسبی برخوردار هستند و کلیه بخش‌های شهر تهران، از جمله مناطق با سطوح رفاهی مختلف در شمال شهر و مناطق جنوبی و حاشیه‌ای را پوشش می‌دهند.

ممکن است این اشکال مطرح شود که داده‌های یک فروشگاه، لزوماً نمایندگی مناسبی از رفتار مصرف‌کنندگان نمی‌کند. اما بنابر دلایلی این اشکال برای این فروشگاه کمرنگ‌تر است چون این فروشگاه علاوه بر اینکه توزیع مناسبی در مناطق مختلف تهران دارد، طبق گزارش‌های منتشر شده، از خریدهای خرده‌فروشی مصرف‌کنندگان در تهران در حدود ۱۰ درصد سهم دارد که سهم قابل توجهی در بازار خرده‌فروشی است. همچنین، این فروشگاه در شعب خود مجموعه‌ای از کالاهای متنوع (مشمول ارز ترجیحی و غیرمشمول) را عرضه می‌کند که این امر باعث می‌شود سهم قابل توجهی از سبد مصرفی خانوارها در این فروشگاه زنجیره‌ای تأمین شود.^۱ همچنین استفاده از داده‌های فروش یک فروشگاه زنجیره‌ای به عنوان نمونه در ادبیات اقتصادی رایج است؛ مانند هستینگز و شاپیرو^۲ (۲۰۱۳) که داده‌های فروش یک فروشگاه زنجیره‌ای در آمریکا را مطالعه کرده‌اند.

شکل ۱. مناطق ۲۲ گانه تهران



توضیحات: فروشگاه زنجیره‌ای مدنظر در مناطق ۹، ۱۰ و ۱۳ شعبه ندارد و شعب آن در مناطق ۱۱، ۱۶ و ۱۸ تازه تأسیس هستند و داده کافی ندارند. به همین دلیل این شش منطقه از مناطق مورد بررسی این پژوهش حذف شدند. مأخذ: داده‌های در دسترس پژوهشگر از فروشگاه زنجیره‌ای

۱. همچنین در زمان مورد بررسی، داده‌های این فروشگاه به صورت کامل موجود است و فروشگاه زنجیره‌ای دیگری در این بازه زمانی، به مجموعه فروشگاه‌های زنجیره‌ای شهر تهران اضافه نشده یا از مجموعه حذف نشده است.

2. Hastings, J.S. & Shapiro, J.M.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل مقادیر فروش روزانه به تفکیک هفت گروه کالایی اصلی، برای تمامی ۱۶ شعبه منتخب، طی سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ است. جدول ۲، آماره‌های میانگین، میانه و انحراف معیار فروش حقیقی ماهانه (برحسب میلیارد ریال) را برای کل فروش بین شعب مختلف و در طول دو سال مذکور ارائه می‌دهد. برای محاسبه مقادیر حقیقی فروش، از شاخص قیمت مصرف‌کننده با سال پایه ۱۴۰۰ استفاده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، انحراف معیار فروش ماهانه بین شعب مختلف بسیار قابل توجه است که این امر نشان‌دهنده تفاوت‌های چشمگیر در حجم فروش میان شعب مختلف است. علاوه‌براین، بررسی روند میانگین و میانه فروش طی ماه‌های مختلف نشان می‌دهد که میزان فروش در ماه‌های مختلف تفاوت‌های محسوسی داشته و این نوسانات در سال ۱۴۰۱ بیش از سال ۱۴۰۰ مشهود است.

جدول ۲. خلاصه آماری فروش حقیقی ماهانه شعب مختلف به میلیارد ریال به قیمت ثابت ۱۴۰۰

	انحراف معیار		میانه		میانگین	
	۱۴۰۱	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۰
فروردین	۱۵۵	۱۴۷	۶۷	۷۰	۱۱۶	۱۱۷
اردیبهشت	۱۸۲	۱۴۷	۹۵	۷۸	۱۲۴	۱۵۵
خرداد	۱۴۲	۱۳۷	۷۵	۶۹	۱۱۸	۱۱۹
تیر	۱۴۷	۱۴۵	۶۷	۶۹	۱۲۱	۱۱۵
مرداد	۱۴۱	۱۳۷	۶۶	۷۰	۱۱۸	۱۱۲
شهریور	۱۴۱	۱۴۱	۵۸	۷۲	۱۲۰	۱۰۸
مهر	۱۵۱	۱۴۹	۶۸	۷۳	۱۲۱	۱۱۸
آبان	۱۳۲	۱۳۳	۶۴	۶۸	۱۱۳	۱۰۸
آذر	۱۳۷	۱۳۲	۶۲	۶۶	۱۱۲	۱۰۹
دی	۱۷۳	۱۵۰	۷۲	۶۸	۱۱۹	۱۲۹
بهمن	۱۶۹	۱۵۰	۸۱	۷۰	۱۲۲	۱۳۴
اسفند	۲۲۱	۱۹۸	۹۷	۹۸	۱۶۲	۱۷۳

توضیحات: این جدول، میانگین، میانه و انحراف معیار فروش حقیقی کل را بین شعب مختلف، طی ۲۴ ماه به میلیارد ریال به قیمت ثابت ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. آماره‌های میانگین، میانه و انحراف معیار بین ۱۶ شعبه محاسبه شده‌اند و برای حقیقی کردن فروش ماهانه، از شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱۴۰۰=۱۰۰) استفاده شده است. مأخذ: محاسبات پژوهشگر بر مبنای داده فروشگاه زنجیره‌ای

یکی از مزیت‌های این داده، علاوه‌بر فرکانس زمانی بالا، یکسان بودن قیمت تمامی کالاها در تمامی شعب این فروشگاه است. این ویژگی ناشی از کنترل قیمت‌ها توسط نهاد ناظر در این فروشگاه‌ها است. یکی از ضعف‌های جدی داده‌های مبتنی بر مخارج مصرفی در بسیاری از مطالعات، تفاوت قیمت کالاها در نقاط مختلف است که موجب می‌شود اختلافات مشاهده شده در مخارج مصرفی لزوماً به معنای تفاوت در میزان مصرف نباشد.

۴-۲. نمونه دو درصدی پایگاه رفاه ایرانیان

نمونه دو درصدی داده پایگاه رفاه ایرانیان که در تارنمای وزارت رفاه در دسترس است، حاوی برخی اطلاعات جمع‌آوری شده توسط این وزارت‌خانه از یک نمونه تصادفی دو درصدی از مردم ایران است. این داده حاوی اطلاعات مهمی است که ستون‌های کاربردی آن در این پژوهش عبارتند از: ۱. کد پستی، ۲. دهک و ۳. کل پرداخت‌های ثبت شده در شاپرک در سال^۱.

چنانچه کد پستی با منطقه اتصال داده شود، می‌توان تعداد افراد هر دهک در هر منطقه را در نمونه پایگاه رفاه استخراج کرد. بر این اساس می‌توانیم مبلغ متوسط یارانه دریافتی توسط هر نفر و میانه مخارج ماهیانه توسط هر نفر را در هر منطقه به‌دست آوریم.^۲

۴-۳. شاخص قیمت مصرف‌کننده

داده سومی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است، شاخص قیمت مصرف‌کننده است. در این پژوهش از شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی ایران در گروه‌های کالایی مختلف از فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۴۰۱ استفاده شده است (سال پایه: ۱۴۰۰).

۵. روش پژوهش

در این بخش، روش پژوهش برای بررسی اثر بسته سیاستی حذف ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی و پرداخت یارانه بر نابرابری در مخارج مصرفی تشریح می‌شود. به‌منظور شناسایی دقیق اثر این بسته سیاستی بر الگوهای مصرفی خانوارها، ملاحظات روش‌شناختی خاصی لازم است که در ادامه توضیح داده می‌شود. ابتدا، روش مورد استفاده برای شناسایی تورم ناشی از حذف ارز ترجیحی بیان خواهد شد. سپس، به معرفی روش شناسایی تغییرات نابرابری در مخارج مصرفی پرداخته می‌شود. برای اندازه‌گیری تغییرات نابرابری، ابتدا تحلیل با داده‌های ماهانه مصرف کل و اقلام مختلف مصرفی انجام می‌شود و در ادامه، به‌منظور بررسی روندهای پویای تغییرات نابرابری، از داده‌های هفتگی استفاده خواهد شد.

به‌منظور برقراری ارتباط بین روندهای تغییرات نابرابری در اقلام مصرفی و روندهای سطوح قیمت، سعی در شناسایی افزایش قیمت ناشی از حذف ارز ترجیحی داریم. به‌منظور شناسایی افزایش قیمت ناشی از حذف ارز ترجیحی، مشابه روش‌های مورد استفاده در مطالعات بیلز و همکاران^۳ (۲۰۱۲) و بارسکی^۴ (۱۹۸۷)^۵ از مدل ساده

۱. این داده شامل پرداخت با استفاده از دستگاه‌های کارت‌خوان و درگاه‌های اینترنتی است و پرداخت‌های انتقالی نظیر کارت به کارت، پایا و ساتنا را شامل نمی‌شود.

۲. جدول نحوه اتصال کدپستی به منطقه در شهر تهران، جدول تعداد افراد هر دهک و جدول یارانه دریافتی و مخارج ماهانه در هر منطقه در پیوست ۱ ارائه شده است.

3. Bils, M., et al.

4. Barsky, R.B.

۵. در پژوهش‌های زیادی از مدل‌های ARIMA برای مدل‌سازی تورم و شاخص قیمت استفاده شده است که می‌توان از چان (۲۰۱۳) و آلتیسیمو و همکاران (۲۰۰۹) نام برد.

سری زمانی $ARMA(1,1)$ - $SARMA(1,1)$ بهره می‌بریم. در این مدل، مطابق با تصریح (۱)، فرض بر این است که تورم انتظاری هر ماه، تحت تأثیر تورم ثبت شده در ماه قبل و همان ماه در سال قبل، و همچنین شوک‌های قیمتی وارد شده در ماه قبل و سال قبل قرار دارد. مدل $ARMA$ ترکیبی از مؤلفه‌های خودهمبستگی (AR) و میانگین متحرک (MA) است که قادر به مدل‌سازی وابستگی‌های زمانی در داده‌های تورم است در حالی که جزء $SARMA$ ، مؤلفه‌های فصلی را نیز در تحلیل لحاظ می‌کند تا تغییرات دوره‌ای سالانه تورم به درستی پیش‌بینی شود. انتخاب این مدل به دلیل توانایی آن در پوشش دادن همزمان نوسانات کوتاه‌مدت و الگوهای فصلی تورم است که برای پیش‌بینی دقیق‌تر تغییرات قیمت‌ها حیاتی است. این مدل، با در نظر گرفتن مؤلفه‌های فصلی و پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، پیش‌بینی قابل اعتمادی از تورم ماهانه ارائه می‌دهد که امکان مقایسه آن با تورم واقعی ثبت شده در سال ۱۴۰۱ را فراهم می‌سازد.

$$\pi_t = \mu + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-12} + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-12} \quad (1)$$

برای پیش‌بینی سری زمانی تورم ماهانه، از تصریح (۱) برای چهارده گروه کالایی مورد مطالعه استفاده می‌شود. در این تصریح π_t تورم ماهانه در ماه t و ϵ_t شوک قیمتی را در ماه t نشان می‌دهد. با بهره‌گیری از شاخص قیمت ماهانه بانک مرکزی از فروردین ۱۳۹۵، پیش‌بینی تورم ماهانه برای سال ۱۴۰۱ انجام شده و سپس این مقادیر پیش‌بینی شده با تورم واقعی حادث شده در همان سال مقایسه می‌شوند. چنانچه تورم واقعی ثبت شده در خرداد ۱۴۰۱ به‌طور معناداری بالاتر از مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل باشد، می‌توان این افزایش را به حذف ارزش ترجیحی نسبت داد. این استدلال بر پایه این واقعیت استوار است که در آن مقطع زمانی، هیچ عامل تورم‌زای دیگری رخ نداده و تنها شوک قیمتی قابل توجه، ناشی از حذف ارزش ترجیحی بوده است. بر این اساس، گروه‌های کالایی که افزایش قیمت آن‌ها با حذف ارزش ترجیحی مرتبط بوده، شناسایی می‌شوند.

برای ارزیابی اثر بسته سیاستی حذف ارزش ترجیحی همراه با پرداخت یارانه نقدی بر نابرابری در مخارج مصرفی، ضروری است تأثیر سایر عوامل مؤثر بر الگوی مصرف خانوارها کنترل شود تا امکان شناسایی اثر خالص این سیاست فراهم گردد. از جمله این عوامل می‌توان به متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ بهره، نرخ ارز و سایر شرایط اقتصادی کلان اشاره کرد. باین حال، به دلیل تعدد، پویایی و پیچیدگی این عوامل، کنترل مستقیم و کامل آن‌ها در چارچوب مدل‌سازی تجربی دشوار است. از این رو، با اتکا به اطلاعات موجود مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ و با الگوبرداری از روش شناسی حسینی و بک (۲۰۲۰)، از رویکرد تفاضل در تفاضل برای شناسایی اثر سیاست استفاده می‌شود. در این روش، بازه‌ای از زمان که شوک حذف ارزش ترجیحی در آن رخ داده است به‌عنوان گروه آزمایش و سایر دوره‌های زمانی به‌عنوان گروه کنترل در نظر گرفته می‌شوند. فرض اساسی این روش آن است که در غیاب شوک سیاستی، روند تغییرات متغیر وابسته (مخارج مصرفی) در گروه آزمایش مشابه روند مشاهده شده در گروه کنترل ادامه می‌یافت. به بیان دیگر، اثر سایر عوامل در هر دو گروه مشابه بوده و تغییری در شکاف بین آن‌ها ایجاد

نمی‌کرد. از این رو، اثر مشترک این عوامل کنترل شده و تأثیر خالص سیاست حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه بر نابرابری در مخارج مصرفی با دقت بیشتری قابل شناسایی است.^۱

با بررسی اخبار و تحولات اقتصادی سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱، مشخص می‌شود که مهم‌ترین رویداد اقتصادی در این بازه زمانی، حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه‌های مرتبط بوده و اتفاقات اقتصادی قابل توجه دیگری که به‌طور مستقیم بتوانند الگوی مخارج مصرفی را تحت تأثیر قرار دهند، رخ نداده است. از این رو، با توجه به هدف اصلی پژوهش که بررسی همزمان اثرات بسته‌سیاستی حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه‌هاست، می‌توان ادعا کرد که استفاده از روش تفاضل در تفاضل برای کنترل عوامل مشترک، به‌طور قابل قبولی اثر سایر متغیرهای مؤثر بر الگوی مخارج مصرفی را کنترل می‌کند. البته باید اذعان داشت که این کنترل کامل نیست و ممکن است متغیرهای دیگری مانند نرخ بهره نیز بر الگوی مخارج تأثیرگذار باشند که این موضوع فرضیه شناسایی را (موازی بودن روندها) با چالش جدی مواجه می‌کند. با این حال، با در نظر گرفتن شدت و بزرگی شوک قیمتی ناشی از حذف ارز ترجیحی و نیز کوتاه‌مدت بودن دوره‌های تحلیل، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج این پژوهش از اعتبار و اتکای مناسبی برخوردار است.

با توجه به توضیحات داده شده و مشابه حسینی و بک (۲۰۲۰)، گروه آزمایش، بهار ۱۴۰۱ در نظر گرفته شده که دربردارنده روز اجرای سیاست است.^۲ برای مقایسه درصدهای افزایش خرید بین مناطق مختلف، به‌منظور سنجش نابرابری، مشابه کیم و همکاران (۲۰۲۳) از روش تفاضل در تفاضل سه‌گانه استفاده می‌کنیم. تصریح (۲)، تغییرات نابرابری را در فرکانس ماهانه می‌سنجد.

$$c_{tb} = \beta_0 + FE_{Month} + FE_{SeasonMonth} + FE_{branch} + \beta_1 I_{year=1401} + \beta_2 \log Exp_b + \beta_3 I_{treatment(t=spring\ 1401)} + \alpha_1 \log Exp_b \times I_{treatment(t=spring\ 1401)} + \alpha_2 \log Exp_b \times FE_{SeasonMonth} + \alpha_3 I_{treatment(t=spring\ 1401)} \times FE_{SeasonMonth} + \delta_{Td} \log Exp_b \times I_{treatment(t=spring\ 1401)} \times FE_{SeasonMonth} + \epsilon_{tb} \quad (2)$$

در این تصریح، c_{tb} لگاریتم مقدار خرید به قیمت جاری^۳ (به میلیارد ریال) در شعبه b و در ماه t است. متغیرهای FE_{Month} ، $FE_{SeasonMonth}$ و FE_{branch} به ترتیب بیانگر اثرات ثابت^۴ برای ماه، ماه در هر فصل و شعبه هستند. این متغیرها به‌منظور کنترل اثرات زمانی و مکانی وارد مدل شده‌اند. به‌عنوان مثال، معمولاً در اسفندماه هر سال، سطح خرید به‌طور قابل توجهی افزایش یافته و در فروردین‌ماه، فروش کاهش محسوسی دارد. همچنین، متغیر اثر ثابت شعبه برای کنترل تفاوت‌های بالقوه اندازه و حجم فروش بین شعب مختلف لحاظ شده است زیرا شعبه‌های بزرگ‌تر ممکن است فروش بالاتری نسبت به شعبه‌های کوچک‌تر داشته باشند.

۱. این روش توسط کیم و همکاران (۲۰۲۳) نیز استفاده شده است.

۲. کل سال ۱۴۰۰ و کل سال ۱۴۰۱ به‌جز بهار سال ۱۴۰۱ گروه کنترل در نظر گرفته می‌شوند.

۳. در این تصریح (و تصریح‌های آتی) نیازی به تعدیل قیمت با استفاده از تورم نیست زیرا در تصریح‌های استفاده شده، متغیرهای زمانی اثر تورم را پوشش خواهند داد.

متغیرهای $I_{year=1401}$ و $I_{treatment(t=spring\ 1401)}$ به ترتیب متغیرهای نشان‌گر^۱ برای سال ۱۴۰۱ و بازه زمانی آزمایش هستند به طوری که $I_{year=1401}$ در سال ۱۴۰۱ مقدار یک دارد و در سال ۱۴۰۰ مقدار صفر و $I_{treatment(t=spring\ 1401)}$ در بازه بهار ۱۴۰۱ مقدار یک و در سایر بازه‌های زمانی مقدار صفر دارد. متغیر $logExp_b$ نمایانگر لگاریتم میانه مخارج افراد در هر منطقه در سال ۱۴۰۰ (قبل از اعمال سیاست) است و به عنوان شاخصی برای سطح درآمد منطقه مورد استفاده قرار گرفته است. ضریب δ_{Td} که ضریب اصلی مدنظر در این مدل است، بیان می‌کند که در بازه آزمایش، به ازای ۱٪ درآمد^۲ بیشتر، میزان افزایش مصرف نسبت به دوره کنترل چند درصد بیشتر شده است. این تغییر نشان‌دهنده اثر سیاست حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه بر نابرابری در مخارج مصرفی بین مناطق مختلف است. چنانچه نابرابری در مخارج مصرفی افزایش یافته باشد، مقدار δ_{Td} مثبت خواهد بود و در صورت کاهش نابرابری، این ضریب مقداری منفی خواهد داشت. با استفاده از این تصریح، علاوه بر ارزیابی تغییرات نابرابری در مجموع فروش، تغییرات نابرابری در فروش هر یک از گروه‌های کالایی به صورت جداگانه نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در تصریح (۲)، تغییرات نابرابری در مصرف با فرکانس ماهانه مورد بررسی قرار گرفته است اما این تصریح قادر به نشان دادن روند پویای تغییرات نابرابری نیست. از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه دارای فرکانس روزانه هستند، این امکان وجود دارد که از این ظرفیت بهره‌برداری کرده و روند تغییرات نابرابری را با دقت بیشتری مشاهده کنیم. با این حال، هرچه فرکانس تحلیل افزایش یابد، توانایی شناسایی دقیق‌تر اثرات سیاست حذف ارز ترجیحی تقویت می‌شود اما باید توجه داشت که داده‌های با فرکانس کمتر، نمایانگر بهتری از رفتار واقعی سبد خرید خانوارها هستند زیرا افراد معمولاً با فرکانس‌های کمتر از روزانه (مثلاً هفتگی) به فروشگاه‌ها مراجعه می‌کنند.

مطالعات پیشین، از جمله کوییون و همکاران (۲۰۲۱)، نشان داده‌اند که با گسترش فروشگاه‌های خرده‌فروشی، فرکانس مراجعه خانوارها به حدود یک بار در هفته رسیده است. علاوه بر این، براساس نظرسنجی عمومی مؤسسه گالوپ^۳، حدود ۸۲٪ بزرگسالان آمریکایی به طور میانگین هفته‌ای یک بار به فروشگاه مراجعه می‌کنند.^۴ لونگ و لی^۵ (۲۰۲۶) نیز با استفاده از داده‌های نیلسن نشان داده‌اند که متوسط فرکانس مراجعه خریداران به فروشگاه بین یک تا دو بار در هفته است. بر این اساس، فرکانس هفتگی بهترین انتخاب برای نمایندگی رفتار خرید خانوارها به شمار می‌رود.

برای ارزیابی تغییرات نابرابری در فرکانس هفتگی، از تصریح (۳) استفاده می‌شود که مشابه تصریح (۲)، گروه آزمایش بهار ۱۴۰۱ است. به منظور مقایسه درصد تغییرات خرید بین مناطق مختلف و بررسی نابرابری، از روش تفاضل در تفاضل‌های سه گانه استفاده شده و لگاریتم میانه مخارج سال ۱۴۰۰ در هر منطقه به عنوان شاخصی از

1. Indicator

۲. اینجا از مخارج کل شاپرک در سال ۱۴۰۰ به عنوان شاخصی از درآمد (به علت دقت بیشتر) استفاده شده است.

3. Gallup, Inc.

4. <https://news.gallup.com/poll/397706/person-grocery-shopping-rebounds-online.aspx>

5. Leung, J.H. & Li, Z.

درآمد منطقه‌ای لحاظ شده است. علاوه بر ارزیابی تغییرات نابرابری در مجموع فروش، تغییرات نابرابری در فروش گروه‌های کالایی مختلف نیز به صورت مجزا بررسی می‌شود.

$$c_{tb} = \beta_0 + FE_{season} + FE_{week} + FE_{branch} + \beta_1 I_{year=1401} + \beta_2 I_{treatment(t=spring\ 1401)} + \beta_3 logExp_b + \alpha_1 logExp_b \times I_{treatment(t=spring\ 1401)} + \alpha_2 logExp_b \times FE_{week} + \alpha_3 I_{treatment(t=spring\ 1401)} \times FE_{week} + \delta_{Td} logExp_b \times I_{treatment(t=spring\ 1401)} \times FE_{week} + \epsilon_{tb}$$

در این تصریح، c_{tb} لگاریتم مقدار خرید به قیمت جاری (به میلیارد ریال) در شعبه b و در هفته t است. متغیرهای FE_{season} ، FE_{week} و FE_{branch} به ترتیب بیانگر اثرات ثابت برای فصل، هفته (در فصل) و شعبه هستند. متغیرهای $I_{year=1401}$ و $I_{treatment(t=spring\ 1401)}$ به ترتیب متغیرهای نشان‌گر برای سال ۱۴۰۱ و گروه آزمایش هستند به طوری که $I_{treatment(t=spring\ 1401)}$ در بازه بهار ۱۴۰۱ مقدار یک و در سایر بازه‌های زمانی مقدار صفر دارد. متغیر $logExp_b$ نمایانگر لگاریتم میانه مخارج افراد در هر منطقه در سال ۱۴۰۰ (قبل از اعمال سیاست) است و به عنوان شاخصی برای سطح درآمد منطقه مورد استفاده قرار گرفته است. ضریب δ_{Td} که ضریب اصلی مدنظر در این مدل است، بیان می‌کند که در بازه آزمایش، به ازای ۱٪ درآمد^۱ بیشتر، میزان افزایش مصرف نسبت به دوره کنترل چند درصد بیشتر شده است. این تغییر نشان‌دهنده اثر سیاست حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه بر نابرابری در مخارج مصرفی بین مناطق مختلف است. چنانچه نابرابری در مخارج مصرفی افزایش یافته باشد، مقدار δ_{Td} مثبت خواهد بود و در صورت کاهش نابرابری، این ضریب مقداری منفی خواهد داشت.

۶. یافته‌ها

در این قسمت، در ابتدا افزایش قیمت ناشی از بسته سیاستی بررسی می‌شود. سپس اثر آن روی نابرابری مصرف ارزیابی و در نهایت نتایج تحلیل و بررسی می‌شوند.

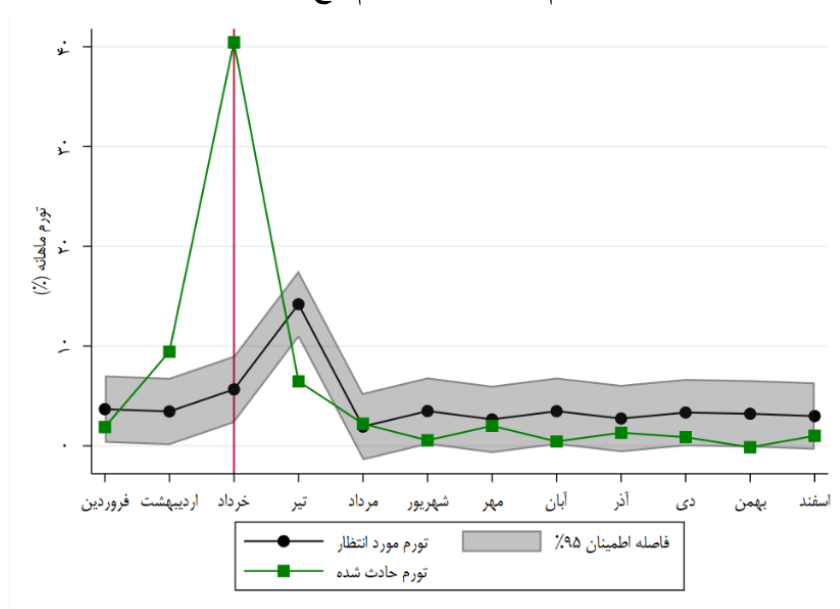
۶-۱. تورم ماهانه

در این بخش، مقایسه تورم تحقق‌یافته با تورم مورد انتظار (با فاصله اطمینان ۹۵ درصد) براساس تصریح (۱) انجام شده است. در نمودارهای ۲ تا ۴، به ترتیب تورم ماهانه گروه‌های لبنیات و تخم‌مرغ، میوه و خشکبار و پوشاک به تصویر کشیده شده‌اند.^۲

۱. اینجا از مخارج کل شاپرک در سال ۱۴۰۰ به عنوان شاخصی از درآمد (به علت دقت بیشتر) استفاده شده است.

۲. برای اختصار، نمودارهای مربوط به سایر گروه‌های کالایی در پیوست ۲ ارائه شده‌اند.

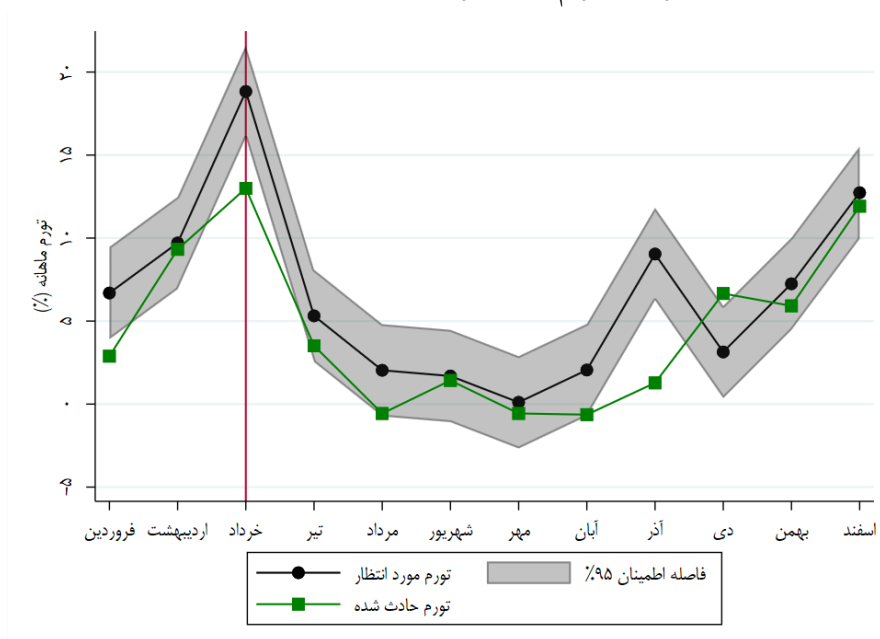
نمودار ۲. تورم ماهانه لبنیات و تخم مرغ در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بسیار بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته، رخ داده است که ناشی از حذف ارز ترجیحی بوده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

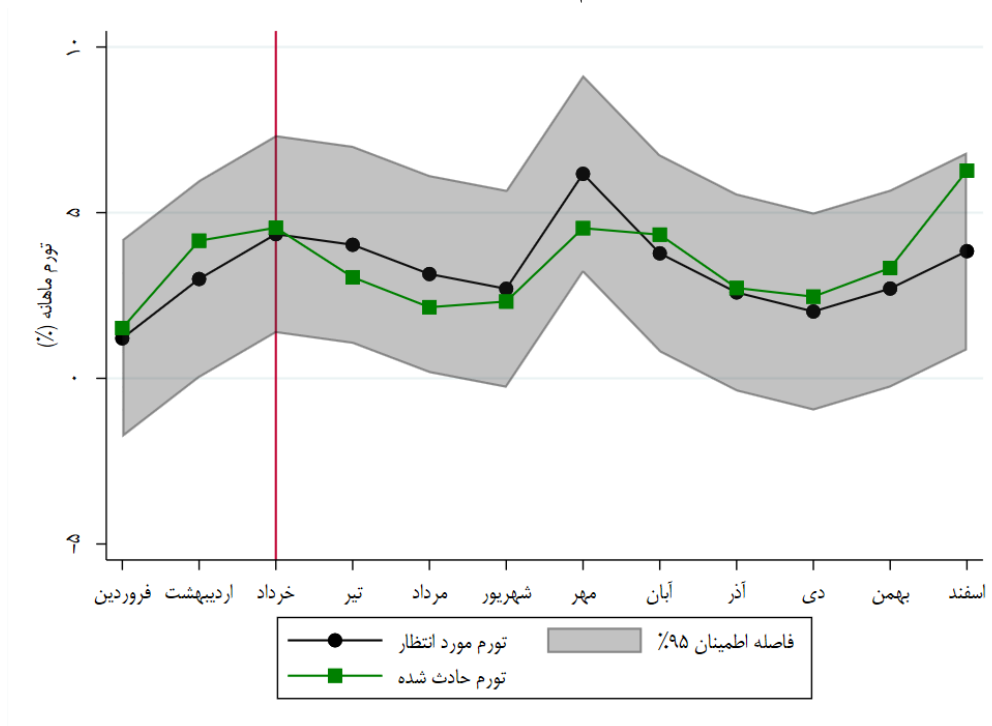
نمودار ۳. تورم ماهانه میوه و خشکبار در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورم رخ داده برای میوه و خشکبار، به صورت مرزی، کمتر از تورم مورد انتظار بوده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۴. تورم ماهانه پوشاک در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورم رخ داده برای پوشاک در محدوده مورد انتظار بوده که یعنی متأثر از حذف ارز نبوده است. مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

همان‌طور که از نتایج مشاهده می‌شود، گروه لبنیات و تخم‌مرغ به‌وضوح افزایش قیمتی فراتر از سطح پیش‌بینی شده و در نتیجه ناشی از حذف ارز ترجیحی را تجربه کرده‌اند. در مقابل، تورم تحقق‌یافته برای گروه میوه و خشکبار اندکی پایین‌تر از سطح پیش‌بینی شده قرار داشته و برای گروه پوشاک، مقادیر تورم کاملاً در محدوده قابل انتظار و مطابق پیش‌بینی‌ها بوده است.

با توجه به این که گروه‌های مورد بررسی در این پژوهش، گروه‌های کالایی فروشگاه زنجیره‌ای هستند و نه طبقه‌بندی گروه‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ارائه‌شده توسط بانک مرکزی، لازم است ارتباط میان این دو طبقه‌بندی برقرار شود. جدول ۳، تناظر میان گروه‌های کالایی فروشگاه زنجیره‌ای و گروه‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی را نمایش می‌دهد. با توجه به این جدول و نتایج ارائه‌شده در نمودارهای ۲ تا ۴ و سایر نمودارهای پیوست ۲، مشخص می‌شود که برای تمامی گروه‌های کالایی خواربار، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، افزایش قیمت غیرمنتظره مشاهده شده است. در مقابل، تورم میوه و سبزیجات در محدوده انتظارات مدل پیش‌بینی قرار داشته و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که گروه میوه و سبزیجات از اثرات تورمی ناشی از حذف ارز ترجیحی مصون مانده‌اند. همچنین، هیچ‌یک از گروه‌های غیرخوراک شامل شوینده، آرایشی و بهداشتی، پوشاک و لوازم خانگی، شاهد افزایش قیمت غیرمنتظره نبوده‌اند.

جدول ۳. گروه‌های کالایی بانک مرکزی مرتبط با گروه‌های کالایی فروشگاه

گروه‌های کالایی فروشگاه زنجیره‌ای	گروه‌های کالایی داده بانک مرکزی ایران
خوراکی‌ها	نان و غلات-چاشنی و ادویه-نوشیدنی-روغن-محصولات قندی
گوشت	گوشت
میوه و سبزیجات	میوه و خشکبار-سبزیجات و حبوبات
لبنیات و تخم مرغ	لبنیات و تخم مرغ
پوشاک	پوشاک
شوینده، آرایشی و بهداشتی	آرایشی-بهداشتی و شخصی
لوازم خانگی	ابزار خانه-لوازم خانگی-لوازم آشپزخانه
توضیحات: این جدول اتصال بین گروه‌های کالایی داده فروشگاه زنجیره‌ای و گروه‌های کالایی شاخص بانک مرکزی را نشان می‌دهد.	
مأخذ: دسته‌بندی پژوهشگر	

۲-۶. نابرابری در مخارج مصرفی

نتایج حاصل از تصریح دوم در جدول‌های ۴ و ۵ ارائه شده است. این جدول‌ها، تغییرات نابرابری مصرفی را برای گروه‌هایی که با افزایش قیمت مواجه شدند، گروه‌هایی که افزایش قیمت نداشتند، کل محصولات فروشگاه و هفت گروه کالایی فروشگاه به صورت مجزا، در فرکانس ماهانه نشان می‌دهند. هر دو جدول، نتایج را برای دو بازه زمانی مختلف نمایش می‌دهند: بازه اول، ۱۰ روز پایانی هر ماه و بازه دوم، کل روزهای ماه. دلیل استفاده از ۱۰ روز آخر این است که حذف ارزش ترجیحی در تاریخ ۲۲ اردیبهشت رخ داد. پس اگر بخواهیم اثرات کوتاه‌مدت آن را در اردیبهشت ببینیم باید از ۱۰ روز آخر استفاده کنیم.

جدول ۴. خروجی تصریح دوم برای مصرف کل

بازه زمانی	متغیر	گروه‌های کالایی که افزایش قیمت داشتند	گروه‌های کالایی که افزایش قیمت نداشتند	کل
۱۰ روز آخر	δ_{Td} (اردیبهشت)	-۰/۱۵ (۰/۲۲)	-۰/۲۶ (۰/۲۶)	-۰/۱۸ (۰/۲۲)
	δ_{Td} (خرداد)	-۰/۱۰ (۰/۲۲)	۰/۳۳ (۰/۲۶)	-۰/۰۱ (۰/۲۲)
	آماره R^2	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹
کل ماه	آماره دوربین-واتسون	۱/۵۳	۱/۷۵	۱/۵۵
	δ_{Td} (اردیبهشت)	۰/۰۳ (۰/۲۴)	۰/۰۳ (۰/۲۶)	۰/۰۴ (۰/۲۳)
	δ_{Td} (خرداد)	۰/۰۳ (۰/۲۴)	-۰/۱۱ (۰/۲۶)	-۰/۰۲ (۰/۲۳)
	آماره R^2	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸

توضیحات: این جدول ضرایب δ_{Td} را در تصریح (۲)، برای ماه‌های اردیبهشت و خرداد ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. هیچ کدام از ضرایب معنی‌دار نشدند. یعنی در میان‌مدت، تغییری در نابرابری مصرف خرده‌فروشی خانوارهای تهرانی رخ نداده است. مأخذ: محاسبات پژوهشگر مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای و تصریح دوم

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در هیچ‌یک از بازه‌های زمانی، ضریب مورد نظر از نظر آماری معنی‌دار نیست. این یافته نشان می‌دهد که در میان‌مدت و طی ماه‌های اردیبهشت و خرداد ۱۴۰۱، تغییر معنی‌داری در نابرابری مصرف خرده‌فروشی کل بین شعب مختلف فروشگاه‌های تهران مشاهده نمی‌شود. با این حال، تحلیل جزئی‌تر برای گروه‌های کالایی مجزا، کمک شایانی به درک بهتر تغییرات نابرابری می‌کند.

جدول ۵. خروجی تصریح دوم برای گروه‌های کالایی

بازه زمانی	متغیر	خواربار	گوشت	میوه و سبزیجات	لبنیات و تخم‌مرغ	شوینده و آرایشی	پوشاک	لوازم خانگی
۱۰ روز آخر	δ_{Td} (اردیبهشت)	۰/۰۳	-۰/۰۳	۰/۶۷*	-۰/۴۱*	-۰/۳۹*	-۰/۲۵	۰/۶۲
		(۰/۲۳)	(۰/۳۱)	(۰/۳۸)	(۰/۲۳)	(۰/۲۰)	(۰/۷۳)	(۰/۶۰)
	δ_{Td} (خرداد)	-۰/۳۰	۰/۷۳***	۱/۱۹***	۰/۳۲	۰/۴۰*	-۰/۲۱	۰/۳۸
		(۰/۲۳)	(۰/۳۱)	(۰/۳۸)	(۰/۲۳)	(۰/۲۰)	(۰/۷۳)	(۰/۶۰)
	آماره R^2	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۷
کل ماه	آماره دوربین-واتسون	۱/۵۸	۱/۶۶	۱/۷۵	۱/۶۱	۱/۶۵	۱/۸۱	۱/۹۶
	δ_{Td} (اردیبهشت)	۰/۰۷	۰/۱۹	۰/۹۳***	-۰/۰۸	-۰/۱۰	۰/۴۲	۰/۵۲
		(۰/۲۴)	(۰/۳۱)	(۰/۳۵)	(۰/۲۴)	(۰/۲۱)	(۰/۵۷)	(۰/۵۴)
	δ_{Td} (خرداد)	-۰/۱۱	۰/۵۷*	۱/۲۶***	۰/۲۰	-۰/۱۰	۰/۳۵	۰/۰۵
		(۰/۲۴)	(۰/۳۱)	(۰/۳۵)	(۰/۲۴)	(۰/۲۱)	(۰/۵۷)	(۰/۵۴)
	آماره R^2	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۸

توضیحات: این جدول ضرایب δ_{Td} را در تصریح (۲)، برای ماه‌های اردیبهشت و خرداد ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تغییر معناداری در نابرابری گروه‌های خواربار، پوشاک و لوازم خانگی رخ نداده است اما باقی گروه‌ها با افزایش و بعضاً کاهش نابرابری مواجه بوده‌اند. معنی‌داری: * سطح ۱۰ درصد، ** سطح ۵ درصد و *** سطح ۱ درصد. مأخذ: محاسبات پژوهشگر مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای و تصریح دوم

چنان‌چه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، گروه گوشت در خردادماه افزایش نابرابری را نشان می‌دهد. همچنین کاهش معنادار نابرابری در اردیبهشت در گروه‌های لبنیات و تخم‌مرغ و شوینده، آرایشی و بهداشتی و همچنین افزایش نابرابری در خرداد در گروه شوینده، آرایشی و بهداشتی مشاهده می‌شود. افزایش معنی‌دار نابرابری در گروه میوه و سبزیجات، در تمامی حالات مشاهده می‌شود. اما با توجه به وقوع این افزایش نابرابری در اردیبهشت، نمی‌توان لزوماً آن را به‌طور خاص به سیاست حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه نسبت داد زیرا ممکن است افزایش نابرابری از قبل از وقوع شوک رخ داده باشد. در ادامه با بررسی روندهای نابرابری در فرکانس هفتگی به درک بهتری نسبت به اثرات سیاست می‌رسیم.

در این جداول، آماره آزمون دوربین-واتسون^۱ برای هر رگرسیون، به‌منظور آزمون نبود خودهمبستگی^۲ در باقی‌مانده‌ها گزارش شده است. این آزمون، یکی از بهترین آزمون‌ها برای سنجش خودهمبستگی است (Bartels

1. Durbin-Watson

2. Autocorrelation

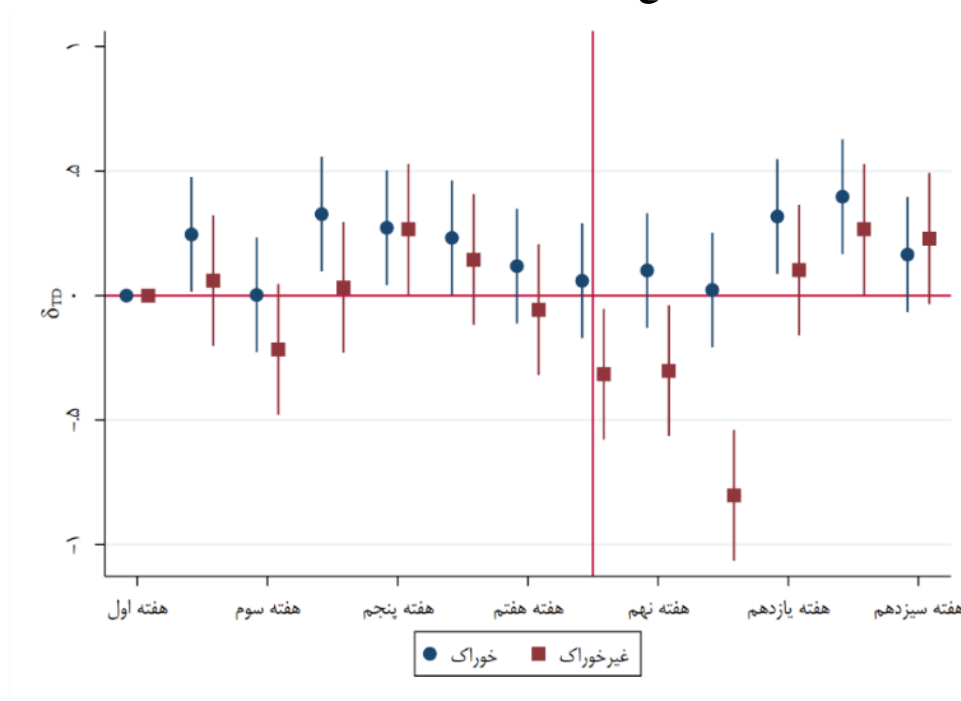
۳. از این آزمون به‌صورت گسترده برای سنجش عدم مناسب بودن مدل (misspecification) نیز استفاده می‌شود (Thursby, 1981).

Goodhew, 1981). قرارگیری این آماره برای تمام رگرسیون‌ها در بازه مقبول ۱/۵ الی ۲/۵ حاکی از نبود خودهمبستگی در باقی مانده‌های مدل است.^۱

۳-۶. روند پویای تغییرات نابرابری ایجاد شده بر اثر بسته‌سیاستی

با اجرای تصریح سوم برای گروه‌های کالایی مختلف و رسم ضرایب δ_{Td} در طول بهار ۱۴۰۱، به نمودارهای ۵ تا ۷ می‌رسیم.^۲ تمامی این نمودارها به همراه فاصله اطمینان ۹۵٪ رسم شده‌اند.

نمودار ۵. تفاوت رشد مخارج مصرفی خوراک و غیرخوراک در مناطق مختلف، بهار ۱۴۰۱



توضیحات: تا سه هفته، تغییری در نابرابری خوراک رخ نداده ولی غیرخوراک کاهش نابرابری داشته است. از هفته چهارم در خوراک و غیرخوراک اندکی افزایش نابرابری مشاهده می‌شود.
مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

۱. بازه ۱/۵ تا ۲/۵ در پژوهش‌های بسیاری به عنوان بازه مقبول در نظر گرفته شده است؛ مانند خوش‌اقبال و همکاران (۲۰۱۷) و شاه و همکاران (۲۰۱۷).
۲. در این قسمت ضرایب صرفاً به صورت نمودار رسم شده‌اند زیرا درک بهتری نسبت به روند تغییرات نابرابری می‌دهد. جدول ضرایب در پیوست ۳ قرار داده شده است.

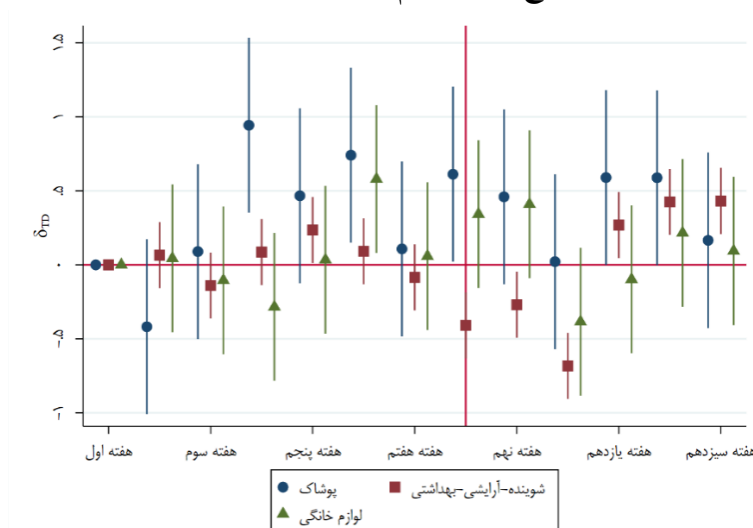
نمودار ۶. تفاوت رشد مخارج مصرفی اقلام خوراک در مناطق مختلف، در بهار ۱۴۰۱



توضیحات: در مخارج مصرفی خواروبار تغییری در نابرابری مشاهده نمی‌شود. در مخارج مصرفی گوشت و لبنیات و تخم مرغ، در ابتدا کاهش و سپس افزایش نابرابری مشاهده می‌شود. وقوع شوک در نابرابری مخارج مصرفی خوراک تازه تأثیری نداشته است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

نمودار ۷. تفاوت رشد مخارج مصرفی اقلام غیر خوراک در مناطق مختلف، در بهار ۱۴۰۱



توضیحات: در مخارج مصرفی پوشاک تغییری در نابرابری مشاهده نمی‌شود. در مخارج مصرفی شوندگی، آرایشی و بهداشتی در ابتدا کاهش و سپس افزایش نابرابری مشاهده می‌شود. در مخارج مصرفی لوازم خانگی، تا یک هفته نابرابری اندکی مشاهده می‌شود و سپس از بین می‌رود.

مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

همانطور که در نمودار ۵ مشاهده می‌شود، تا سه هفته بعد از وقوع شوک، تغییری در نابرابری مصرف خوراک رخ نداده است ولی نابرابری مصرف گروه غیرخوراک کاهش یافته است. با دقت در نمودار ۶ متوجه می‌شویم تغییر معناداری در نابرابری گروه خواربار رخ نداده است. در گروه گوشت و لبنیات و تخم مرغ، در دو هفته اول، شاهد کاهش نابرابری و سپس افزایش نابرابری هستیم. در میوه و سبزیجات تغییری در نابرابری مشاهده نمی‌شود. در حقیقت افزایش نابرابری مشاهده شده از قبل از زمان وقوع شوک ایجاد شده است و در زمان وقوع شوک، تغییری در نابرابری رخ نداده است.

با دقت در نمودار ۷ متوجه می‌شویم که در اقلام غیرخوراک، تغییر معناداری در نابرابری پوشاک و لوازم خانگی مشاهده نمی‌شود. اما برای شوینده، آرایشی و بهداشتی، در دو هفته ابتدایی کاهش شدید نابرابری و از هفته سوم افزایش اندک نابرابری مشاهده می‌شود.

با بررسی شاخص قیمت مصرف‌کننده در بخش ۶-۱ مشاهده شد که با حذف ارز ترجیحی در اردیبهشت ۱۴۰۱، قیمت اکثر گروه‌های کالای خوراکی افزایش قابل توجهی یافت درحالی‌که در گروه‌های غیرخوراکی تغییر معناداری در روند قیمت‌ها مشاهده نشد. همچنین، مشخص شد که اثر تورمی ناشی از حذف ارز ترجیحی گذرا بوده و ظرف یک ماه به سطح عادی بازگشته است.

با تحلیل نابرابری در بخش ۶-۲ مشخص شد که در فرکانس ماهانه، بسته سیاستی حذف ارز ترجیحی همراه با افزایش مبلغ یارانه‌ها در اردیبهشت ۱۴۰۱، تغییر معناداری در نابرابری مصرف بین شعب مختلف فروشگاه‌ها در میان‌مدت ایجاد نکرده است. این یافته با استفاده از داده‌های درآمد و مخارج ثبت‌شده در سامانه شاپرک بررسی و تأیید شده است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در پی اجرای این بسته سیاستی، تغییر معناداری در نابرابری مجموع مصرف خرده‌فروشی خانوارهای تهرانی در بازه میان‌مدت مشاهده نشده است.

جدول ۶. خلاصه نتایج نابرابری میان‌مدت

گروه کالایی	افزایش قیمت	نابرابری میان‌مدت (۳ الی ۶ هفته)
خواربار	✓	---
گوشت	✓	↑
میوه و سبزیجات	✗	---
لبنیات و تخم مرغ	✓	↑
پوشاک	✗	---
شوینده، آرایشی و بهداشتی*	✗	---
لوازم خانگی	✗	---

توضیحات: با مدل‌سازی سری‌زمانی تورم ماهانه مشاهده شد که خواربار، گوشت، لبنیات و تخم مرغ دچار افزایش قیمت قابل توجه، همزمان با حذف ارز ترجیحی شدند. همچنین با اجرای تصریح (۲) و (۳)، تغییر در نابرابری این گروه‌های کالایی ارزیابی شد. گوشت و لبنیات و تخم مرغ با افزایش نابرابری در میان‌مدت مواجه شدند.
* با استفاده از تصریح (۳)، افزایش اندک نابرابری در گروه شوینده، آرایشی و بهداشتی مشاهده شد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

افزایش ناگهانی قیمت کالاها معمولاً می‌تواند نابرابری مصرفی را افزایش دهد زیرا اقشار کم‌درآمد جامعه در کوتاه‌مدت قادر به تأمین سبد مصرفی پیشین خود نیستند. اما پرداخت یارانه‌های نقدی توسط دولت پس از حذف ارز ترجیحی، مانع از افزایش معنادار نابرابری مصرف شده است که این امر به‌عنوان یک موفقیت سیاست‌گذاری تلقی می‌شود.

گرچه نابرابری در مصرف تغییر معنی‌داری نداشته است اما برخی گروه‌های کالایی با افزایش نابرابری مواجه شده‌اند. جدول ۶ نتیجه تصریح (۳) را در میان‌مدت (سه الی شش هفته بعد از وقوع شوک) نشان می‌دهد. از این جدول می‌توان نتیجه گرفت که اگر گروه کالایی با افزایش غیرمنتظره سطح قیمت مواجه شده باشد، در میان‌مدت، نابرابری در مصرف آن افزایش پیدا کرده است. البته گروه خواربار در این میان استثناست. اما از آنجا که این گروه مشمول مواد غذایی ضروری است، نسبت به قیمت کم‌کشش است. از طرف دیگر، مردمی که به این فروشگاه‌های زنجیره‌ای مراجعه می‌کنند، توانایی خریداری حداقل‌های ضروری را دارند. به همین دلیل چندان عجیب نیست که تغییری در نابرابری مشاهده نمی‌شود.^۱

تحلیل کوتاه‌مدت: در بازه کوتاه‌مدت (۱ تا ۲ هفته) پس از حذف ارز ترجیحی، نابرابری مصرف در گروه‌های کالایی گوشت، لبنیات، تخم‌مرغ و به‌ویژه شوینده، آرایشی و بهداشتی کاهش یافته اما در میوه، سبزیجات و خواربار تغییر معناداری دیده نشده است. دو فرضیه مطرح است: محدودیت مالی و رفتار هیجانی. پرداخت یارانه ماهیانه و مشاهده کاهش نابرابری فقط در هفته اول، فرضیه محدودیت مالی را رد می‌کند (نمودارهای ۵ تا ۷). بنابراین، کاهش نابرابری به دلیل رفتار هیجانی خریداران، به‌ویژه در قشر کم‌درآمد و کالاهای بادوام است که باعث خرید بیشتر در کوتاه‌مدت شده است. این رفتار در کالاهای غیرقابل ذخیره‌سازی مانند میوه و سبزیجات مشاهده نمی‌شود و با نتایج پژوهش‌های قبلی هم‌راستا است. این رفتار در پژوهش‌های متعددی مورد بررسی قرار گرفته است، مانند مالمندیر و نگل^۲ (۲۰۱۶) و همچنین مک‌کی و ویلند^۳ (۲۰۲۱).^۴ نتایج این پژوهش با نتایج این مقالات منطبق است. در نهایت، این پژوهش نشان می‌دهد که در میان‌مدت، حذف ارز ترجیحی و افزایش مبلغ یارانه نقدی توسط دولت، هرچند تغییر معناداری در نابرابری مصرف کل خرده‌فروشی ایجاد نکرده اما منجر به افزایش معنادار نابرابری در مصرف برخی گروه‌های کالایی که مشمول ارز ترجیحی بوده‌اند شده است. به همین دلیل می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش مبلغ یارانه نقدی، دولت نتوانسته است اثرات منفی حذف ارز ترجیحی بر نابرابری را به‌طور کامل کنترل کند.^۵

۱. در پیوست ۴ با استفاده از ناحیه‌بندی به اعتبارسنجی این نتایج پرداخته‌ایم.

2. Malmendier, U. & Nagel, S.

3. McKay, A. & Wieland, J.F.

۴. مقالات متعددی به بررسی رفتار هیجانی پرداخته‌اند؛ مانند رینگارت (۲۰۲۲)، بچمن و همکاران (۲۰۱۵)، کویبون و همکاران (۲۰۲۳)، داکونتو و همکاران (۲۰۲۱) و کویبون و همکاران (۲۰۲۴).

۵. واضح است که برای تصمیم‌گیری سیاستی راجع به ارز چندنرخ باید مجموع فواید و هزینه‌ها دیده شود.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

در اردیبهشت ۱۴۰۱، دولت وقت اقدام به حذف ارز ترجیحی برای اغلب کالاهای مشمول نمود. این اقدام منجر به افزایش ناگهانی قیمت برخی اقلام از جمله روغن، گوشت، لبنیات و تخم مرغ شد. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های فروش روزانه یکی از بزرگ‌ترین فروشگاه‌های زنجیره‌ای در سطح تهران، به بررسی تغییرات نابرابری مصرف در میان مدت پرداخت. نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها در فرکانس ماهانه نشان داد که از زمان وقوع شوک قیمتی تا انتهای بهار ۱۴۰۱، تغییر معناداری در نابرابری مصرف خرده‌فروشی بین خانوارهای تهرانی مشاهده نشد. با این حال، تحلیل دقیق‌تر در فرکانس هفتگی و براساس گروه‌های کالایی مختلف نشان‌دهنده بروز ناهمگونی‌هایی در مخارج مصرفی خانوارها بود. به‌طور کلی، با وجود پرداخت یارانه‌های حمایتی توسط دولت، کالاهایی که همزمان با حذف ارز ترجیحی افزایش قیمت داشته و جزو کالاهای ضروری محسوب نمی‌شدند (نظیر گوشت، لبنیات و تخم مرغ)، با افزایش نابرابری در مصرف مواجه شدند. در مقابل، در گروه‌های کالایی ضروری مانند خواربار، تغییر معناداری در نابرابری مشاهده نشد. همچنین، در گروه میوه و سبزیجات که تحت تأثیر افزایش قیمت قرار نگرفتند، تغییری در نابرابری مصرف مشاهده نشد. در گروه‌های غیرخوراکی نیز، تغییرات معناداری در نابرابری مشاهده نشد.

برای تحقیقات آتی، پیشنهاد می‌شود به‌منظور بررسی دقیق‌تر اثر حذف ارز ترجیحی بر نابرابری مصرف، از داده‌های سطح فرد یا منابع داده‌ای دقیق‌تر همچون تراکنش‌های ثبت‌شده در شاپرک استفاده شود. همچنین، استفاده از داده‌های فروشگاه‌های زنجیره‌ای می‌تواند به تحلیل اثر سایر شوک‌های اقتصادی بر ناهمگونی مصرف کمک شایانی کند.

حال به آسیب‌هایی که می‌تواند متوجه این پژوهش و نتایج آن باشد می‌پردازیم. در وهله اول، ممکن است این نگرانی وجود داشته باشد که داده یک فروشگاه زنجیره‌ای نمی‌تواند نماینده خوبی برای رفتار مصرف‌کنندگان باشد. در پاسخ می‌توان گفت که سه ویژگی باعث می‌شود که نگرانی مذکور برای این فروشگاه زنجیره‌ای کم‌رنگ‌تر باشد: ۱. شعب این فروشگاه در مناطق مختلف تهران با سطوح درآمدی مختلف توزیع مناسبی دارد و از مناطق مختلفی با سطح درآمدی مختلف داده وجود دارد؛ ۲. این فروشگاه از خرید خرده‌فروشی در تهران حدود ۱۰ درصد سهم دارد که سهم قابل توجه و مناسبی است و ۳. این فروشگاه طیف وسیعی از کالاها را عرضه می‌کند که هم کالاهای مشمول ارز ترجیحی را شامل می‌شود و هم کالاهای غیرمشمول. به همین دلیل می‌توان گفت که داده این فروشگاه نماینده خوبی از رفتار مصرف‌کنندگان در تهران است.

ممکن است این اشکال وارد شود که مصرف با مخارج مصرفی متفاوت است و در حقیقت داده فروش به مخارج مصرفی اشاره دارد در حالی که برای سنجش رفاه و نابرابری مصرف اهمیت دارد و نه مخارج مصرفی. یکی از دلایلی که باعث می‌شود این دو با هم تفاوت داشته باشند قیمت متفاوت یک کالا برای افراد مختلف است. یکی از مزیت‌های مهم این فروشگاه این است که در هر لحظه قیمت تمامی اجناس در تمامی شعب با هم برابر هستند که یک مزیت جدی نسبت به دیگر داده‌ها، مانند داده «هزینه-درآمد» محسوب می‌شود.

در پاسخ به این ایراد که تصریح نمی‌تواند به‌خوبی دیگر عوامل اثرگذار بر مصرف را کنترل کند باید گفت که این پژوهش سعی در بررسی اثرات بسته‌سیاستی حذف ارز ترجیحی و پرداخت یارانه در کوتاه‌مدت و میان‌مدت دارد. از آنجا که حذف این ارز شوک قابل توجهی بوده است، می‌توان ادعا کرد که در کوتاه‌مدت، حتی اگر عامل اثرگذار دیگری نیز وجود داشته باشد، در برابر این شوک اقتصادی اثر ناچیزی داشته است؛ هر چند با بررسی اخبار اقتصادی در بازه مورد بررسی دریافتیم که در این بازه شوک اقتصادی دیگری حادث نشده است. مشکل دیگر عدم امکان سنجش تغییرات نابرابری درون هر منطقه است زیرا داده در دسترس این پژوهش در سطح شعبه است درحالی که در هر منطقه نیز طیف گسترده‌ای از خانوارهای با درآمدهای مختلف وجود دارد. به همین دلیل برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که برای سنجش دقیق‌تر تغییرات نابرابری از داده‌های در سطح خانوار استفاده شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Seyed Shahrard Yasini
Mahdi Ansari



<http://orcid.org/0009-0000-9603-4069>



<http://orcid.org/0009-0005-9799-077X>

منابع

- توکلیان، حسین و جلالی نائینی، احمدرضا. (۱۳۹۶). سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاح‌دید و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۰)، ۳۳-۹۸.
<https://doi.org/10.22054/ijer.2017.7966>
- کاویانی، زهرا و عبداللهی، محمدرضا. (۱۳۹۹). اظهارنظر کارشناسی درباره طرح تخصیص ارز با نرخ ترجیحی به کالاهای اساسی (شماره گزارش: ۱۷۳۱۱). تهران: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.
- کاویانی، زهرا، صادقی، نرگس، شهبازیان، آرین و عبداللهی، محمدرضا. (۱۳۹۸). سیاست حمایتی جایگزین ارز ترجیحی (شماره مسلسل ۱۶۴۳۰). مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

References

- Altissimo, F., Mojon, B. & Zaffaroni, P. (2009). Can aggregation explain the persistence of inflation? *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 231-241.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.12.013>
- Auer, R., Burstein, A., Lein, S. & Vogel, J. (2024). Unequal expenditure switching: Evidence from Switzerland. *Review of Economic Studies*, 91(5), 2572-2603.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdad098>
- Bachmann, R., Berg, O.T. & Sims, R.E. (2015). Inflation expectations and readiness to spend: Cross-sectional evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(1), 1-35.
<https://doi.org/10.1257/pol.20130292>
- Baker, S.R., Farrokhnia, R.A., Meyer, S., Pagel, M. & Yannelis, C. (2023). Income, liquidity, and the consumption response to the 2020 economic stimulus payments. *Review of Finance*, 27(6), 2271-2304.

- Barsky, R.B. (1987). The Fisher hypothesis and the forecast ability and persistence of inflation. *Journal of Monetary Economics*, 19(1), 3–24.
- Bartels, R. & Goodhew, J. (1981). The Robustness of the Durbin-Watson Test. *The Review of Economics and Statistics*, 63(1), 136–139. <https://doi.org/10.2307/1924228>
- Bils, M., Klenow, P.J. & Malin, B.A. (2012). Reset price inflation and the impact of monetary policy shocks. *American Economic Review*, 102(6), 2798–2825. <https://doi.org/10.1257/aer.102.6.2798>
- Broda, C. & Parker, J.A. (2014). The economic stimulus payments of 2008 and the aggregate demand for consumption. *Journal of Monetary Economics*, 68, 20–36. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.09.002>
- Budd, E.C. & Seiders, D.F. (1971). The impact of inflation on the distribution of income and wealth. *The American Economic Review*, 61(2), 128–138.
- Chan, J.C.C. (2013). Moving average stochastic volatility models with application to inflation forecast. *Journal of Econometrics*, 176(2), 162–172. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.05.003>
- Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y. & van Rooij, M. (2023). How does consumption respond to news about inflation? Field evidence from a randomized control trial. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(3), 109–153. <https://doi.org/10.1257/mac.20200445>
- Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y., Kenny, G. & Weber, M. (2024). The effect of macroeconomic uncertainty on household spending. *American Economic Review*, 114(3), 645–677.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y. & Koustas, D. (2021). Consumption inequality and the frequency of purchases. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4), 449–482. <https://doi.org/10.1257/mac.20190115>
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y. & Weber, M. (2020). How did U.S. consumers use their stimulus payments? *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 27693.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. & Silvia, J. (2017). Innocent bystanders? Monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 88, 70–89. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.05.005>
- Corbo, V. (1997). Trade reform and uniform import tariffs: The Chilean experience. *The American Economic Review*, 87(2), 73–77.
- d’Acunto, F., Malmendier, U., Ospina, J. & Weber, M. (2021). Exposure to grocery prices and inflation expectations. *Journal of Political Economy*, 129(5), 1615–1639. <http://dx.doi.org/10.1086/713192>
- Doepke, M. & Schneider, M. (2006). Inflation and the redistribution of nominal wealth. *Journal of Political Economy*, 114(6), 1069–1097. <https://doi.org/10.1086/508379>
- Dornbusch, R. (1986). Multiple exchange rates for commercial transactions. *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*, 143–174.
- Hastings, J.S. & Shapiro, J.M. (2013). Fungibility and Consumer Choice: Evidence from Commodity Price Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1449–1498. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt018>
- Hoseini, M. & Beck, T. (2020). Emergency loans and consumption – Evidence from COVID-19 in Iran. *Covid Economics*, 45, 111–146. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3683572>
- Ilzetzki, E., Reinhart, C.M. & Rogoff, K.S. (2019). Exchange arrangements entering the 21st century: Which anchor will hold? *Quarterly Journal of Economics*, 134(2), 599–646.
- Kaviani, Z. & Abdollahi, M.R. (2020). Expert opinion on the plan to allocate preferential exchange rate to essential goods (Report No. 17311). Tehran: Research Center of the Islamic Consultative Assembly. [In Persian]
- Kaviani, Z., Sadeghi, N., Shahbazian, A. & Abdollahi, M.R. (2019). Alternative supportive policy to preferential exchange rate (Report No. 16430). Islamic Parliament Research Center of Iran. [In Persian]

- Khosheghbal, M., Amiri, A. & Homayoon, A. (2017). Role of audit committees and board of directors in reducing earning management of companies listed in Tehran stock exchange. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(6), 147-153.
- Kiguel, M. & O'Connell, S.A. (1995). Parallel exchange rates in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 10(1), 21-52. <https://doi.org/10.1093/wbro/10.1.21>
- Kim, S., Koh, K. & Lyoo, W. (2023). Spend as you were told: Evidence from labeled COVID-19 stimulus payments in South Korea. *Journal of Public Economics*, 221, 104867.
- Leung, J.H. & Li, Z. (2026). Rising concentration of household shopping, superstar firms, and implications for retail markups. *American Economic Journal: Applied Economics*, 18(1), 160-194. <https://doi.org/10.1257/app.20240081>
- Lewis, S.R. (1968). Effects of trade policy on domestic relative prices: Pakistan, 1951-64. *The American Economic Review*, 58(1), 60-78.
- Malmendier, U. & Nagel, S. (2016). Learning from inflation experiences. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 53-87. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv037>
- McKay, A. & Wieland, J.F. (2021). Lumpy durable consumption demand and the limited ammunition of monetary policy. *Econometrica*, 89(6), 2717-2749.
- Nordhaus, W.D. (1973). The effects of inflation on the distribution of economic welfare. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5(1), 465-504.
- Ottonello, P., Perez, D.J. & Witheridge, W. (2024). The exchange rate as an industrial policy. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 32522.
- Parker, J.A., Schild, J., Erhard, L. & Johnson, D.S. (2022). Economic impact payments and household spending during the pandemic. *Brookings Papers on Economic Activity*, 81-130.
- Parker, J.A., Souleles, N.S., Johnson, D.S. & McClelland, R. (2013). Consumer spending and the economic stimulus payments of 2008. *American Economic Review*, 103(6), 2530-2553. <https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2530>
- Pennings, S. (2021). Cross-region transfer multipliers in a monetary union: Evidence from social security and stimulus payments. *American Economic Review*, 111(5), 1689-1719. <https://doi.org/10.1257/aer.20190240>
- Primiceri, G.E. & van Rens, T. (2009). Heterogeneous life-cycle profiles, income risk, and consumption inequality. *Journal of Monetary Economics*, 56(1), 20-39. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.10.001>
- Reinhart, C.M. & Rogoff, K.S. (2004). The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 1-48. <https://doi.org/10.1162/003355304772839515>
- Ryngaert, J.M. (2022). Inflation disasters and consumption. *Journal of Monetary Economics*, 129(Supplement), S67-S81.
- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2023). Exchange controls as a fiscal instrument. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 31294.
- Shah, N., Qureshi, M.N. & Aslam, Y. (2017). An empirical investigation of Islamic calendar effect in global Islamic equity indices. *International Journal of Economics and Finance*, 9(6), 57-68. <https://doi.org/10.5539/ijef.v9n6p57>
- Shapiro, M.D. & Slemrod, J. (2009). Did the 2008 tax rebates stimulate spending? *American Economic Review*, 99(2), 374-79. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.374>
- Tavakolian, H. & Jalali Naini, A. (2017). Discretionary and optimal monetary and exchange rate policy in an estimated dynamic stochastic general equilibrium model for the Iranian economy. *Iranian Economic Research*, 22(70), 33-98. <https://doi.org/10.22054/ijer.2017.7966> [In Persian]
- Thursby, J.G. (1981). A test strategy for discriminating between autocorrelation and misspecification in regression analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 63(1), 117-123. <https://doi.org/10.2307/1924224>
- Williamson, J.G. (1977). Strategic wage goods, prices, and inequality. *American Economic Review*, 67(2), 29-41.

پیوست ۱. داده پایگاه رفاه ایرانیان

همان‌طور که در فصل داده‌ها بیان شد، به‌منظور برآورد توزیع دهک‌های درآمدی و میزان مخارج کل در مناطق مختلف شهر تهران، از داده نمونه دو درصدی پایگاه رفاه ایرانیان بهره گرفته شده است. این پایگاه حاوی اطلاعات متنوعی از جمله کد پستی محل سکونت، دهک اقتصادی افراد در پایگاه رفاه و مجموع مخارج سالانه ثبت شده در شاپرک افراد است که برای اهداف این پژوهش ضروری‌اند. گفتنی است که مخارج شاپرکی شامل پرداخت با استفاده از دستگاه‌های کارت‌خوان و درگاه‌های اینترنتی است و پرداخت‌های انتقالی نظیر کارت به کارت، پایا و ساتنا را شامل نمی‌شود.

جدول ۷. اتصال کد پستی با منطقه

منطقه	۴ رقم اول کد پستی مربوطه
۱	۱۹۷۹، ۱۹۱۱، ۱۹۴۱، ۱۹۶۱، ۱۹۷۱-۱۹۶۹، ۱۹۷۳-۱۹۵۹، ۱۹۶۳-۱۹۳۹، ۱۹۵۳-۱۶۹۹، ۱۹۳۳-۱۶۹۳
۲	۱۹۹۹-۱۹۸۹، ۱۹۹۱، ۱۹۹۳-۱۴۶۹، ۱۴۷۱، ۱۵۱۱، ۱۵۸۱، ۱۵۸۳، ۱۹۸۱، ۱۹۸۳-۱۴۵۹، ۱۴۶۱، ۱۴۶۳-۱۴۴۹، ۱۴۵۱، ۱۴۵۳-۱۴۴۳
۳	۱۹۴۹، ۱۹۵۱-۱۹۱۹، ۱۹۳۱، ۱۹۴۳-۱۵۴۹، ۱۵۵۱، ۱۹۱۳-۱۵۴۳
۴	۱۶۸۹، ۱۶۹۱-۱۶۷۹، ۱۶۸۱، ۱۶۸۳-۱۶۶۹، ۱۶۷۱، ۱۶۷۳-۱۶۶۳
۵	۱۴۷۹، ۱۴۸۱-۱۴۷۳
۶	۱۵۹۹-۱۵۸۹، ۱۵۹۱، ۱۵۹۳-۱۵۱۹، ۱۵۸۴-۱۴۳۹، ۱۴۴۱، ۱۵۱۳-۱۴۱۹، ۱۴۳۱، ۱۴۳۳-۱۴۱۱، ۱۴۱۳
۷	۱۶۱۹، ۱۶۳۱-۱۵۷۹، ۱۶۱۱، ۱۶۱۳-۱۵۶۹، ۱۵۷۱، ۱۵۷۳-۱۵۵۹، ۱۵۶۱، ۱۵۶۳-۱۵۳۹، ۱۵۴۱، ۱۵۵۳-۱۵۳۱، ۱۵۳۳
۸	۱۶۵۹، ۱۶۶۱-۱۶۴۹، ۱۶۵۱، ۱۶۵۳-۱۶۳۹، ۱۶۴۱، ۱۶۴۳-۱۶۳۳
۹	۱۳۸۹-۱۳۵۵، ۱۳۸۱، ۱۳۸۳
۱۰	۱۳۵۷-۱۳۴۹، ۱۳۵۱، ۱۳۵۳-۱۳۴۴
۱۱	۱۳۳۹، ۱۳۴۱، ۱۳۴۳-۱۳۱۹، ۱۳۳۱، ۱۳۳۳-۱۳۱۱، ۱۳۱۳
۱۲	۱۱۷۹، ۱۱۸۱، ۱۱۸۳-۱۱۶۹، ۱۱۷۱، ۱۱۷۳-۱۱۵۹، ۱۱۶۱، ۱۱۶۳-۱۱۴۹، ۱۱۵۱، ۱۱۵۳-۱۱۳۹، ۱۱۴۱، ۱۱۴۳-۱۱۱۹، ۱۱۳۱، ۱۱۳۳-۱۱۱۱، ۱۱۱۳
۱۳	۱۱۹۹-۱۱۸۹، ۱۱۹۱، ۱۱۹۳
۱۴	۱۷۴۹، ۱۷۵۱-۱۷۳۹، ۱۷۴۱، ۱۷۴۳-۱۷۱۱، ۱۷۱۹، ۱۷۳۱، ۱۷۳۳
۱۵	۱۷۷۹، ۱۷۸۱-۱۷۶۹، ۱۷۷۱، ۱۷۷۳-۱۷۵۹، ۱۷۶۱، ۱۷۶۳-۱۷۱۹، ۱۷۵۳-۱۷۱۱، ۱۷۱۳
۱۶	۱۸۵۵، ۱۸۵۸، ۱۸۹۱، ۱۸۹۳-۱۷۹۹، ۱۸۵۱، ۱۸۵۳-۱۷۸۹، ۱۷۹۱، ۱۷۹۳-۱۷۸۳
۱۷	۱۸۳۷-۱۸۱۹، ۱۸۳۱، ۱۸۳۳-۱۸۱۱، ۱۸۱۳
۱۸	۱۳۶۹-۱۳۶۴
۱۹	۱۳۷۹-۱۳۵۸، ۱۳۵۹، ۱۳۶۱، ۱۳۶۳، ۱۳۷۱، ۱۳۷۳
۲۰	۱۸۹۹-۱۸۸۹، ۱۸۹۴-۱۸۳۳، ۱۸۳۸، ۱۸۳۹، ۱۸۴۱، ۱۸۴۳، ۱۸۶۳، ۱۸۸۴
۲۱	۱۸۷۹، ۱۸۸۱، ۱۸۸۳-۱۸۶۹، ۱۸۷۱، ۱۸۷۳-۱۸۵۹، ۱۸۶۱، ۱۸۶۳-۱۸۴۹، ۱۸۵۶-۱۸۴۴
۲۲	۱۳۹۹-۱۳۹۱، ۱۳۹۳
۲۳	۱۴۹۹-۱۴۸۹، ۱۴۹۱، ۱۴۹۳-۱۴۸۳

توضیحات: این جدول، ۴ رقم ابتدایی سمت چپ کد پستی را به منطقه در تهران متصل می‌کند. مأخذ: این اطلاعات از سامانه پیامک مکث^۱ دریافت شده است.

1. <https://maxsms.co/blog/tehran-districts-postalcode>

جهت انتساب داده‌های مکانی به مناطق ۲۲ گانه شهر تهران، از ساختار نظام‌مند کدگذاری پستی استفاده شده است به‌طوری که چهار رقم ابتدایی سمت چپ هر کد پستی بیانگر منطقه شهرداری مربوطه است. این ارتباط در جدول ۱۷ ارائه شده است. با استفاده از این الگو، امکان شناسایی منطقه سکونت افراد در شهر تهران فراهم شده است. با شمارش افراد متعلق به هر دهک در مناطق مختلف، می‌توان برآوردی از توزیع دهک‌های اقتصادی در سطح مناطق به‌دست آورد. جدول ۸، توزیع فراوانی نمونه‌های هر دهک در مناطق ۲۲ گانه تهران را گزارش می‌کند. افزون بر این، با استفاده از اطلاعات مربوط به مخارج سالانه ثبت شده در شاپرک، برآوردی از پراکندگی هزینه‌ها در هر منطقه ممکن می‌شود. در این پژوهش، از میانه مخارج سالانه، به‌عنوان شاخصی از درآمد بهره‌برداری شده است. مبلغ یارانه دریافتی هر نفر در هر منطقه، قبل و بعد از اعمال سیاست و همچنین مخارج ثبت‌شده در شاپرک در جدول ۹ درج شده‌اند.

جدول ۸. تعداد افراد هر دهک در نمونه دو درصدی پایگاه رفاه

منطقه	دهک دهم	دهک نهم	دهک هشتم	دهک هفتم	دهک ششم	دهک پنجم	دهک چهارم	دهک سوم	دهک دوم	دهک اول	مجموع
۱	۹۲۶	۴۷۶	۲۸۵	۲۶۷	۱۵۰	۱۴۵	۵۹	۷۸	۴۲	۶۱	۲۴۸۹
۲	۳۷۴۰	۲۰۸۴	۱۴۷۵	۹۸۲	۶۷۶	۴۰۱	۳۵۰	۲۰۹	۲۱۴	۲۲۶	۱۰۳۵۷
۳	۷۶۱	۳۴۳	۲۱۳	۱۸۳	۱۱۰	۷۴	۴۴	۳۶	۳۳	۵۷	۱۸۵۴
۴	۱۸۷۸	۱۴۶۱	۱۰۸۸	۹۳۲	۷۳۸	۵۹۰	۴۴۵	۳۴۱	۳۱۳	۱۶۴	۷۹۵۰
۵	۲۲۲۳	۱۴۴۱	۱۰۲۵	۸۶۱	۵۲۴	۳۷۴	۲۵۱	۱۲۹	۱۳۸	۱۵۴	۷۱۲۰
۶	۱۳۴۹	۷۶۴	۴۹۸	۴۰۴	۳۲۴	۱۸۵	۸۶	۸۰	۸۵	۹۸	۳۸۷۳
۷	۹۳۳	۷۲۵	۶۱۶	۴۸۲	۳۴۸	۲۸۶	۱۶۳	۱۷۰	۱۲۱	۱۳۶	۳۹۸۰
۸	۳۱۹۰	۲۶۳۷	۲۲۶۷	۱۸۱۳	۱۵۳۱	۱۱۶۹	۸۳۲	۶۸۱	۵۴۵	۴۴۰	۱۵۱۰۵
۹	۶۲۳	۶۱۶	۴۸۰	۴۴۵	۳۶۳	۲۵۴	۱۸۸	۱۴۴	۱۱۴	۶۴	۳۲۹۱
۱۰	۹۳۶	۱۰۵۶	۹۲۴	۸۶۵	۷۳۱	۵۶۹	۴۸۸	۳۵۵	۳۰۲	۲۱۰	۶۴۳۶
۱۱	۸۱۸	۸۱۷	۶۸۳	۵۳۰	۴۷۶	۳۵۹	۲۹۴	۱۸۷	۱۲۸	۱۴۸	۴۴۴۰
۱۲	۱۴۶۷	۱۰۷۳	۱۱۳۶	۹۴۱	۶۸۵	۷۲۱	۵۶۱	۴۴۷	۳۸۲	۳۸۸	۷۸۰۱
۱۳	۱۲۱۵	۹۱۳	۷۷۸	۶۶۷	۴۷۲	۳۲۷	۲۸۶	۱۹۴	۱۸۴	۱۰۵	۵۱۴۱
۱۴	۱۵۵۴	۱۴۸۸	۱۲۶۰	۱۱۷۰	۹۴۴	۶۸۵	۵۹۱	۴۰۰	۳۶۵	۲۷۴	۸۷۳۱
۱۵	۱۴۶۳	۱۴۱۲	۱۳۴۸	۱۲۲۷	۱۱۵۵	۹۴۱	۸۳۱	۶۶۶	۵۶۶	۳۵۹	۹۹۶۸
۱۶	۴۳۳	۴۸۰	۴۶۹	۳۴۴	۳۷۱	۳۰۴	۲۱۹	۱۸۱	۱۶۹	۱۲۵	۳۰۹۵
۱۷	۴۰۲	۴۹۳	۴۷۶	۴۴۷	۳۳۰	۳۲۸	۳۰۱	۲۴۳	۱۵۹	۱۱۵	۳۲۹۴
۱۸	۱۲۱۷	۱۳۸۹	۱۳۶۱	۱۱۳۰	۱۲۱۱	۱۰۰۵	۷۸۰	۵۵۹	۴۵۹	۲۹۳	۹۴۰۴
۱۹	۶۸۱	۶۰۱	۵۲۲	۵۲۲	۴۶۴	۳۵۰	۳۴۸	۲۴۵	۱۸۴	۱۷۰	۴۰۸۷
۲۰	۲۱۹	۲۲۴	۲۳۲	۱۸۵	۲۲۱	۱۲۲	۱۲۵	۹۵	۶۸	۴۶	۱۵۳۷
۲۱	۴۷۴	۳۴۹	۲۸۱	۲۳۰	۱۴۰	۷۵	۹۴	۶۲	۴۶	۴۵	۱۷۹۶
۲۲	۱۴۰۱	۱۰۶۳	۷۲۳	۵۲۴	۳۹۶	۳۰۱	۱۵۲	۱۲۹	۱۱۳	۱۳۴	۴۹۳۶

توضیحات: در این جدول تعداد افرادی که در هر دهک پایگاه رفاه در هر منطقه، در نمونه قرار دارند نشان داده شده است.

مأخذ: محاسبات پژوهشگر مبتنی بر نمونه دو درصدی پایگاه رفاه ایرانیان

جدول ۹. ترتیب مناطق تهران با استفاده از شاخص‌های مختلف

میانگین یارانه دریافتی		میانگین یارانه دریافتی		میانگین یارانه دریافتی	
منطقه	قبل از سیاست (هزار تومان)	منطقه	بعد از سیاست (هزار تومان)	منطقه	در سال ۱۴۰۰ (میلیون تومان)
۱۷	۶۶/۸	۱۷	۲۹۷/۴	۱۷	۳/۹
۱۸	۶۶/۲	۱۸	۲۹۴/۵	۲۰	۴/۰
۱۵	۶۵/۳	۱۶	۲۹۴/۴	۱۶	۴/۱
۲۰	۶۴/۸	۱۵	۲۹۳/۹	۱۵	۴/۲
۱۶	۶۴/۶	۲۰	۲۹۲/۲	۱۹	۴/۲
۱۰	۶۴/۰	۱۰	۲۹۱/۷	۱۸	۴/۲
۱۹	۶۳/۶	۱۹	۲۸۹/۷	۱۲	۴/۴
۱۲	۶۱/۳	۱۲	۲۸۷/۴	۱۰	۴/۴
۱۴	۶۰/۷	۱۴	۲۸۵/۲	۱۴	۴/۶
۱۱	۵۹/۱	۱۱	۲۸۳/۸	۹	۴/۸
۹	۵۸/۹	۹	۲۸۱/۴	۸	۵/۰
۸	۵۷/۲	۸	۲۷۹/۴	۱۳	۵/۱
۴	۵۵/۱	۷	۲۷۵/۶	۱۱	۵/۲
۱۳	۵۴/۷	۴	۲۷۴/۹	۴	۵/۵
۷	۵۴/۶	۱۳	۲۷۳/۹	۷	۵/۵
۲۱	۵۱/۲	۲۱	۲۶۸/۹	۲۱	۵/۷
۲۲	۴۸/۹	۲۲	۲۶۵/۰	۲۲	۶/۲
۵	۴۷/۰	۵	۲۵۹/۱	۵	۶/۴
۶	۴۴/۶	۶	۲۵۴/۵	۶	۶/۶
۱	۴۳/۴	۲	۲۵۲/۱	۱	۶/۹
۲	۴۲/۴	۱	۲۵۱/۵	۲	۷/۰
۳	۴۰/۱	۳	۲۴۵/۲	۳	۸/۴

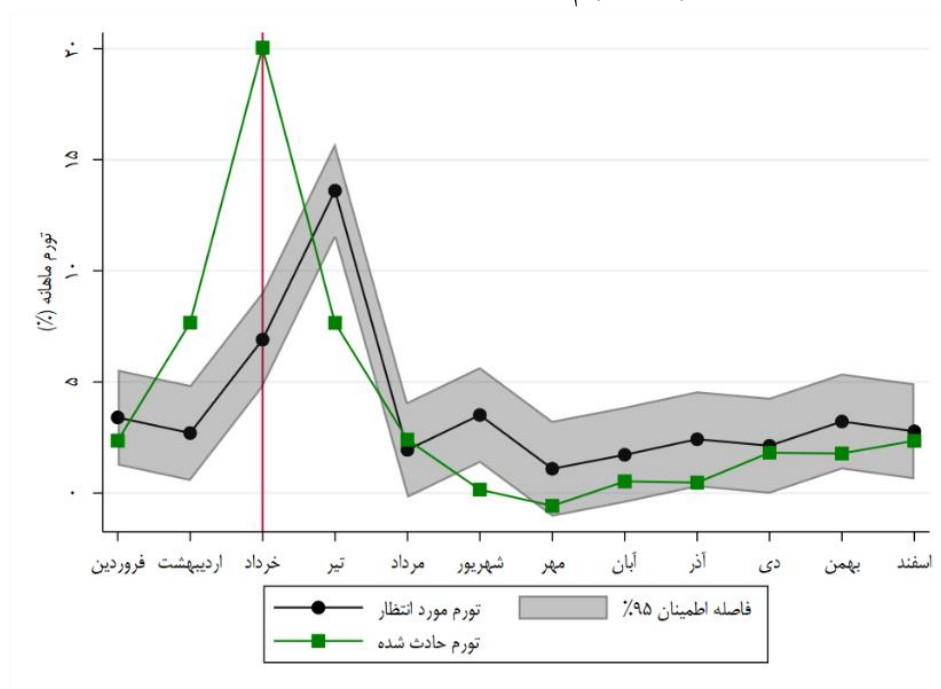
توضیحات: در این جدول، متوسط یارانه دریافتی هر نفر به قیمت جاری (به هزار تومان)، در هر منطقه، قبل و بعد از اجرای سیاست نشان داده شده است. همچنین میانه مخارج کل الکترونیکی انجام شده (به میلیون تومان) توسط ساکنین هر منطقه در سال ۱۴۰۰ در ستون سوم قرار گرفته است. در هر ستون، مناطق تهران براساس معیار مربوطه مرتب شده‌اند.

مأخذ: محاسبه پژوهشگر مبتنی بر نمونه ۲ درصدی داده پایگاه رفاه ابران

پیوست ۲. ارزیابی تورم دیگر گروه‌های کالایی

در قسمت روش پژوهش، بیان شد که با استفاده از مدل $ARMA(1,1)$ - $SARMA(1,1)$ ، سری زمانی تورم ماهانه را مدل می‌کنیم تا تخمینی از تورم مورد انتظار داشته باشیم. در صورتی که تورم حادث شده، اختلاف قابل توجهی از تورم مورد انتظار داشته باشد، یعنی تحت تأثیر حذف ارز ترجیحی دچار افزایش قیمت شده است. در قسمت نتایج، این مقایسه را برای سه گروه لبنیات و تخم مرغ، میوه و خشکبار و پوشاک، در نمودارهای ۲ تا ۴ نشان دادیم. در نمودارهای ۸ تا ۱۸، مقایسه تورم حادث شده و تورم مورد انتظار (با فاصله اطمینان ۹۵٪) برای باقی گروه‌ها انجام شده است. در گروه‌های آرایشی، بهداشتی و شخصی، ابزار خانه، لوازم خانگی و لوازم آشپزخانه، طبق نمودارهای ۱۱ تا ۱۴ تورم رخ داده کاملاً در محدوده انتظار است. طبق باقی نمودارها برای گروه‌های خوراکی مشاهده می‌شود که تورم رخ داده برای همه گروه‌های نان و غلات، چاشنی و ادویه، نوشیدنی‌ها، گوشت، روغن و محصولات قندی بیشتر از مقدار انتظاری بوده است (سبزیجات تقریباً در محدوده انتظاری بوده است).

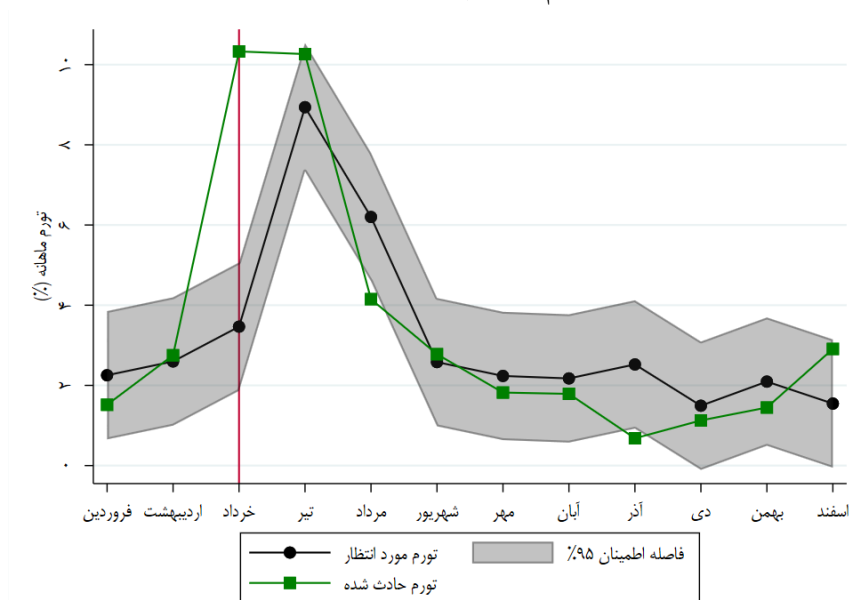
نمودار ۸. تورم ماهانه نان و غلات در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته، رخ داده است که ناشی از حذف ارز ترجیحی بوده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

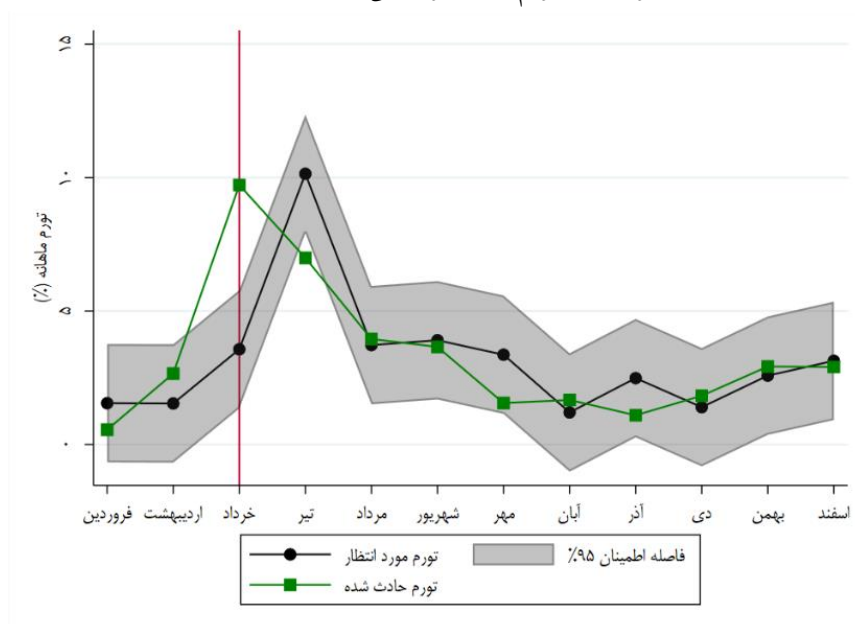
نمودار ۹. تورم ماهانه چاشنی و ادویه در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بسیار بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته، رخ داده است که ناشی از حذف ارز ترجیحی بوده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

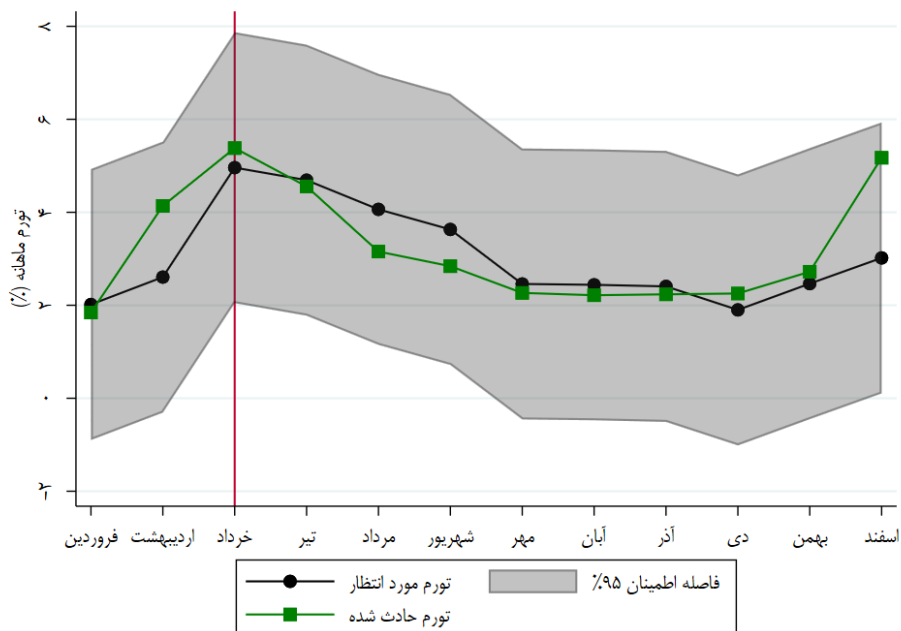
نمودار ۱۰. تورم ماهانه نوشیدنی‌ها در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته، رخ داده است.

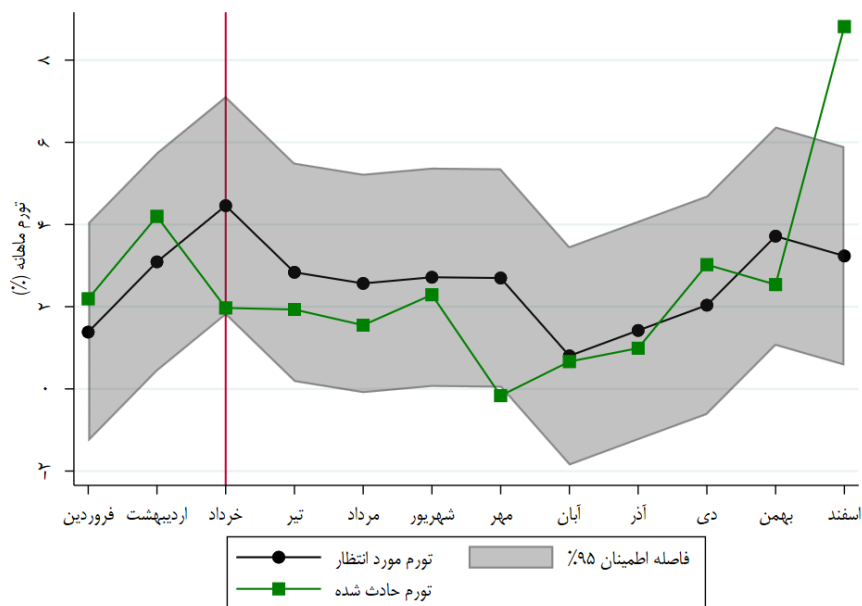
مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۱. تورم ماهانه آرایشی، بهداشتی و خدمات شخصی در سال ۱۴۰۱



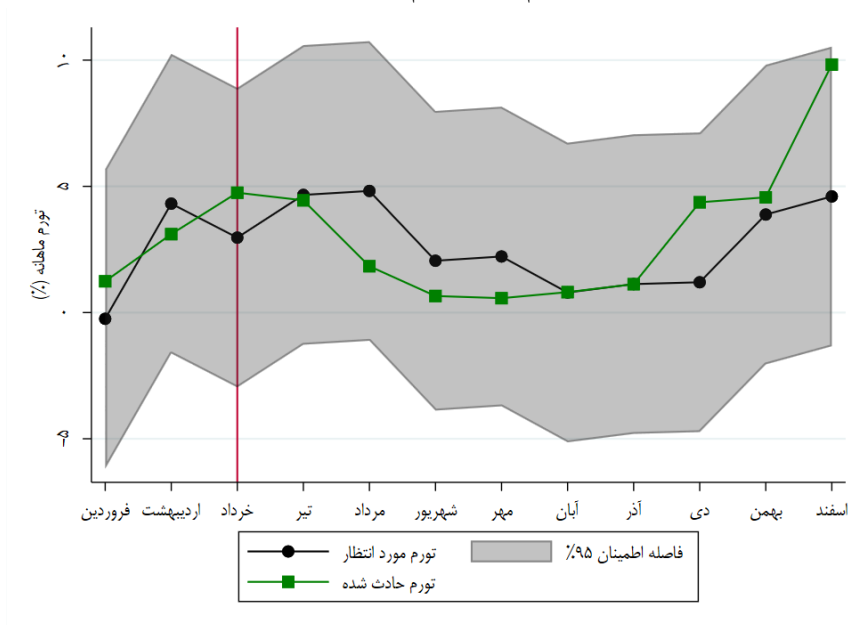
توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورم رخ داده طبق انتظار بوده است.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۲. تورم ماهانه ابزار خانه در سال ۱۴۰۱



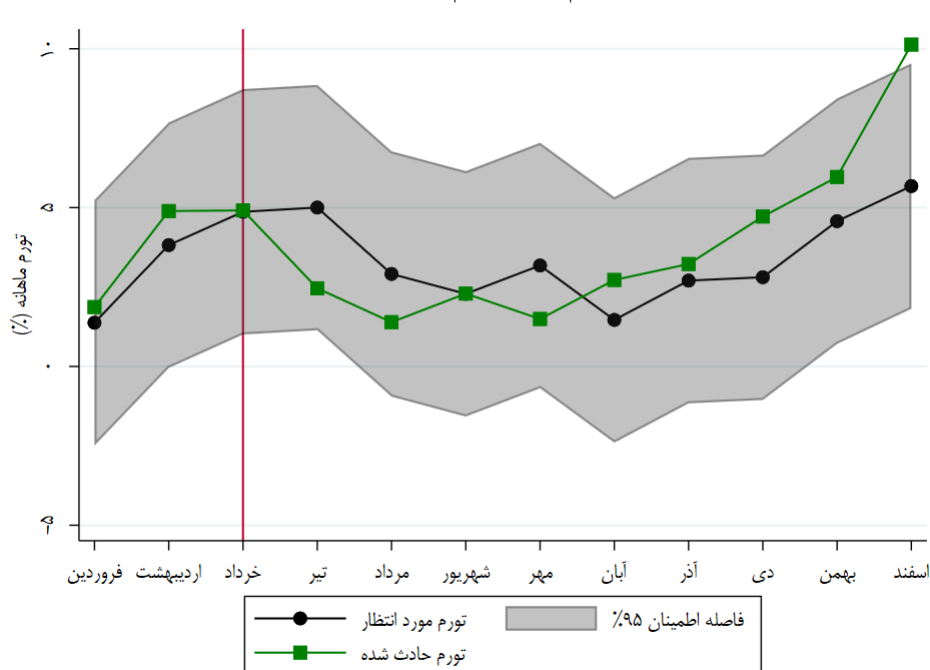
توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورم رخ داده طبق انتظار بوده است.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۳. تورم ماهانه لوازم خانگی در سال ۱۴۰۱



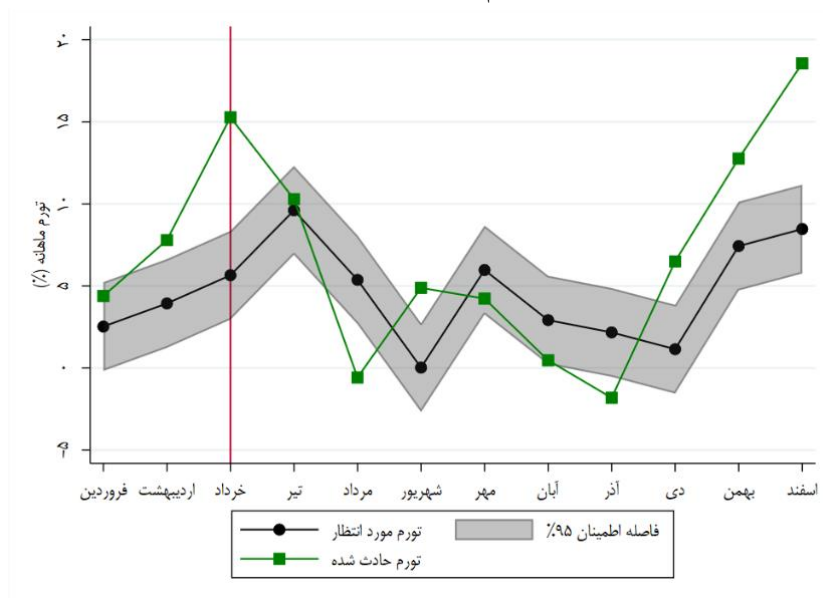
توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورم رخ داده طبق انتظار بوده است.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۴. تورم ماهانه لوازم آشپزخانه در سال ۱۴۰۱



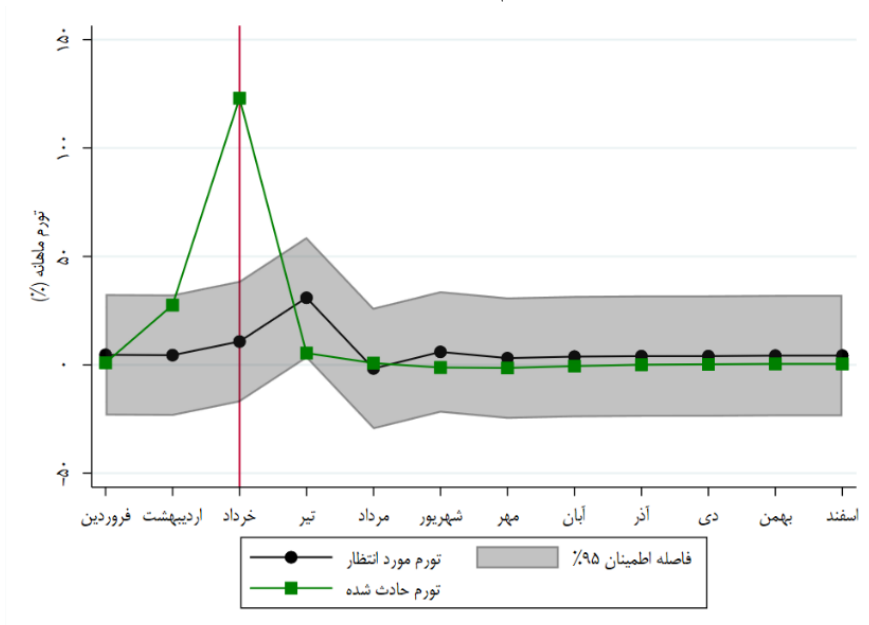
توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورم رخ داده طبق انتظار بوده است.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۵. تورم ماهانه گوشت در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته، رخ داده است. مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

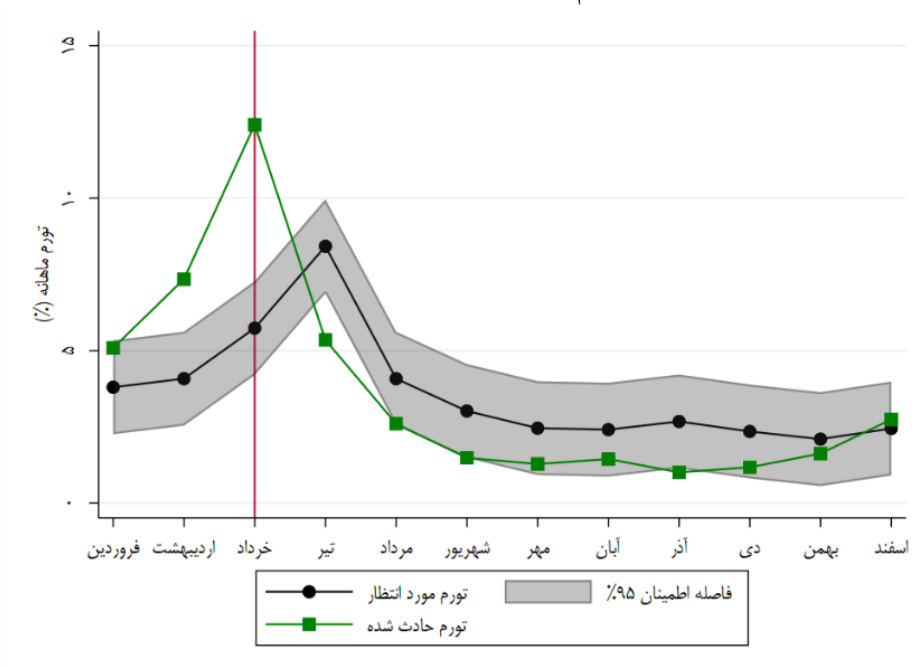
نمودار ۱۶. تورم ماهانه روغن در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بسیار بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته، رخ داده است که ناشی از حذف ارز ترجیحی بوده است.

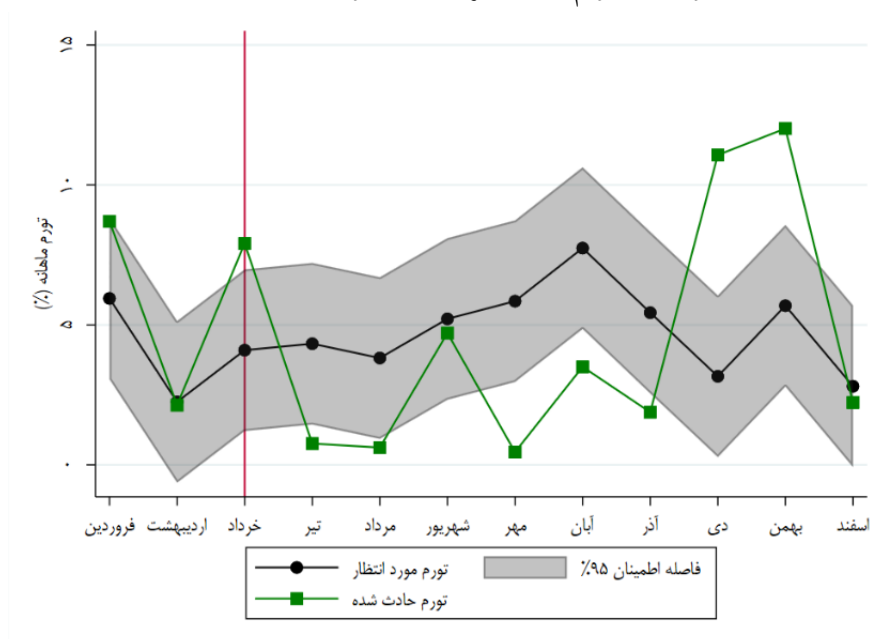
مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۷. تورم ماهانه محصولات قندی در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی بیشتر از چیزی که انتظار می‌رفته رخ داده است. مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱۸. تورم ماهانه سبزیجات و حبوبات در سال ۱۴۰۱



توضیحات: در خرداد ۱۴۰۱، تورمی که حادث شده تقریباً در محدوده مورد انتظار بوده است. مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده شاخص قیمت بانک مرکزی ایران.

پیوست ۳. جدول ضرایب نمودارهای ۵، ۶ و ۷

جدول ۱۰. خروجی تصریح سوم برای خوراک و اجزای آن

خوراک	لبنیات و تخم مرغ	میوه و سبزیجات	گوشت	خواربار	متغیر
۰/۲۵** (۰/۱۲)	۰/۰۸ (۰/۱۰)	-۰/۳۹*** (۰/۱۵)	۰/۱۱ (۰/۱۵)	۰/۱۶ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۱)
۰/۰۰ (۰/۱۲)	-۰/۱۴ (۰/۱۰)	-۰/۶۷*** (۰/۱۵)	-۰/۲۰ (۰/۱۵)	-۰/۰۴ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۲)
۰/۳۳** (۰/۱۲)	۰/۲۲** (۰/۱۰)	۰/۰۷ (۰/۱۵)	-۰/۰۵ (۰/۱۵)	۰/۲۴* (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۳)
۰/۲۷** (۰/۱۲)	۰/۱۴ (۰/۱۰)	۰/۳۹*** (۰/۱۵)	۰/۱۸ (۰/۱۵)	۰/۱۱ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۴)
۰/۲۳** (۰/۱۲)	۰/۲۳** (۰/۱۰)	۰/۴۴*** (۰/۱۵)	۰/۳۶** (۰/۱۵)	۰/۰۵ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۵)
۰/۱۲ (۰/۱۲)	۰/۰۶ (۰/۱۰)	۰/۷۸*** (۰/۱۵)	۰/۱۶ (۰/۱۵)	۰/۰۶ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۶)
۰/۰۶ (۰/۱۲)	-۰/۲۸*** (۰/۱۰)	۰/۷۶*** (۰/۱۵)	۰/۱۳ (۰/۱۵)	۰/۱۰ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۷)
۰/۱۰ (۰/۱۲)	-۰/۱۸* (۰/۱۰)	۰/۷۴*** (۰/۱۵)	-۰/۳۰*** (۰/۱۵)	۰/۱۲ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۸)
۰/۰۲ (۰/۱۲)	-۰/۱۲ (۰/۱۰)	۰/۸۳*** (۰/۱۵)	۰/۲۵* (۰/۱۵)	-۰/۱۵ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۹)
۰/۳۲*** (۰/۱۲)	۰/۲۳** (۰/۱۰)	۰/۷۹*** (۰/۱۵)	۰/۷۰*** (۰/۱۵)	۰/۱۶ (۰/۱۳)	δ_{Td} (هفته ۱۰)
۰/۴۰*** (۰/۱۲)	۰/۴۵*** (۰/۱۰)	۱/۱۷*** (۰/۱۵)	۰/۶۸*** (۰/۱۵)	۰/۱۶ (۰/۲۳)	δ_{Td} (هفته ۱۱)
۰/۱۶ (۰/۱۲)	۰/۴۹*** (۰/۱۰)	۱/۱۸*** (۰/۱۵)	۰/۶۴*** (۰/۱۵)	-۰/۱۷ (۰/۲۳)	δ_{Td} (هفته ۱۲)
۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۵	آماره R^2

توضیحات: این جدول ضرایب δ_{Td} را در تصریح (۳)، برای ماه‌های اردیبهشت و خرداد ۱۴۰۱، برای گروه خوراک و زیرگروه‌های آن نشان می‌دهد. مأخذ: محاسبات پژوهشگر مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای و تصریح سوم

جدول ۱۱. خروجی تصریح سوم برای غیرخوراک و اجزای آن

متغیر	شوینده و آرایشی	پوشاک	لوازم خانگی	غیرخوراک
δ_{Td} (هفته ۱)	۰/۰۷ (۰/۱۱)	-۰/۴۲ (۰/۳۰)	۰/۰۴ (۰/۲۵)	۰/۰۶ (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۲)	-۰/۱۴ (۰/۱۱)	۰/۰۹ (۰/۳۰)	-۰/۱۰ (۰/۲۵)	-۰/۲۲ (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۳)	۰/۰۹ (۰/۱۱)	۰/۹۴*** (۰/۳۰)	-۰/۲۸ (۰/۲۵)	۰/۰۳ (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۴)	۰/۲۴** (۰/۱۱)	۰/۴۷ (۰/۳۰)	۰/۰۳ (۰/۲۵)	۰/۲۷** (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۵)	۰/۰۹ (۰/۱۱)	۰/۷۴** (۰/۳۰)	۰/۵۸** (۰/۲۵)	۰/۱۴ (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۶)	-۰/۰۸ (۰/۱۱)	۰/۱۱ (۰/۳۰)	۰/۰۶ (۰/۲۵)	-۰/۰۶ (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۷)	-۰/۴۱*** (۰/۱۱)	۰/۶۱** (۰/۳۰)	۰/۳۴ (۰/۲۵)	-۰/۳۲** (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۸)	-۰/۲۷** (۰/۱۱)	۰/۴۶ (۰/۳۰)	۰/۴۱ (۰/۲۵)	-۰/۳۰** (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۹)	-۰/۶۸*** (۰/۱۱)	۰/۰۲ (۰/۳۰)	-۰/۳۸ (۰/۲۵)	-۰/۸۰*** (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۱۰)	۰/۲۷** (۰/۱۱)	۰/۵۹* (۰/۳۰)	-۰/۱۰ (۰/۲۵)	۰/۱۰ (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۱۱)	۰/۴۳*** (۰/۱۱)	۰/۵۹* (۰/۳۰)	۰/۲۲ (۰/۲۵)	۰/۲۷** (۰/۱۳)
δ_{Td} (هفته ۱۲)	۰/۴۳*** (۰/۱۱)	۰/۱۷ (۰/۳۰)	۰/۰۹ (۰/۲۵)	۰/۲۳* (۰/۱۳)
آماره R^2	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۹۷

توضیحات: این جدول ضرایب δ_{Td} را در تصریح (۳)، برای ماه‌های اردیبهشت و خرداد ۱۴۰۱، برای گروه غیرخوراک و زیرگروه‌های آن نشان می‌دهد.

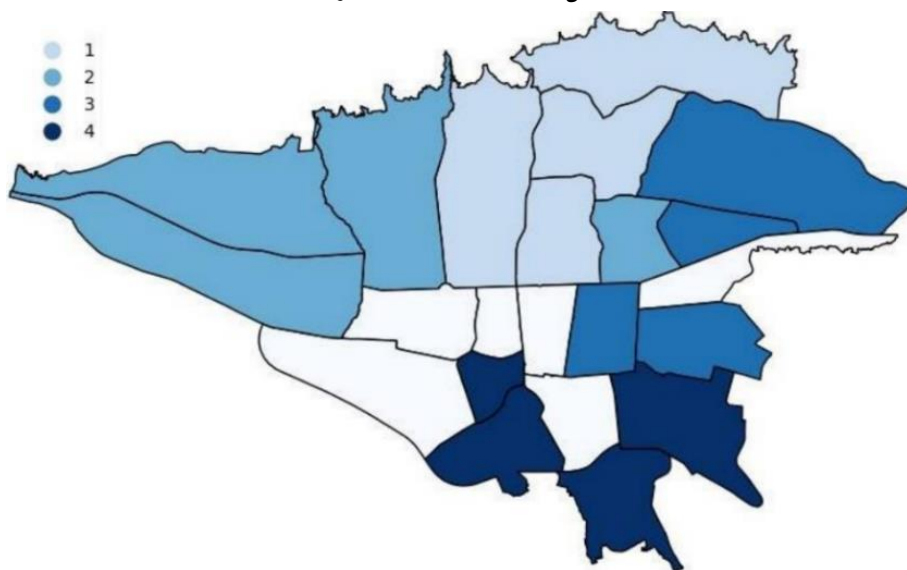
مأخذ: محاسبات پژوهشگر مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای و تصریح سوم

پیوست ۴. آزمون پایداری: سنجش نابرابری با استفاده از ناحیه‌بندی

در تصریح‌های (۲) و (۳)، اگرچه تغییرات نابرابری ارزیابی شده بود اما مقایسه بین مناطق مختلف ممکن نبود. به منظور سهولت در تحلیل، تفسیر و مقایسه تغییرات نابرابری، در این بخش مناطق مورد بررسی به صورت ناحیه‌بندی شده تقسیم‌بندی می‌شوند. با توجه به نبود داده از برخی مناطق^۱، پس از حذف آن‌ها، ۱۶ منطقه از ۲۲ منطقه تهران باقی ماند. این ۱۶ منطقه، براساس معیار مجموع مخارج سالانه در سال ۱۴۰۰ (براساس داده‌های ثبت شده در شاپرک در جدول ۹) به ترتیب از پردرآمدترین به کم‌درآمدترین مرتب شدند. سپس این مناطق به چهار ناحیه تقسیم‌بندی شدند به گونه‌ای که هر ناحیه شامل چهار منطقه است. این تقسیم‌بندی به شرح زیر است:

- ناحیه ۱: مناطق ۱، ۲، ۳ و ۶ (پردرآمدترین مناطق)
- ناحیه ۲: مناطق ۵، ۷، ۲۱ و ۲۲
- ناحیه ۳: مناطق ۴، ۸، ۱۲ و ۱۴
- ناحیه ۴: مناطق ۱۵، ۱۷، ۱۹ و ۲۰ (کم‌درآمدترین مناطق)

شکل ۲. ناحیه‌بندی مناطق تهران



توضیحات: به منظور سادگی تحلیل، ۱۶ منطقه تهران به ۴ ناحیه تقسیم شده‌اند که هر ناحیه شامل ۴ منطقه است. این تقسیم‌بندی براساس میانه مخارج کل ثبت شده در شاپرک انجام گرفته است. ناحیه ۱ شامل مناطقی است که بیشترین مخارج (درآمد) را دارند و ناحیه ۴ شامل مناطقی است که کمترین مخارج را دارند. این تقسیم‌بندی با شهود ما از مناطق تهران منطبق است زیرا ناحیه ۱ شامل مناطق شمالی شهر تهران است و ناحیه ۴ شامل مناطق جنوبی. مناطق سفیدرنگ، مناطقی هستند که داده شعب آن را نداریم.

مأخذ: محاسبات پژوهشگر مبتنی بر داده پایگاه رفاه

۱. مناطق ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۳، ۱۶ و ۱۸.

این ناحیه‌بندی با هدف تسهیل در ارزیابی تغییرات نابرابری و تفسیر بهتر نتایج صورت گرفته است و شکل ۲ این تقسیم‌بندی را به تصویر می‌کشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مناطق شمالی تهران در ناحیه ۱ و مناطق جنوبی در ناحیه ۴ قرار گرفته‌اند که این تقسیم‌بندی با برداشت شهودی از تفاوت‌های اقتصادی مناطق مختلف تهران نیز همخوانی دارد.

برای مقایسه درصد افزایش خرید بین نواحی مختلف و سنجش تغییرات نابرابری، از روش «تفاضل در تفاضل سه‌گانه» استفاده شده است. تصریح (۴) با بهره‌گیری از این روش، امکان مقایسه تفاوت‌های تغییرات مصرف بین نواحی مختلف تهران را فراهم می‌کند و به این ترتیب تغییرات نابرابری بین نواحی مختلف شناسایی می‌شود. تفاوت اصلی تصریح (۴) با تصریح (۳) در نحوه مقایسه است. در حالی که تصریح (۳) از لگاریتم میانه مخارج در هر منطقه برای تحلیل نابرابری بهره می‌برد، تصریح (۴) هر ناحیه را با ناحیه مرجع (ناحیه یک) مقایسه می‌کند و مناطق با یکدیگر مقایسه نمی‌شوند.

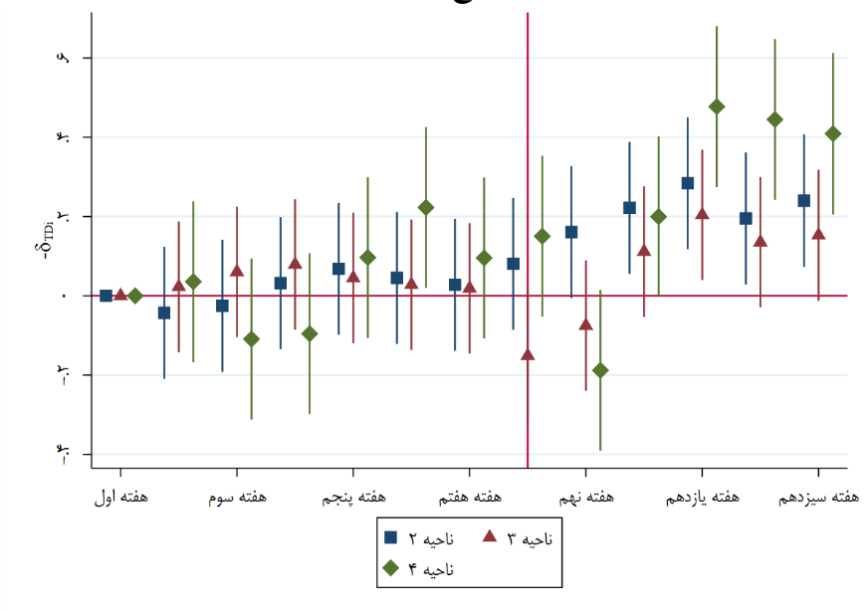
$$c_{tb} = \beta_0 + FE_{season} + FE_{week} + FE_{branch} + FE_{region} + \beta_1 I_{year=1401} + \quad (۴)$$

$$\beta_2 I_{treatment(t=spring\ 1401)} + \alpha_1 FE_{region} \times I_{treatment(t=spring\ 1401)} + \alpha_2 FE_{region} \times FE_{week} + \alpha_3 I_{treatment(t=spring\ 1401)} \times FE_{week} + \delta_{Td} FE_{region} \times I_{treatment(t=spring\ 1401)} \times FE_{week} + \epsilon_{tb}$$

در این تصریح، c_{tb} لگاریتم مقدار خرید به قیمت جاری (به میلیارد ریال) در شعبه b و در هفته t است. متغیرهای FE_{season} ، FE_{week} و FE_{branch} به ترتیب بیانگر اثرات ثابت برای فصل، هفته (در فصل) و شعبه هستند. متغیرهای $I_{year=1401}$ و $I_{treatment(t=spring\ 1401)}$ به ترتیب متغیرهای نشان‌گر برای سال ۱۴۰۱ و گروه آزمایش هستند به طوری که $I_{treatment(t=spring\ 1401)}$ در بازه بهار ۱۴۰۱ مقدار یک و در سایر بازه‌های زمانی مقدار صفر دارد. ضریب δ_{Td} که ضریب مدنظر ماست، نشان می‌دهد که نواحی مختلف نسبت به یک ناحیه مشخص، چند درصد بیشتر افزایش خرید (در بازه زمانی آزمایش نسبت به کنترل) داشته‌اند که حاکی از تغییر نابرابری میان نواحی مختلف است. در این تصریح، ناحیه مرجع، ناحیه یک (پر درآمدترین ناحیه) در نظر گرفته شده است و تفاوت در افزایش خرید نواحی مختلف، نسبت به ناحیه یک سنجیده می‌شود. با این فرض، در صورت افزایش نابرابری علامت δ_{Td} منفی می‌شود و در صورت کاهش نابرابری، علامت δ_{Td} مثبت می‌شود. اما در نمودارهای رسم شده علامت این ضریب، به‌منظور شهود بهتر از نابرابری، قرینه شده است تا در صورت مثبت شدن، مشابه تصریح‌های پیشین، نشان‌دهنده افزایش نابرابری باشد.

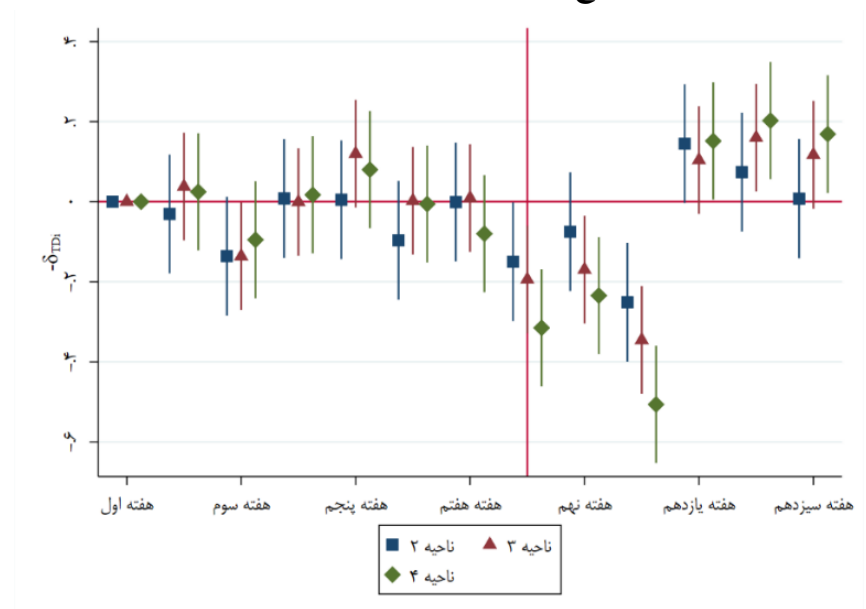
نمودارهای ۱۹ تا ۲۵ قرینه ضرایب δ_{Td} را در بهار ۱۴۰۱، برای تمام هفت گروه کالایی نشان می‌دهند. این ضرایب به همراه فاصله اطمینان ۹۵٪ رسم شده‌اند. این نتایج با خروجی تصریح سوم (نمودارهای ۶ و ۷) منطبق هستند. در گروه‌های گوشت، لبنیات و تخم مرغ در ابتدا با کاهش نابرابری، سپس افزایش نابرابری مواجه هستیم. گروه شوینده، آرایشی و بهداشتی در دو هفته اول با کاهش شدید نابرابری مواجه است. تغییر معناداری در گروه‌های خواربار، میوه و سبزیجات، پوشاک و لوازم خانگی مشاهده نمی‌شود.

نمودار ۱۹. تفاوت رشد مخارج مصرفی گوشت نسبت به ناحیه ۱



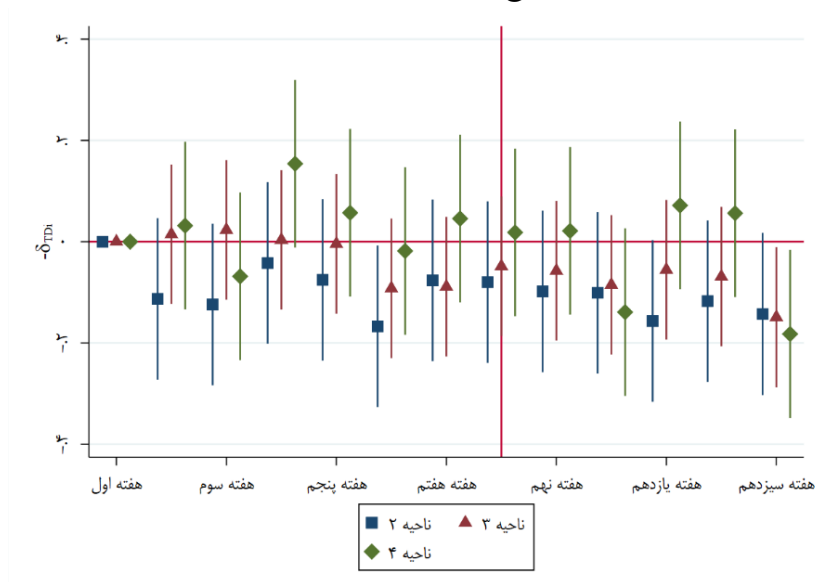
توضیحات: در هفته اول بعد از شوک، کاهش نابرابری مشاهده می شود ولی از هفته دوم نابرابری افزایش می یابد. ناحیه ۱، پردرآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم درآمدها تهران است. مأخذ: یافته های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره ای

نمودار ۲۰. تفاوت رشد مخارج مصرفی شوینده و بهداشتی نسبت به ناحیه ۱، در بهار ۱۴۰۱



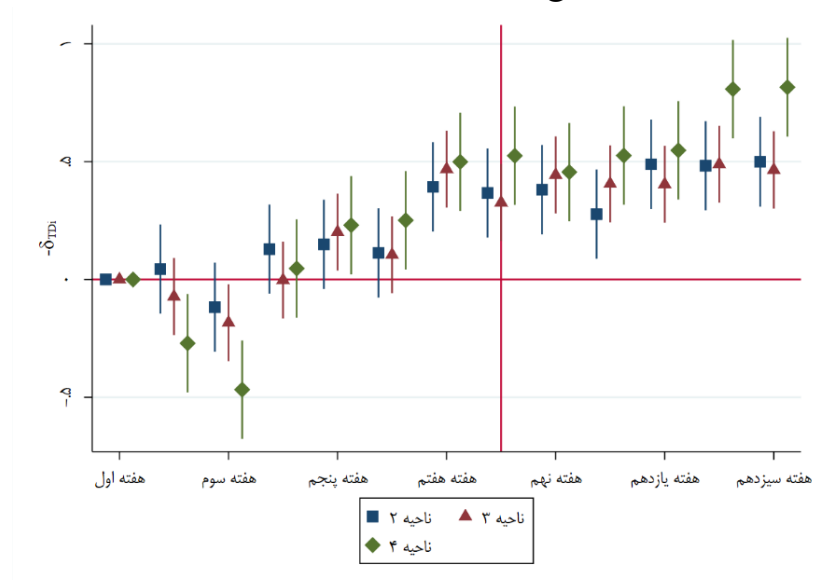
توضیحات: نابرابری در مخارج مصرفی شوینده، آرایشی و بهداشتی در سه هفته ابتدایی کاهش قابل توجهی یافته، سپس به حالت اولیه بازگشته است. ناحیه ۱، پردرآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم درآمدها تهران است. مأخذ: یافته های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره ای

نمودار ۲۱. تفاوت رشد مخارج مصرفی خواربار نسبت به ناحیه ۱، در بهار ۱۴۰۱



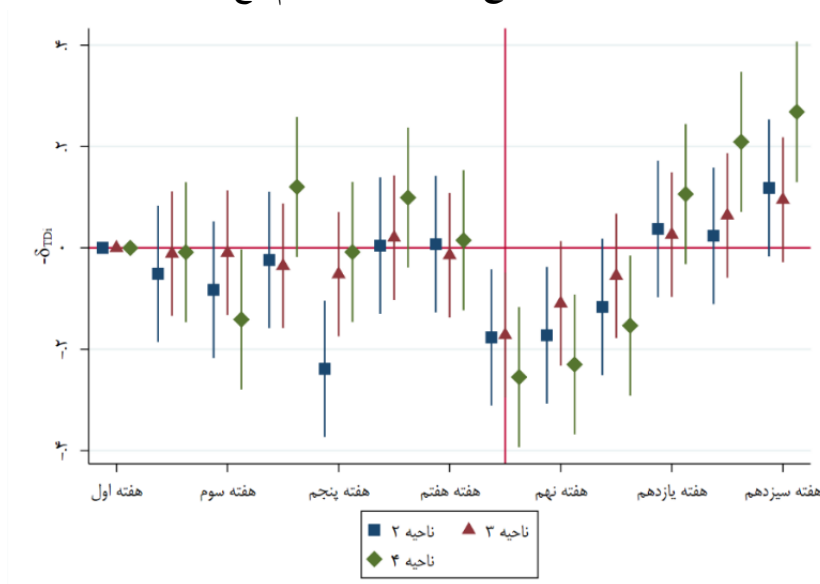
توضیحات: تغییر معناداری در نابرابری مصرف خواربار مشاهده نمی‌شود. ناحیه ۱، پر درآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم درآمدترین ناحیه تهران است.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

نمودار ۲۲. تفاوت رشد مخارج مصرفی میوه و سبزیجات نسبت به ناحیه ۱، در بهار ۱۴۰۱



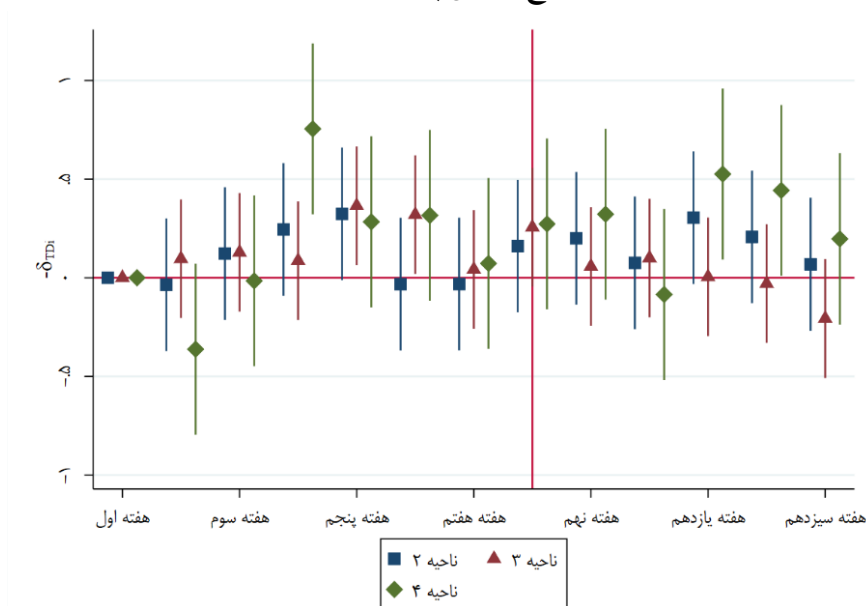
توضیحات: افزایش در نابرابری مخارج مصرفی میوه و سبزیجات مشاهده می‌شود. اما این افزایش، از قبل از وقوع شوک ایجاد شده بوده است و وقوع شوک، آن را تغییر نداده است. ناحیه ۱، پر درآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم درآمدترین ناحیه تهران است.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

نمودار ۲۳. تفاوت رشد مخارج مصرفی لبنیات و تخم مرغ نسبت به ناحیه ۱



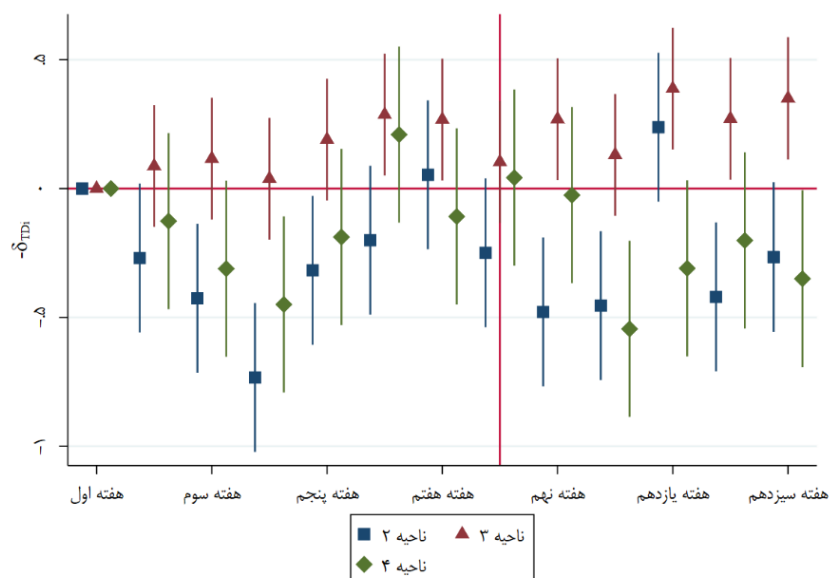
توضیحات: مخارج مصرفی لبنیات و تخم مرغ در ابتدا با کاهش نابرابری مواجه بوده است و سپس نابرابری افزایش می‌یابد. ناحیه ۱، پردرآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم‌درآمدترین ناحیه تهران است.
مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

نمودار ۲۴. تفاوت رشد مخارج مصرفی پوشاک نسبت به ناحیه ۱، در بهار ۱۴۰۱



توضیحات: تغییر معناداری در نابرابری مخارج مصرفی پوشاک مشاهده نمی‌شود. ناحیه ۱، پردرآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم‌درآمدترین ناحیه تهران است.
مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

نمودار ۲۵. تفاوت رشد مخارج مصرفی لوازم خانگی نسبت به ناحیه ۱، در بهار ۱۴۰۱



توضیحات: از این نمودار، نمی‌توان یک استنباط قطعی راجع به تغییر در نابرابری مخارج مصرفی لوازم خانگی کرد. ناحیه ۱، پردرآمدترین ناحیه تهران و ناحیه ۴، کم‌درآمدترین ناحیه تهران است. مأخذ: یافته‌های پژوهش مبتنی بر داده فروشگاه زنجیره‌ای

استناد به این مقاله: یاسینی، سیدشهراد و انصاری، مهدی. (۱۴۰۵). نرخ ارز چندگانه و نابرابری مصرف: شواهدی از حذف ارز ترجیحی در ایران.

پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۱(۱۰۶)، ۳۸-۸۵.



Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.