The Journal of ECONOMIC PLANNING Research
ISSN: 2251-9092 | doi 10.52547/jpbud.30.3.93 | Vol. 30 | No. 3 | Autumn 2025 | PP 93-126

Multiple Exchange Rate Regimes and Import Distortions: Micro Evidence from Iran

Mobina Shojaei[1] | mobina_shojaei@gsme.sharif.edu
Mahdi Ansari[2] | mahdi.ansari@sharif.edu

Received: 24/Oct/20245 | Accepted: 28/Dec/2025

Abstract Multiple exchange rate regimes, still in place in dozens of emerging markets, distort imports and resource allocation by creating a gap between the official and market exchange rates. This paper uses Iran's Customs data at the HS8 product level and monthly frequency from 2011 to 2023 to examine the effects of this policy structure. A detailed timeline of products eligible for subsidized exchange rates is constructed. The average effects of the policy are estimated using OLS regressions with product and time fixed effects, while heterogeneous effects across product groups are identified using a parallel generalized synthetic control approach. The findings show that a widening exchange rate gap, typically driven by an increase in the market rate, significantly raises imports of goods eligible for subsidized rates. This elasticity is larger for goods receiving greater subsidies and for intermediate products. However, the synthetic control results indicate that these effects are statistically significant only for a limited number of product categories. This paper provides the first micro-level evidence on how multiple exchange rate regimes shape the quantity and composition of imports.

Keywords: Iran, Multiple Exchange Rate, Exchange Rate Gap, Fixed-Effects Regression, Generalized Synthetic Control, Import Composition.

JEL Classification: C23, F14, F31, O24.

1. M.S. in Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).

نظام‌های ارز چندنرخی و اختلال در واردات: شواهدی خرد از ایران

مبینا شجاعی | mobina_shojaei@gsme.sharif.edu
کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

مهدی انصاری | mahdi.ansari@sharif.edu
استادیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۰۲ | پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۷

چکیده: نظام‌های ارز چندنرخی که همچنان در تعدادی از کشورهای درحال‌توسعه به‌کار گرفته می‌شوند، با ایجاد شکاف بین نرخ‌های رسمی و بازار آزاد، الگوی واردات و تخصیص منابع ارزی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این پژوهش با بهره‌گیری از داده‌های ماهانه گمرک ایران در سطح HS8 طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲، اثرهای سیاست ارز چندنرخی را بر الگوی واردات در ایران بررسی می‌کند. به این منظور، جدول زمانی کالاهای مشمول ارزهای دولتی مبتنی بر منابع عمومی تدوین شد. اثرهای میانگین سیاست با روش رگرسیون اثرهای ثابت زمان و کالا و اثرهای ناهمگن آن با رویکرد کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته برای گروه‌های کالایی تحلیل شد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش شکاف ارز که عمدتاً نتیجه افزایش نرخ ارز بازار است، به‌طور معناداری حجم واردات کالاهای یارانه‌ای را افزایش می‌دهد. به‌علاوه، کشش واردات نسبت به شکاف ارزی برای کالاهای مشمول ارز ترجیحی بزرگ‌تر از کالاهای نیمایی است و کالاهای واسطه‌ای بیش‌ترین کشش را در میان انواع کالاها دارند. بااین‌حال، نتایج کنترل ترکیبی حاکی از آن است که اثر این سیاست تنها در گروه‌های کالایی محدودی به لحاظ آماری معنادار است. این مطالعه، با ارائه نخستین شواهد تجربی مبتنی بر داده‌های خرد گمرکی، تغییرات ترکیب واردات تحت رژیم ارز چندنرخی را روشن می‌سازد.

کلیدواژه‌ها: ایران، نظام ارز چندنرخی، شکاف ارزی، ارز ترجیحی، ترکیب واردات، اثرهای ثابت، کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: C23, F14, F31, O24.

پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | سال سی‌ام | شماره ۳ | پاییز ۱۴۰۴ | ص‌ص ۱۲۶-۹۳
doi 10.52547/eprj.30.3.93

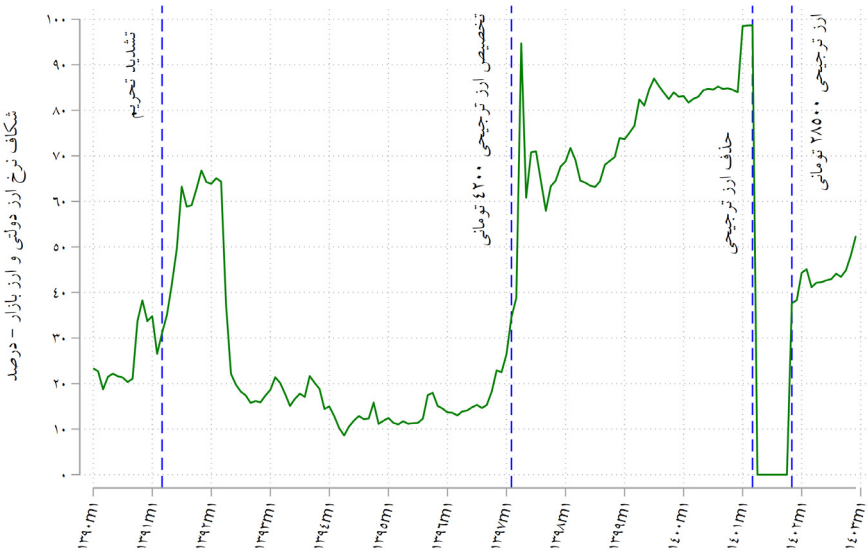
مقدمه

حدود بیست درصد از کشورهای دنیا، به‌ویژه اقتصادهای نوظهور و درحال‌توسعه، از نظام چندنرخی ارز به‌عنوان ابزاری سیاستی برای مدیریت نوسانات ارزی، کنترل تورم و حفظ ذخایر ارزی استفاده می‌کنند (Ilzetzki *el al*., 2019). در این نظام، دولت‌ها نرخ‌های رسمی ارز را برای اهدافی خاص، نظیر تأمین کالاهای اساسی یا حمایت از بخش‌های راهبردی، در سطحی پایین‌تر از نرخ تعادلی بازار آزاد تعیین می‌کنند. کیگل و اوکانل[1] (۱۹۹۵) نشان دادند این رویکرد، به ایجاد شکاف میان نرخ‌های رسمی و نرخ‌های بازار منجر می‌شود که می‌تواند اثرهای قابل‌توجهی بر جریان‌های تجاری، تخصیص منابع ارزی، ساختار و عملکرد بازارها داشته باشد.

تجربه ایران در به‌کارگیری نظام چندنرخی ارز طی چند دهه گذشته، بستری مناسب برای ارزیابی تأثیر این سیاست بر حجم و ترکیب واردات فراهم کرده است. دراین‌راستا، شکاف ارزی به‌عنوان تفاوت نسبی میان نرخ ارز بازار آزاد و نرخ ارز دولتی تعریف می‌شود. نمودار (۱) روند شکاف ارز ترجیحی و بازار به‌صورت ماهانه در دوره سیزده‌ساله از سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، تا پیش از سال ۱۳۹۷، شکاف کوچک‌تری میان نرخ‌های ارز رسمی و بازار آزاد وجود داشت و سیاست‌های ارزی عمدتاً بر تأمین ارز برای واردات کالاهای ضروری متمرکز بودند؛ اما با خروج ایالات متحده از توافق برجام در سال ۱۳۹۷ و تشدید فشارهای اقتصادی ناشی از تحریم‌ها، نرخ ارز بازار آزاد به‌شدت افزایش یافت و شکاف ارزی چندین برابر شد. در این دوره، دولت سیاست ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان را برای تأمین کالاهای اساسی نظیر مواد غذایی، دارو و نهاده‌های کشاورزی اجرا کرد و دامنه کالاهای مشمول این سیاست نسبت به گذشته به‌طور قابل‌توجهی گسترش یافت. هم‌زمان، نظام یکپارچه معاملات ارزی (نیما) برای سازماندهی مبادلات ارزی میان صادرکنندگان و واردکنندگان و مدیریت نوسانات ارزی راه‌اندازی شد.

دراین‌راستا، کالاهای وارداتی به سه گروه اصلی تقسیم شدند: مشمول ارز ترجیحی، مشمول ارز نیمایی و کالاهای غیرمشمول. بر اساس این دسته‌بندی، بخش قابل‌توجهی از کالاهای وارداتی مشمول ارز ترجیحی شدند.

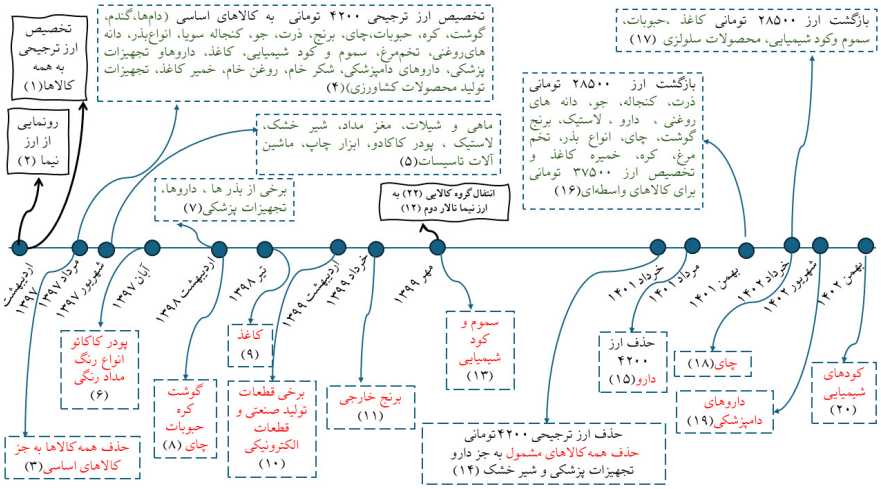
1. Kiguel and O'Connell



نمودار (۱): شکاف ارز ترجیحی و بازار

منبع: یافته‌های پژوهش براساس داده‌های نرخ ارز دولتی از بانک مرکزی ایران و نرخ ارز بازار از شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز.

در بازه زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲، همان‌گونه که در شکل (۱) خط زمانی کالاهای مشمول ارز دولتی نشان داده شده است، تعداد زیادی از کالاها از فهرست کالاهای مشمول دریافت ارز دولتی حذف شدند که با رنگ قرمز مشخص شده‌اند. درمقابل، شماری از کالاها نیز به این فهرست اضافه شدند که با رنگ سبز نمایش داده شده‌اند. جزئیات زمان‌بندی و فهرست منابع در پیوست الف آمده است.

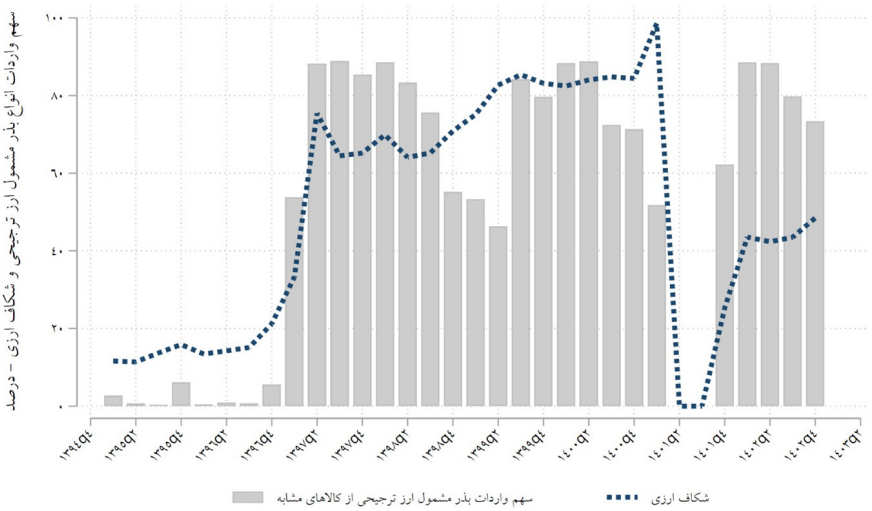


شکل (۱) : خط زمانی سیاست‌های ارزی ایران

پژوهش حاضر، با بهره‌گیری از داده زمان‌بندی کالاهای مشمول ارز دولتی، به بررسی تأثیر شکاف ارز ترجیحی و بازار بر سهم واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی نسبت به کالاهای مشابه در بازه ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ می‌پردازد. برای انجام این تحلیل، ابتدا کالاها بر اساس سه رقم اول کد HS گروه‌بندی شدند تا امکان تفکیک کالاهای مشابه فراهم آید. سپس، سهم واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی از کل واردات هر گروه کالایی محاسبه و روند آن در شکل (۱) ترسیم شد.

نمودار (۲) روند واردات انواع بذر مشمول ارز ترجیحی در مقایسه با کالاهای مشابه، به همراه شکاف ارزی بین ارز ترجیحی و ارز بازار آزاد، به نمایش می‌گذارد. این نمودار نشان می‌دهد که با افزایش شکاف ارزی از سال ۱۳۹۷، سهم واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی روشد چشم‌گیری داشته و از کمتر از ۱۰ درصد به بیش از ۸۰ درصد رسید. بااین‌حال، در سال ۱۳۹۹ به‌دلیل حذف برخی از اقلام از فهرست کالاهای مشمول سهم این گروه کالاها به میزان اندکی کاهش یافت. درنهایت سال ۱۴۰۱، با حذف ارز ترجیحی، این سهم با کاهش شدیدی مواجه شده است که بازتاب‌دهنده تأثیر مستقیم سیاست‌های ارزی بر ترکیب واردات است.[۱]

۱. همبستگی بین شکاف ارزی و سهم واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی برای همه گروه‌های کالایی به این وضوح مشاهده نمی‌شود.



نمودار (۲): انواع بذر

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس داده گمرک و داده نرخ ارز

این مطالعه به تحلیل چگونگی تغییر حجم و ترکیب واردات در پی افزایش نرخ ارز در بازار آزاد و گسترش شکاف ارزی می‌پردازد و کشش وارداتی کالاهای مشمول ارزهای دولتی را ارزیابی می‌کند. به‌طور خاص، کشش گروه‌های مختلف کالایی (سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی) نسبت به تغییرات شکاف ارزی بررسی می‌شود. برای این منظور، از داده‌های گمرک جمهوری اسلامی ایران، سری‌های زمانی نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شد. تحلیل با بهره‌گیری از دو رویکرد رگرسیون پانل با اثرهای ثابت و روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته انجام گرفت.

در ادامه، ابتدا در بخش دو، مبانی نظری و پیشینه پژوهش مرور خواهد شد، در بخش سه روش پژوهش معرفی و سپس به تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته خواهد شد و درنهایت، نتیجه پژوهش خلاصه‌وار بیان می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در این بخش، ادبیات مرتبط با پژوهش بررسی می‌شود. این ادبیات در سه شاخه اصلی دسته‌بندی می‌شود: ۱. نظام ارز چندنرخی؛ ۲. یارانه وارداتی و ۳. کنترل ترکیبی. در ادامه، هر شاخه به‌صورت مختصر مرور می‌شود.

نظام ارز چندنرخی

به‌طورکلی، مطالعات در این شاخه از ادبیات بر داده‌های کلان یا تحلیل‌های عمومی متمرکز بوده و کمتر به داده‌های خرد در سطح کالاها یا بنگاه‌ها پرداخته‌اند. همچنین، تعداد محدودی از این مطالعات به‌طور خاص به ایران، به‌عنوان اقتصادی با محدودیت‌های شدید تجاری و مالی، توجه کرده‌اند. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های خرد گمرکی ایران، این شکاف را پرمی‌کند.

برای نمونه، گرینوود و کیمبرو[1] (۱۹۸۷) نشان می‌دهند که شکاف بین نرخ‌های رسمی و غیررسمی، قیمت‌های داخلی را بالا برده و با کاهش قدرت خرید، رفاه عمومی را تضعیف می‌کند. این مدل، بازار سیاه را به‌عنوان سازوکاری غیررسمی برای برقراری تعادل معرفی می‌کند که خود به تشدید تحریفات اقتصادی منجر می‌شود.

رینهایت و روگاف[2] (۲۰۰۲) و ایلزتسکی و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی تاریخی و تحلیلی نظام‌های ارزی، به پیچیدگی انتخاب رژیم ارزی مناسب در بسترهای مختلف اقتصادی اشاره می‌کنند. اشمیت‌گروهه و اوریبه[3] (۲۰۲۳) با مدل‌سازی برای آرژانتین نشان می‌دهند کنترل‌های ارزی مانند مالیات بر صادرات و یارانه برای واردات عمل کرده و با وجود کمک به کاهش کسری بودجه دولت، به‌دلیل اختلال در قیمت‌های نسبی، به کاهش رفاه اجتماعی منجر می‌شوند.

لی و سانگ[4] (۲۰۲۳) به تحلیل پویایی رابطه بین نرخ‌های ارز رسمی و موازی یوان چین و دلار آمریکا می‌پردازد. آن‌ها با توجه به شواهد جدید درباره نقش بیت‌کوین به‌عنوان ابزاری برای خروج سرمایه از چین، نرخ‌های غیررسمی (موازی) را تحلیل کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که نرخ‌های ارز رسمی و موازی هم‌انباشتگی[5] دارند؛ اما سرعت تطابق به تعادل بلندمدت در دوره‌های پرنوسان بسیار سریع‌تر از دوره‌های با نوسانات پایین است. چوتیگت و تیراتورن[6] (۱۹۹۶) به بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین نرخ‌های ارز رسمی و بازار سیاه در ۹ کشور حوزه اقیانوس آرام[7] پرداخته و نشان می‌دهد، در کشورهایی که کنترل‌های ارزی به‌ویژه در قالب نرخ‌های ارز رسمی وجود دارد، نرخ

1. Greenwood and Kimbrough
2. Reinhart & Rogoff
3. Schmitt-Grohé and Uribe
4. Li and Song
5. Cointegration
6. Chotigeat and Theerathorn

۷. ژاپن، کره جنوبی، تایوان، هنگ‌کنگ، سنگاپور، اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند

ارز بازار سیاه اغلب تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز رسمی قرار می‌گیرد. مقاله نشان می‌دهد که این دو نرخ ارز در این کشورها معمولاً هم‌انباشتگی دارند، به این معنا که تغییرات در یکی از این نرخ‌ها باعث تغییرات در دیگری می‌شود.

به‌علاوه، صیقلانی، جلالی نائینی و خیابانی (۲۰۲۲) در پژوهشی اثرهای تغییر نرخ ارز بر قیمت کالاهای نهایی و واسطه‌ای وارداتی در ایران را بررسی کردند. آنها نشان دادند افزایش نرخ ارز با افزایش همزمان تقاضا برای کالاهای داخلی و افزایش هزینه تولید کالا منجربه رکود تورمی می‌شود.

یارانه وارداتی

نظام ارز چندنرخی با حفظ نرخ پایین‌تر برای ارز تخصیص‌یافته به واردات کالاهای مشمول ارز دولتی، به‌عنوان نوعی یارانه وارداتی عمل می‌کند. در این شاخه، مقالات مرتبط با یارانه‌های وارداتی مورد بررسی قرار می‌گیرند.

این پژوهش با استفاده از داده‌های خرد گمرکی ایران در سطح کد HS8[1]، اثرهای ناخواسته سیاست تخصیص ارز ترجیحی به‌عنوان نوعی یارانه وارداتی را بررسی می‌کند. همچنین، با دسته‌بندی کالاها به گروه‌های سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی، تفاوت‌های ساختاری در واکنش به این سیاست‌ها را تحلیل می‌کند که در مطالعات پیشین کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است.

فینسترا و هنگ[2] (۲۰۲۰) به تحلیل تأثیر توافق تجاری فاز یک میان چین و ایالات متحده بر واردات محصولات کشاورزی چین پرداخته است. طبق این توافق، چین متعهد شد که در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ به ترتیب ۱۲ و ۱۹ میلیارد دلار بیشتر از سال پایه ۲۰۱۷ محصولات کشاورزی از ایالات متحده وارد کند. نویسندگان نشان می‌دهند که مؤثرترین راه برای تحقق این هدف، اعطای یارانه‌های وارداتی به واردکنندگان محصولات کشاورزی آمریکایی است. این یارانه‌ها باعث انحراف تجارت از کشورهایی مانند استرالیا و کانادا به سمت آمریکا شده و واردات از ایالات متحده را افزایش می‌دهد. گولوتی و کرونیک[3] (۲۰۲۱) سیاست‌های ارزی دولت چاوز در ونزوئلا (۲۰۰۳-۲۰۱۳) را بررسی کردند و نشان دادند که یارانه‌های ارزی تحت عنوان «کادیوی» با نرخ ترجیحی، به‌عنوان ابزاری برای مدیریت بحران اقتصادی به‌کار رفتند. این مطالعه نشان داد که این یارانه‌ها، برخلاف

1. Harmonized System
2. Feenstra and Hong
3. Gulotty and Kronick

ادعای حمایت از مصرف‌کنندگان فقیر، عمدتاً به نفع واردکنندگان کالاهای غیرضروری و لوکس عمل کردند. این سیاست‌ها با ایجاد تحریفات قیمتی و رانت‌جویی، توزیع ناعادلانه منابع را تشدید کرده و به حفظ قدرت سیاسی رژیم کمک نمودند.

مک‌کالم[1] (۲۰۲۳) در مطالعه خود به بررسی اثربخشی سیاست‌های تجاری ترکیبی شامل تعرفه‌ها و یارانه‌های وارداتی پرداخت که هدف آن مقابله با قدرت بازار شرکت‌های خارجی است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یارانه‌های وارداتی، به‌ویژه هنگامی که به‌صورت همزمان با تعرفه‌ها به‌کار گرفته شوند، می‌توانند به شکل مؤثری قیمت نهایی کالاهای وارداتی را کاهش دهند و با افزایش حجم واردات، رفاه مصرف‌کنندگان داخلی را بهبود بخشند. همچنین، داتون[2] (۱۹۹۴) با تکیه بر یک رابطه سه‌کالایی و دوکشوری، نشان می‌دهد که در صورت برخورداری واردکنندگان از قدرت انحصاری، یارانه‌های وارداتی می‌توانند منجر به افزایش رفاه ملی شوند.

کنترل ترکیبی

روش کنترل ترکیبی[3] یک رویکرد آماری برای ارزیابی اثرهای علّی مداخلات، سیاست‌ها یا شوک‌ها در مطالعات موردی تطبیقی است. این روش، با ایجاد یک واحد کنترل مصنوعی از ترکیب وزنی واحدهای غیرمداخله‌شده، امکان بازسازی مسیر پیامدهای واحد مداخله‌شده در فرانامه بدون مداخله را فراهم می‌کند. در ادامه مقالات مرتبط با این بخش مرور می‌شود.

نوآوری پژوهش حاضر در این بخش از مرور ادبیات، در ارائه چهارچوبی یکپارچه است که روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته را با رویکرد کنترل ترکیبی توزیعی ترکیب می‌کند. این چهارچوب با گروه‌بندی واحدهای همگن بر اساس ویژگی‌های ساختاری و زمانی و اجرای موازی روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته برای همه گروه‌ها، دقت تخمین اثرهای علّی را در داده‌های پیچیده و ناهمگن بهبود می‌بخشد.

آبادی[4] (۲۰۲۱) اصول، مزایا و محدودیت‌های این روش را به‌طور جامع بررسی کرده و نشان داده است که این روش ابتدا برای مطالعه اثرهای مداخلات کلان بر واحدهای بزرگ (مانند کشورها و مناطق) پیشنهاد شد و سپس به تنظیماتی با تعداد زیاد واحدها گسترش یافت. وی همچنین بر نیازهای داده‌ای، ملاحظات عملی و روش‌های ارزیابی اعتبار نتایج پرداخته است. دراین‌راستا، چونگ و

1. Mccalman
2. Dutton
3. Synthetic control
4. Abadie

سربوت[1] (۲۰۲۰) از این روش برای بررسی تأثیر توافقات تجاری منطقه‌ای با ایالات متحده بر اعتماد سرمایه‌گذاری استفاده کرده‌اند. آن‌ها با ساخت یک گروه کنترل ترکیبی از کشورهایی که چنین توافقاتی نداشته‌اند، توانستند اثرهای خالص این مداخلات را ارزیابی کنند.

ژو[2] (۲۰۱۷) روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته به‌عنوان یک چهارچوب نوین برای تحلیل علیت در داده‌های سری زمانی با ساختار متقاطع[3] معرفی شده است که محدودیت‌های روش‌های رایج مانند روش تفاضل در تفاضل را برطرف می‌کند و امکان تخمین اثرها برای چندین واحد آزمایشی با دوره‌های زمانی متفاوت را فراهم می‌کند. ونگ[4] (۲۰۲۴) تحولی مهم در روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته ارائه کرده است. در این روش، بارهای عاملی (که نشان‌دهنده تأثیر عوامل غیرقابل مشاهده در داده بر واحدها هستند) با استفاده از متغیرهای توضیحی و به‌صورت زمان‌مند ابزارسازی شده‌اند.

چن و فنگ[5] (۲۰۲۳) به تحلیل اثرهای علّی در داده‌های مشاهده‌ای با ناهمگنی گروهی پرداخته‌اند. این مطالعه با گسترش مدل تفاضل در تفاضل آتی و ایمنز[6] (۲۰۰۶) و روش کنترل مصنوعی توزیعی گونسیلیوس[7] (۲۰۲۳)، دو رویکرد تفاضل در تفاضل ناهمگن گروهی و کنترل‌های ترکیبی توزیعی را معرفی می‌کند. روش کنترل ترکیبی توزیعی با بهره‌گیری از داده‌های دوره‌های زمانی مختلف، گروه کنترلی مصنوعی را برای بازسازی دقیق توزیع نتایج پیش از مداخله ایجاد می‌کند و امکان بررسی ناهمگنی‌های گروهی و زمانی را فراهم می‌سازد.

روش‌شناسی پژوهش

در این بخش، راهبرد شناسایی تأثیر نظام ارز چندنرخی بر الگو و ترکیب واردات از منظر شکاف بین نرخ ارز دولتی و بازار به‌طور تجربی ارزیابی می‌شوند. در ابتدا اثرهای سیاست‌های ارزی با استفاده از رابطه رگرسیونی دارای اثرهای ثابت زمانی و کالایی تحلیل می‌شود. سپس، با بهره‌گیری از روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته موازی، اثرهای ناهمگن سیاست تخصیص ارز ترجیحی بر میزان و ترکیب واردات شناسایی می‌شود. درنهایت، مدل رگرسیونی با اثرهای ثابت برای گروه‌های کالایی واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای اجرا شده است.

1. Chong and Srebot
2. Xu
3. Time Series Cross-Sectional (TSCS)
4. Wang
5. Chen and Feng
6. Athey and Imbens
7. Gunsilius

رگرسیون با اثرهای ثابت

برای بررسی اثر تخصیص ارز دولتی بر ارزش حقیقی واردات، از مدل رگرسیون خطی با اثرهای ثابت استفاده شده است. این مدل امکان کنترل ناهمگونی‌های خاص کالاها و دوره‌های زمانی را فراهم می‌کند. مدل پیشنهادی در این مطالعه، که در ادامه با عنوان «رابطه ۱» معرفی می‌شود، به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$import_{i,t} = \alpha + \gamma_i + \theta_t + \delta_T I\left((i,t) \in Tarjihi_{i,t}\right) + \delta_N I\left((i,t) \in Nima_{i,t}\right) + \delta_{Nt} I\left((i,t) \in Nima_{t_{i,t}}\right) + \beta gap_{i,t} + \beta_T gap_{i,t} * I\left((i,t) \in Tarjihi_{i,t}\right) + \beta_N gap_{i,t} * I\left((i,t) \in nima_{i,t}\right) + \beta_{Nt} gap_{i,t} * I\left((i,t) \in Nima_{t_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

$import_{i,t}$ ارزش حقیقی واردات دلاری کالای i در زمان t است. برای محاسبه ارزش حقیقی ارزش اسمی دلاری واردات بر شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا بر اساس سال پایه ۲۰۲۱ تعدیل شده است. γ_i اثر ثابت کالا و θ_t اثر ثابت زمان است. متغیر $gap_{i,t}$ نشان‌دهنده شکاف ارز دولتی و بازار برای کالای i در زمان t است.

$$gap_{i,t} = \frac{exchang\ rate_m - exchang\ rate_s}{exchang\ rate_m} \quad (۲)$$

عبارات $exchang\ rate_m$ و $exchang\ rate_s$ به ترتیب بیانگر نرخ ارز بازار و نرخ ارز دولتی (ترجیحی، نیما و نیما تالار دوم) است. $Tarjihi_{i,t}$ متغیر مجازی[1] کالاهای مشمول ارز ترجیحی است که اگر کالای i در ماه t مشمول ارز ترجیحی باشد، این متغیر برابر یک می‌شود. $Nima_{i,t}$ متغیر مجازی کالاهای مشمول ارز نیمایی است و $Nima_t_{i,t}$ متغیر مجازی کالاهای مشمول ارز نیما تالار دوم (نیما توافقی) که نرخ آن از ارز نیما بالاتر است.

β اثر شکاف نرخ ارز بر ارزش حقیقی واردات را برای گروه پایه نشان می‌دهد. گروه پایه شامل کالاهایی است که با ارز اشخاص معامله می‌شوند و تحت سیاست‌های ارز دولتی قرار ندارند. $\beta + \beta_T$ نشان‌دهنده اثر شکاف ارزی بین ارز دولتی و بازار بر کالاهای مشمول ارز ترجیحی است. در نتیجه، اثر شکاف ارزی بر کالاهای مشمول ارز ترجیحی را می‌توان به‌صورت مجموع اثر پایه (گروه مرجع ارز اشخاص) و β_T اثر افزوده ناشی از سیاست ارز ترجیحی تفسیر کرد. $\beta + \beta_N$ معرف اثر شکاف ارزی بین ارز دولتی و بازار بر کالاهای مشمول ارز نیمایی است. $\beta + \beta_{Nt}$ بیانگر اثر شکاف ارزی بر کالاهای مشمول ارز نیما تالار دوم است. بااین‌حال، ازآنجاکه نرخ رسمی تالار دوم به‌صورت مستقل منتشر نمی‌شود، در این پژوهش از میانگین نرخ‌های نیما و سنا به‌عنوان

1. Dummy

تقریب استفاده شده است. درنتیجه، دقت و قابلیت اطمینان نتایج مربوط به این ضریب کم‌تر است.

لازم به ذکر است که داده‌های خام ارزش دلاری واردات $(import_{i,t})$ و شکاف ارزی $(gap_{i,t})$ به‌صورت مستقیم در مدل رگرسیون خطی با اثرهای ثابت (رابطه ۱) استفاده نشده‌اند. در این پژوهش، ابتدا بر روی متغیرهای اصلی (ارزش دلاری واردات و شکاف ارزی) تبدیل اعمال شده است تا ضرایب مدل به‌صورت کشش[1] قابل تفسیر باشند. برای این منظور، از تبدیل سینوس هایپربولیک وارون[2] استفاده شده است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\operatorname{arcsinh}(x) = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1})$$

این تبدیل، برخلاف لگاریتم طبیعی، در مقادیر صفر هم معتبر است؛ زیرا واردات بسیاری از کالاها در برخی ماه‌ها صفر بوده و شکاف ارزی برای کالاهای ارز اشخاص نیز صفر است، لگاریتم این داده‌ها را حذف می‌کند. درعوض، سینوس هایپربولیک وارون با نگه‌داری مشاهدات، از تورش حذف جلوگیری می‌کند. برای اولین‌بار، بودریج و همکاران[3] (۱۹۸۸) این روش را به‌منظور کنترل مقادیر صفر در پژوهش‌های اقتصادی به‌کار بردند. همچنین، بِلمر و ویچمن[4] (۲۰۲۰) نیز نشان دادند این روش دقت تخمین کشش‌ها را در رگرسیون‌های غیرخطی بهبود می‌بخشد.

کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته موازی

در پژوهش حاضر، برای بررسی تأثیر سیاست تخصیص ارز ترجیحی بر الگوی واردات، کالاهای مشمول ارز ترجیحی به‌عنوان گروه آزمایش و کالاهای مشمول ارز نیما و اشخاص به‌عنوان گروه کنترل در نظر گرفته شده‌اند. ازآنجاکه کالاهای مشمول ارز ترجیحی به‌صورت تصادفی انتخاب نشده‌اند و عمدتاً شامل کالاهای اساسی هستند، فرض روندهای موازی میان این دو گروه برقرار نیست؛ بنابراین، استفاده از روش کنترل ترکیبی گزینه‌ای مناسب‌تر برای برآورد اثر این سیاست به‌شمار می‌رود.

با توجه به تغییرات متعدد در وضعیت کالاهای مشمول ارز ترجیحی طی دوره ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ و حذف تدریجی بسیاری از این کالاها از فهرست کالاهای مشمول، استفاده از روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته ضروری به نظر می‌رسد. این روش با قابلیت مدل‌سازی گروه‌های آزمایش پویا و غیرثابت در طول زمان، ابزار مناسبی برای تحلیل اثرهای این سیاست پیچیده و متغیر فراهم می‌کند. برای

1. Elasticity
2. Inverse Hyperbolic Sine (IHS)
3. Burbidge, Magee, Robb
4. Bellemare and Wichman

ارزیابی دقیق اثر سیاست تخصیص ارز ترجیحی، از این روش به‌صورت موازی استفاده شده است.

در ابتدا، کالاها بر اساس رقم اول کد تعرفه گمرکی (HS)، به ده گروه کالایی تقسیم شدند. در هر گروه، کالاهایی که در هر ماه مشمول ارز ترجیحی بوده‌اند به‌عنوان واحدهای آزمایش در نظر گرفته شدند. سپس، روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته به‌صورت جداگانه برای هر گروه اجرا شد تا اثرهای سیاست ارز ترجیحی به‌صورت تفکیک‌شده در سطح هر گروه برآورد شود. درنهایت، نتایج تحلیل هر گروه با استفاده از میانگین وزنی تجمیع شد، به‌طوری‌که وزن هر گروه نشان‌دهنده سهم آن از کل واردات در بازه زمانی مورد مطالعه بود.

مدل مورد استفاده این پژوهش به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$import_{i,t} = \delta_{i,t} tarjihi_\text{exchange rate}_{i,t} + \beta gap_{i,t} + \gamma_i + \theta_t + F_t\lambda_i + \epsilon_{i,t} \quad (۳)$$

$import_{i,t}$ ارزش حقیقی واردات دلاری بر اساس کالای i در زمان t است. $gap_{i,t}$ شکاف ارزی دولتی و بازار بر اساس کالای i در زمان t است. هر دو متغیر با اعمال تبدیل هایپربولیک وارون محاسبه شده‌اند. $tarjihi_\text{exchange rate}_{i,t}$ بیانگر متغیر مجازی کالاهای مشمول ارز ترجیحی است که برای کالاهای مشمول این متغیر برابر یک است. δ_{it} تأثیر سیاست بر گروه آزمایش است که بر اساس کالا i و زمان t است. درواقع، ازآنجاکه گروه آزمایش (کالاهای مشمول ارز ترجیحی) در طول زمان تغییر می‌کند، مدل بر اساس کالاهای مشمول ارز ترجیحی در هر ماه تخمین می‌زند. γ_i اثر ثابت کالا و θ_t اثر ثابت زمان است. $f_t\lambda_i$ اثر تعاملی زمان و کالا است.

شناسایی اثر ناهمگون سیاست ارز چند نرخی بر کالاهای مصرفی واسطه‌ای و سرمایه‌ای: مدل اثرهای ثابت

شکاف ارزی، که ناشی از سیاست‌های کنترلی ارزی و تخصیص یارانه‌های ارزی است، می‌تواند اثرهای متفاوتی بر گروه‌های کالایی، ازجمله کالاهای مصرفی واسطه‌ای و سرمایه‌ای، بگذارد که در این بخش بررسی می‌شود:

$$\text{import}_{i,t} = \alpha + \gamma_i + \theta_t + \delta_C \text{Capital}_i + \delta_I \text{Intermediate}_i + \delta_O \text{Othergoods}_i + \beta \text{gap}_{i,t} + \beta_C \text{Capital}_i * \text{gap}_{i,t} + \beta_I \text{Intermediate}_i * \text{gap}_{i,t} + \beta_O \text{Othergoods}_i * \text{gap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

$import_{i,t}$ ارزش حقیقی واردات دلاری بر اساس کالای i در زمان t است. $gap_{i,t}$ شکاف ارزی دولتی و بازار بر اساس کالای i در زمان t است. هر دو متغیر با اعمال تبدیل هایپربولیک وارون محاسبه شده‌اند.

برای نشان دادن انواع کالاها، از متغیرهای مجازی استفاده شده است؛ به‌گونه‌ای‌که $Capital_i$ معرف کالاهای سرمایه‌ای، $Intermediate_i$ بیانگر کالاهای واسطه‌ای و $Othergoods_i$ نمایانگر سایر کالاها است.

β اثر شکاف نرخ ارز بر ارزش حقیقی واردات را برای گروه پایه نشان می‌دهد. گروه پایه شامل کالاهای مصرفی است. $\beta + \beta_C$ تأثیر شکاف ارزی بر کالاهای سرمایه‌ای را نشان می‌دهد. $\beta + \beta_I$ تأثیر شکاف ارزی بر کالاهای واسطه‌ای را نشان می‌دهد. $\beta + \beta_O$ تأثیر شکاف ارزی بر سایرکالاها را نشان می‌دهد.

تجزیه وتحلیل یافته‌ها

این بخش به ارائه داده‌ها و یافته‌های پژوهش می‌پردازد. به‌طورکلی، سه دسته داده شامل داده‌های گمرکی، داده‌های سری زمانی نرخ ارز و داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است و یافته‌های پژوهش نیز براساس دو روش رگرسیون با اثرهای ثابت و کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته تحلیل شدند.

داده‌ها

مهم‌ترین داده مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های گمرک جمهوری اسلامی ایران است. این داده‌ها شامل اطلاعات صادرات و واردات کشور بر اساس کدهای هشت رقمی (HS8) در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ بوده و جزئیات مربوط به وزن، ارزش دلاری و ریالی کالاها را به‌صورت ماهانه دربرمی‌گیرند. برای حقیقی‌سازی متغیرهای ارزش دلاری و ریالی واردات شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] ماهانه از اداره آمار کار ایالات متحده[2] و مرکز آمار ایران بر اساس سال پایه ۲۰۲۱ و ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده است.

علاوه‌برآن، داده‌های سری زمانی نرخ ارز شامل نرخ ارز ترجیحی از بانک مرکزی و نرخ‌های نیما و بازار از شبکه اطلاع‌رسانی طلا و ارز[3] است؛ ارز بازار از سال ۱۳۹۰ و ارز نیما از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ پوشش داده شده‌اند. داده‌های نرخ سنا نیز در بازه ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ از بانک مرکزی در دسترس بوده است. ازآنجاکه نرخ ارز نیما در تالار دوم (توافقی) طی دوره مورد بررسی به‌طور رسمی گزارش نشده بود، برای تعیین آن از میانگین نرخ‌های نیما و سنا استفاده شد.

جدول (۱) خلاصه آماری واردات کالاها بر اساس نوع ارز تخصیص‌یافته، شامل ارز ترجیحی، ارز نیما و ارز نیما تالار دوم، در بازه زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ را ارائه می‌دهد. این جدول شامل تعداد کدها

1. Consumer Price Index (CPI)
2. Bureau of Labor Statistics
3. https://www.tgju.org/profile/price_dollar_rl/history

تعرفه‌های گمرکی، ارزش دلاری (میلیارد دلار) وزن (میلیون تن) و ارزش ریالی[1] (همت) است که به‌صورت سالانه برای هر گروه ارزی گزارش شده‌اند.

در ادامه، به منظور تحلیل سیاست تخصیص ارز دولتی و تأثیر آن بر گروه‌های کالایی، کدهای تعرفه گمرکی بر اساس سیستم هماهنگ‌شده (HS) به طبقه‌بندی اقتصادی گسترده[2] (BEC) تبدیل شدند. این تبدیل با استفاده از جداول تطابق میان کدهای HS و BEC نسخه پنجم، منتشر شده توسط سازمان ملل متحد انجام شد که کالاها را از منظر کاربرد نهایی به سه دسته کلی کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرف نهایی تقسیم می‌کند.

جدول (۱): واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی، نیما و نیما تالار دوم

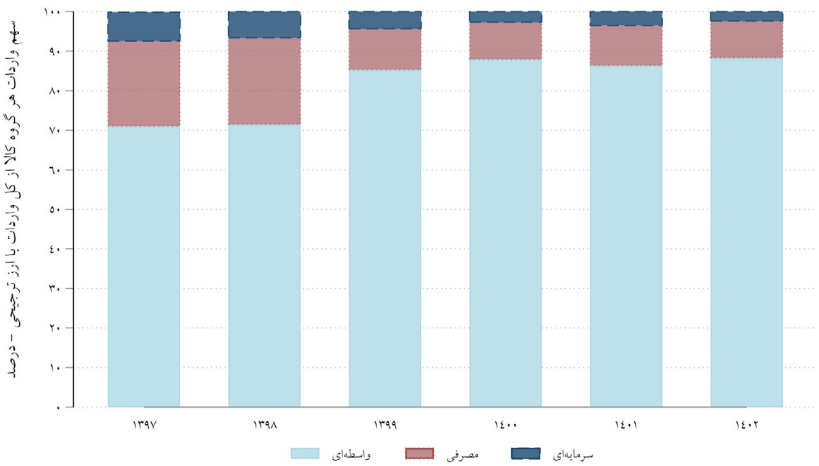
انواع ارز/ سال		۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۲
تعداد کدهای تعرفه	ترجیحی	۱۸۸۹	۸۴۱	۷۹۹	۶۵۶	۶۶۱	۷۰۳
	نیما	۴۳۳۳	۳۷۷۸	۴۲۴۰	۱۵۱	۸۰۵	۱۵۶
	نیما تالار دوم	-	-	۴۸۳۱	۴۸۳۱	۴۸۳۲	۴۸۲۸
ارزش دلاری واردات (میلیارد دلار)	ترجیحی	۳۶/۱	۱۷/۲	۱۱/۴	۱۵/۴	۴/۵	۱۴/۱
	نیما	۳۱/۷	۲۴/۳	۱۱/۱	۳/۲	۱۲/۵	۲/۹
	نیما تالار دوم	-	-	۱۶/۵	۳/۶	۳/۳	۳۳
وزن واردات (میلیون تن)	ترجیحی	۳۵/۹	۲۴/۸	۱۹/۶	۲/۴	۴/۶	۲/۲
	نیما	۱۰	۹/۳	۵/۸	۲/۳	۱۴/۶	۱/۶
	نیما تالار دوم	-	-	۵/۸	۱/۳	۱۱	۱۱/۸
ارزش ریالی واردات (همت)	ترجیحی	۳۸/۴	۱۳/۱	۶۳/۶	۶۴/۸	۵۱/۳	۲۲/۸
	نیما	۳۱/۷	۱۸/۱	۶۷/۰	۱۳/۳	۲۲/۴	۴۴
	نیما تالار دوم	-	-	۸۴/۲	۱۲۸	۴۸/۷	۵۱۱/۷

منبع: داده‌های گمرک ایران و یافته‌های پژوهش مبنی بر زمان بندی ارز ترجیحی و کالاهای مشمول

۱. طبق داده‌های گمرک ایران، در سال ۱۴۰۰نرخ تسعیر ارز برای تمام کالاها ۴۲۰۰ تومان بوده است. در سال ۱۴۰۱، با حذف ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی، این نرخ برای بسیاری از کالاها به ۲۳,۰۰۰ تومان رسید. ازآنجاکه ارزش دلاری واردات تغییر چشمگیری نداشته، افزایش چند برابری ارزش ریالی واردات در سال ۱۴۰۱ نسبت به سال ۱۴۰۰ به دلیل این تغییر نرخ تسعیر ارز رخ داده است.

2. Broad economic categories

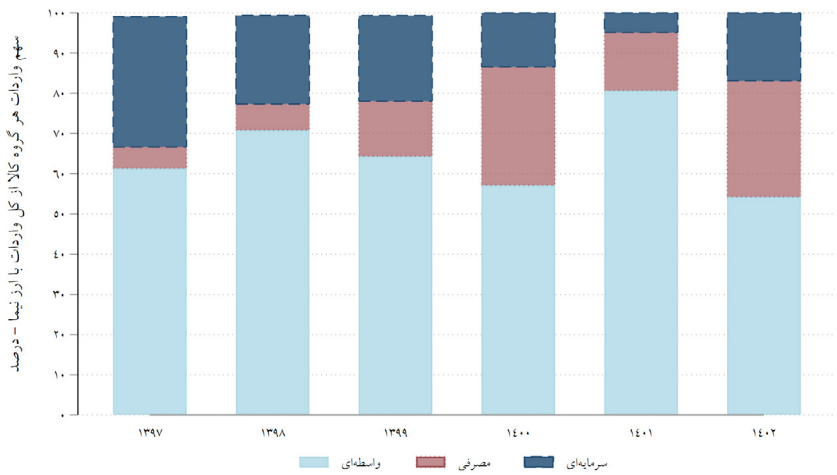
نمودار (۴) سهم هر یک از گروه‌های کالایی واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی در واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی را نشان می‌دهد. در میان این گروه‌های کالایی، کالاهای واسطه‌ای بالاترین سهم را در واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی داشتند. این سهم، هرچند در برخی مقاطع زمانی از ثبات نسبی برخوردار بوده است؛ اما در کل دوره مورد بررسی روندی صعودی دارد. کالاهای مصرفی در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ حدود ۲۰ درصد از کل واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی را تشکیل می‌دادند؛ اما این سهم در سال‌های بعد به کم‌تر از ۱۰ درصد کاهش یافت. همچنین، سهم کالاهای سرمایه‌ای نیز در طی این دوره کاهش یافته است.



نمودار (۴): سهم گروه کالایی واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی از واردات ارز ترجیحی

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس داده‌های گمرک ایران و داده‌های گروه کالایی سازمان ملل

در نمودار (۵) سهم گروه‌های کالایی از واردات کالاهای مشمول ارز نیما در بازه زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ نمایش داده شده است که نشان می‌دهد سهم کالاهای مصرفی در این دوره روند افزایشی داشته است. در مقابل، سهم کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای در طول زمان کاهش یافته است.



نمودار (۵): سهم گروه کالایی واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی از واردات ارز نیمایی

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس داده‌های گمرک ایران و داده‌های گروه کالایی سازمان ملل

یافته‌ها

درنهایت با بهره‌گیری داده‌های معرفی شده و روش پژوهش ذکر شده نتایج این مطالعه تحلیل می‌شود. ابتدا، یافته‌های حاصل از مدل رگرسیون با اثرهای ثابت بررسی خواهد شد.

جدول (۲) نتایج رابطه (۱) را نشان می‌دهد که تأثیر نرخ‌های ارز (ترجیحی، نیما، نیما تالار دوم) و شکاف ارزی بر واردات را بررسی می‌کند. ستون (۱) اثرهای ثابت زمانی (ماهانه) و ستون (۲) اثرهای ثابت زمانی و کالایی را شامل می‌شود. متغیرهای مستقل شامل نرخ ارز ترجیحی، نیما، نیما تالار دوم (با داده‌های تقریبی از میانگین نرخ‌های نیما و سنا)، شکاف ارزی (اختلاف نسبی نرخ بازار آزاد با نرخ‌های دولتی) و متغیرهای تعاملی (شکاف ارزی × نرخ ارز) هستند. متغیر وابسته ارزش حقیقی دلاری واردات است.

هدف از وارد کردن ضرایب تعاملی بین شکاف ارزی و متغیرهای مجازی انواع ارز، برآورد و مقایسه کشش واردات کالاهای مشمول هر یک از این ارزها نسبت به شکاف ارزی است.

ضریب حاصل‌ضرب ارز ترجیحی و شکاف ارزی در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار است و اثر کل (جمع ضریب شکاف ارزی و ضریب تعاملی ارز ترجیحی) نیز برای کالاهای مشمول ارز ترجیحی مثبت است. به‌طور مشخص کشش واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی در این بازه به طور میانگین برابر با ۰/۳۶[۱] در

۱. برابر با جمع ۰/۰۹- و ۰/۴۵ است.

مدل با اثرهای ثابت زمان و کالا تخمین زده می‌شود. این نشان می‌دهد که با یک درصد افزایش شکاف ارزی واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی به میزان ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد. به‌طور مشابه، ضریب حاصل‌ضرب ارز نیما و شکاف ارزی نیز در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار است و اثر کل برای کالاهای مشمول ارز نیما مثبت است که بیانگر افزایش واردات این کالاها با افزایش شکاف ارزی است.

ضریب حاصل‌ضرب ارز نیما تالار دوم و شکاف ارزی در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار است؛ اما اثر کل (جمع ضریب شکاف ارزی و ضریب تعاملی ارز نیما تالار دوم) در ستون دوم منفی می‌شود. این نتیجه به‌دلیل استفاده از داده‌های تقریبی (میانگین نرخ‌های نیما و سنا برای نرخ نیما تالار دوم) غیرقابل‌اتکا است و نمی‌توان با اطمینان گفت که افزایش شکاف ارزی بر واردات کالاهای مشمول این نرخ تأثیر مشخصی دارد.

درنتیجه، با افزایش نرخ ارز بازار آزاد و متعاقباً افزایش شکاف ارزی واردات کالاهای مشمول ارز دولتی (ارز ترجیحی و نیما) افزایش می‌یابد؛ اما کشش واردات نسبت به شکاف ارزی برای کالاهای مشمول ارز ترجیحی چهار برابر کالاهای مشمول ارز نیما است.

جدول (۲): نتایج رگرسیون با اثرهای ثابت

	(۱)	(۲)
واردات		
مشمولیت ارز ترجیحی	۵/۲***	۱/۳۳***
	(۰/۲۷)	(۰/۱۹)
مشمولیت ارز نیما	۴/۷۴***	۱/۸۱***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
مشمولیت ارز نیما (تالار دوم)	۵/۶۸***	۲/۴۴***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
شکاف ارزی	۰/۰۱**	−۰/۰۹***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز ترجیحی)	۰/۱*	۰/۴۵***
	(۰/۰۵)	(۰/۰۴)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما)	۰/۱۶***	۰/۱۸***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما (تالار دوم))	۰/۲۲***	۰/۰۴***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)

ادامه جدول (۲): نتایج رگرسیون با اثرهای ثابت

	(۱)	(۲)
ثابت	۵***	۵/۰۳***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
اثر ثابت زمان	✓	✓
اثر ثابت کالا	×	✓
تعداد مشاهدات	۱,۳۵۴,۴۴۲	۱,۳۵۴,۴۴۲
شاخص	۰/۰۹	۰/۵۷

خطای معیار داخل پرانتز نوشته شده است. *سطح ۰/۱، ** سطح ۰/۰۵،*** سطح ۰/۰۱

توضیح: ستون‌های ۱ و ۲ نتایج رابطه (۱) رگرسیون با اثرهای ثابت در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ را نشان می‌دهند. در این تحلیل، متغیر وابسته میزان ارزش حقیقی واردات دلاری نسبت به سال پایه ۲۰۲۱ است. ستون (۱) اثر ثابت زمان و در ستون (۲) علاوه بر اثرثابت زمان، اثر ثابت کالا هم قرار داده شد.

کشش بیش‌تر واردات در کالاهای مشمول ارز ترجیحی نسبت به کالاهای مشمول ارز نیما، احتمالاً به دو دلیل کلیدی بازمی‌گردد. نخست، ارز ترجیحی به‌صورت یارانه‌ای و با نرخی بسیار پایین‌تر از بازار آزاد ارائه می‌شود که هزینه‌های وارداتی را به‌طور قابل‌توجهی کاهش می‌دهد. با توجه به فاصله زیاد بین نرخ ارز بازار و نرخ ارز ترجیحی یک درصد افزایش شکاف در نرخ ارز ترجیحی به معنای تفاوت بیش‌تری نسبت به نرخ ارز نیمایی است. دوم، کالاهای مشمول ارز ترجیحی معمولاً شامل اقلام اساسی مانند مواد غذایی، دارو یا نهاده‌های تولید هستند که از تقاضای پایدار برخوردارند. این تقاضای بالا، همراه با کاهش هزینه نسبی این کالاها در مقایسه با کالاهای واردشده با نرخ‌های بازارمحور، انگیزه واردکنندگان را برای افزایش واردات این کالاها به‌ویژه در شرایط افزایش شکاف ارزی تقویت می‌کند.

تفاوت معنادار در مقادیر R^2 میان دو برآورد حاکی از آن است که کنترل ناهمگنی‌های ثابت در سطح کالا سهم مهمی در توضیح تغییرات واردات دارد. همین امر دلیل پایین بودن شاخص R^2 در مدل بدون اثرهای ثابت کالا است.

جدول (۳) نتایج برآورد مدل کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته رابطه ۳ را بر اساس گروه‌بندی کالاها با استفاده از رقم اول کد HS نشان می‌دهد که شامل ده گروه کالایی است. این جدول تأثیر سیاست ارز ترجیحی و شکاف ارزی بر واردات را در سه مدل بررسی می‌کند: ستون (۱) با اثر ثابت کالایی، ستون (۲) با اثر ثابت زمانی (ماهانه) و ستون (۳) با هر دو اثر ثابت زمانی و کالایی. هر ستون شامل دو زیرستون است: یکی برای ضریب ارز ترجیحی (که نشان‌دهنده تغییر در واردات کالاهای مشمول این

سیاست است) و دیگری برای ضریب شکاف ارزی (اختلاف بین نرخ ارز بازار آزاد و نرخ‌های دولتی).

وزن هر گروه کالایی نشان‌دهنده سهم آن گروه از واردات حقیقی در کل بازه سیزده ساله ۱۳۹۰-۱۴۰۲ است.

علی‌رغم آنکه در بخش قبل نتایج رگرسیون با اثرات ثابت، حاکی از افزایش واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی بود، در این بخش و با استفاده از مدل کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته برای ده گروه کالایی، مشاهده می‌شود که این سیاست در بسیاری از گروه‌ها اثر معناداری ندارد. بر اساس نتایج ستون (۳)، زمانی که هر دو اثر ثابت زمانی و کالایی در نظر گرفته می‌شود، افزایش شکاف ارزی تنها در محصولات کشاورزی به روشد مثبت و معنادار واردات منجر می‌شود؛ درحالی‌که در سایر گروه‌ها این اثر غیرمعنادار است. بااین‌حال، واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی در برخی گروه‌ها مانند ماشین‌آلات، مواد غذایی فرآوری‌شده و مواد معدنی به‌طور مثبت و معنادار تحت تأثیر قرار گرفته است.

جدول (۳): نتایج کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته

	واردات	(۱)		(۲)		(۳)	
گروه	شرح گروه	وزن هر گروه	ارز ترجیحی	شکاف ارزی	ارز ترجیحی	شکاف ارزی	ارز ترجیحی	شکاف ارزی
۰	محصولات کشاورزی	۲/۲	۱/۷۹	۰/۱۳**	۰/۶۱	۰/۱۵*	۰/۱۲	۰/۱۴**
۱	محصولات کشاورزی و دانه‌ها	۲/۶	۲/۲۷**	۰/۰۳	۲/۱۸	-۰/۰۳	۰/۴۳	-۰/۰۴
۲	مواد غذایی فرآوری‌شده و مواد معدنی	۱۲/۸	۴/۰۵***	۰/۰۱	۰/۱۹	۰/۰۰	۱/۲۲**	-۰/۰۲
۳	محصولات شیمیایی و دارویی	۱۴/۶	۲/۹۶***	-۰/۰۴	-۱/۲۷**	۰/۰۱	۰/۹۰	-۰/۰۵
۴	چرم و کاغذ	۶/۵	۳/۷۹*	۰/۱	۱/۱۵	-۰/۰۳	۱/۰۶	-۰/۰۳
۵	منسوجات و پوشاک	۴/۵	-۰/۴۹	-۰/۰۲	۰/۴۷	۰/۰۳	-۱/۹۴**	-۱/۰۷
۶	کفش و فلزات گرانبها	۳/۳	۰/۷۷	-۰/۰۳	۰/۵۹	۰/۰۷	-۰/۰۲	-۰/۰۱
۷	محصولات فلزی	۱۰/۶	۱/۶۱	-۰/۰۳	-۱/۰۶	۰/۰۴	-۰/۸۱	۰/۰۱
۸	ماشین‌آلات و قطعات	۰/۳۳	-۰/۳۸	۰/۰۳	-۲/۸۳***	۰/۰۳	۳/۰۰***	-۰/۰۳
۹	تجهیزات پزشکی	۹/۶	۰/۲۹	۰/۰۶	-۰/۶۲	۰/۰۳	۰/۳۳	-۰/۰۳
	میانگین وزنی گروه‌های معنادار		۳/۴۴	۰/۱۳	-۲/۳۳	۰/۱۵	۲/۱۰	۱۴/۰
	اثرثابت زمان		×	×	✓	✓	✓	✓
	اثر ثابت کالا		✓	✓	×	×	✓	✓

خطای معیار در داخل پرانتز نوشته شده است. *سطح ۰/۱، ** سطح ۰/۰۵،*** سطح ۰/۰۱

توضیح: ستون‌های ۳-۱ نشان دهنده نتایج رابطه (۳) است. در این مدل، متغیر وابسته میزان ارزش حقیقی واردات دلاری نسبت به سال پایه ۲۰۲۱ بوده است. مداخله در اردیبهشت ۱۳۹۷ رخ داده است. ستون (۱) اثر ثابت کالا و اثرات تعاملی کالا و زمان، ستون (۲) اثر ثابت زمان و اثرهای تعاملی کالا و زمان و ستون (۳) اثر ثابت زمان و کالا و اثرات تعاملی کالا و زمان را شامل می‌شود. وزن هر گروه نشان‌دهنده سهم آن گروه از واردات حقیقی در کل بازه است.

جدول (۴) نتایج برآورد مدل رگرسیون رابطه (۴) را ارائه می‌دهد که اثر سیاست ارز ترجیحی و شکاف ارزی بر ارزش دلاری واردات را بر مبنای گروه پایه کالاهای مصرفی برای سه گروه کالایی (واسطه‌ای، سرمایه‌ای و سایر کالاها) تحلیل می‌کند. مدل ستون (۱) تنها اثر ثابت زمانی (ماهانه) را کنترل می‌کند، درحالی‌که مدل ستون (۲) هر دو اثر ثابت زمانی و کالایی را لحاظ می‌کند. متغیرهای مستقل شامل ضرایب گروه‌های کالایی، شکاف ارزی و متغیرهای تعاملی (شکاف ارزی × هر گروه کالایی) هستند و متغیر وابسته ارزش دلاری واردات است.

ضرایب متغیرهای تعاملی هر گروه کالایی بیانگر کشش آن گروه نسبت به کالاهای مصرفی است و هدف از وارد کردن آن‌ها در مدل، مقایسه کشش میان گروه‌های مختلف کالایی است.

تفاوت معنادار در مقادیر R^2 میان دو برآورد حاکی از آن است که کنترل ناهمگنی‌های ثابت در سطح کالا سهم مهمی در توضیح تغییرات واردات دارد.

در ستون (۲)، با در نظر گرفتن اثرهای ثابت زمانی (ماهانه) و کالایی، ناهمگونی‌های خاص هر کالا توسط اثر ثابت کالایی کنترل شده است. ازاین‌رو، متغیرهای مجازی گروه‌های کالایی واسطه‌ای، سرمایه‌ای و سایر کالاها به‌عنوان متغیر مستقل وارد مدل نشده‌اند. نتایج نشان می‌دهد شکاف ارزی در تمام گروه‌های کالایی اثری مثبت دارد و ضرایب آن در مقایسه با گروه پایه (کالاهای مصرفی) بزرگ‌تر است. دراین‌میان، کالاهای واسطه‌ای بیش‌ترین کشش واردات را نسبت به تغییرات شکاف ارزی نشان می‌دهند و پس از آن کالاهای سرمایه‌ای قرار می‌گیرند.

جدول (۴): نتایج رگرسیون گروه‌های کالایی با اثرهای ثابت

	(۱)	(۲)
واردات		
کالاهای واسطه‌ای	۱/۸۸***	
	(۰/۰۱)	
کالاهای سرمایه‌ای	۲/۴۴***	
	(۰/۰۲)	
سایر کالاها	-۰/۷۸***	
	(۰/۰۶)	
شکاف ارزی	۰/۸۶***	۰/۲۷***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)

ادامه جدول (۴): نتایج رگرسیون گروه‌های کالایی با اثرهای ثابت

	(۱)	(۲)
(شکاف ارزی ×کالاهای سرمایه‌ای)	-۰/۳۸***	۰/۲۵*
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی ×کالاهای واسطه‌ای)	-۰/۳***	۰/۶۶***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی ×سایر کالاها)	۱/۵***	۰/۰۰
	(۰/۱)	(۰/۱)
ثابت	۳/۲۵***	۴/۹۱***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۵)
اثر ثابت زمان	✓	✓
اثر ثابت کالا	×	✓
تعداد مشاهدات	۴۴۲,۳۵۴,۱	۴۴۲,۳۵۴,۱
شاخص	۰/۰۴	۰/۵۶

خطای معیار در داخل پرانتز نوشته شده است. *سطح ۰/۱، ** سطح ۰/۰۵،*** سطح ۰/۰۱

توضیح: ستون‌های (۱) و (۲) نتایج رابطه (۴) رگرسیون گروه‌های کالایی با اثرهای ثابت در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ را نشان می‌دهند. در این مدل، متغیر وابسته میزان ارزش حقیقی واردات دلاری نسبت به سال پایه ۲۰۲۱ است. با ضرب شکاف ارزی در متغیر مجازی هر گروه کالایی، تأثیر شکاف ارزی بر گروه‌های مختلف (کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و سایر کالاها) سنجیده شده است. دراین راستا، کالاهای مصرفی به‌عنوان گروه پایه در نظر گرفته شده است. در ستون (۱) تنها اثرهای ثابت ماه و متغیر دامی گروه‌های کالایی لحاظ شده، در ستون (۲) علاوه بر اثرهای ثابت ماه، اثرات ثابت کالا نیز مدنظر قرار گرفته است.

پایداری نتایج

برای سنجش استحکام و پایداری نتایج، تحلیل‌های تکمیلی در شرایط مختلف انجام شد. یافته‌ها نشان می‌دهند که الگوی ضرایب در همه رابطه‌ها پایدار باقی مانده و هیچ تغییر معنی‌داری در برآوردها مشاهده نشده است. به‌منظور اطمینان از اعتبار تخمین‌ها، رگرسیون اصلی با وقفه یک ماهه، دو ماهه و سه ماهه اجرا شد. علاوه‌براین، در رگرسیون اصلی به‌جای میانگین نرخ‌های نیما و سنا، نرخ سنا به‌عنوان نماینده نرخ نیما تالار دوم به‌کار گرفته شد. همچنین، روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته بر اساس گروه‌های کالایی تعریف‌شده با دو رقم ابتدای کد HS اجرا شد. نتایج حاصل از این تحلیل‌ها با یافته‌های قبلی همخوانی داشته و استحکام و پایداری مدل را تأیید می‌کنند. همچنین، جزئیات نتایج پایداری با وقفه‌های دو و سه ماهه، در جداول پیوست گزارش شده است.

جدول (۵): پایداری نتایج - رگرسیون اصلی (ماه گذشته)

	(۱)	(۲)
واردات		
مشمولیت ارز ترجیحی ماه گذشته	۵/۱۵***	۱/۲۳***
	(۰/۲۸)	(۰/۱۹)
مشمولیت ارز نیما ماه گذشته	۴/۶۴***	۱/۷۲***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
مشمولیت ارز نیما (تالار دوم) ماه گذشته	۵/۷***	۲/۴۱***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)
شکاف ارزی ماه گذشته	۰/۰۱**	-۰/۰۹***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز ترجیحی) ماه گذشته	**۰/۱۲	۰/۴۷***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما) ماه گذشته	۰/۱۹***	۰/۲۰***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما (تالار دوم)) ماه گذشته	۰/۲۳***	۰/۰۵***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)
ثابت	۵***	۵***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
اثر ثابت زمان	✓	✓
اثر ثابت کالا	×	✓
تعداد مشاهدات	۱,۳۵۴,۴۴۲	۱,۳۵۴,۴۴۲
شاخص R-squared	۰/۰۹	۰/۵۷

خطای معیار داخل پرانتز نوشته شده است. *سطح ۰/۱، ** سطح ۰/۰۵،*** سطح ۰/۰۱

بر اساس جدول (۵)، با افزایش یک درصدی شکاف ارزی ماه گذشته واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی به‌طور متوسط ۰/۳۸ درصد و واردات کالاهای مشمول ارز نیما ۰/۱۱ درصد در ماه جاری افزایش می‌یابد که نتایج بخش قبلی را تأیید می‌کند.

در جدول (۶)، نرخ ارز سنا به جای نرخ نیما تالار دوم، میانگین نرخ نیما و سنا، جایگذاری شد

و نتایج مانند بخش قبلی نشان‌دهنده کشش بالاتر کالاهای مشمول ارز ترجیحی نسبت به کالاهای مشمول ارز نیما هستند.

جدول (۶): پایداری نتایج - رگرسیون اصلی (نرخ سنا به جای نرخ نیما تالار دوم)

	(۱)	(۲)
واردات		
مشمولیت ارز ترجیحی	۴/۸***	۱/۱۹***
	(۰/۲۷)	(۰/۱۹)
مشمولیت ارز نیما	۴/۷۵***	۱/۸۵***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
مشمولیت ارز سنا	۶/۲۶***	۳***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
شکاف ارزی	۰/۰۷***	-۰/۰۵***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز ترجیحی)	۰/۱۲**	۰/۴۶***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما)	۰/۰۱***	۰/۱۳***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز سنا)	-۰/۱۵***	-۰/۱۹***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
ثابت	۴/۹۸***	۵/۰۲***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
اثر ثابت زمان	✓	✓
اثر ثابت کالا	×	✓
تعداد مشاهدات	۱,۳۵۴,۴۴۲	۱,۳۵۴,۴۴۲
شاخص R-squared	۰/۰۹	۰/۵۷

خطای معیار در داخل پرانتز نوشته‌شده است. *سطح ۰/۱، ** سطح ۰/۰۵،*** سطح ۰/۰۱

جدول (۷)، نتایج مدل کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته در گروه‌های کالایی تعیین شده براساس دو رقم اول کد HS ارائه می‌دهد. این نتایج نیز نشان می‌دهد که تأثیر سیاست برای عمده گروه‌های

کالایی به لحاظ آماری غیرمعنادار است. هرچند میانگین وزنی ضرایب بازتاب نتایج رگرسیون با اثرهای ثابت است.

جدول (۷): پایداری نتایج - کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته موازی

	(۱)	(۲)	(۳)
واردات			
مشمولیت ارز ترجیحی	۳/۴۴	۰/۱۹	۰/۴۱
تعداد گروه (+،۰،-)	(۵،۶۳،۸)	(۲،۶۷،۷)	(۸،۶۲،۶)
شکاف ارزی	۰/۱۳	۰/۱۹	۰/۲۴
تعداد گروه (+،۰،-)	(۸،۶۳،۵)	(۲،۶۳،۱۱)	(۴،۶۶،۶)
اثر ثابت زمان	×	✓	✓
اثر ثابت کالا	✓	×	✓

توضیح: ستون‌های ۳-۱ نشان‌دهنده نتایج رابطه (۳) است. در این مدل، متغیر وابسته میزان ارزش حقیقی واردات دلاری نسبت به سال پایه ۲۰۲۱ بوده‌است. مداخله در اردیبهشت ۱۳۹۷ رخ داده‌است. ستون (۱) اثر ثابت کالا و اثرهای تعاملی کالا و زمان، ستون (۲) اثر ثابت زمان و اثرهای تعاملی کالا و زمان و ستون (۳) اثر ثابت زمان و کالا و اثرهای تعاملی کالا و زمان را شامل می‌شود. وزن هر گروه نشان‌دهنده سهم آن گروه از واردات حقیقی در کل بازه است. درمجموع ۷۶ گروه کالایی بررسی شده که در جدول تعداد گروه‌های مثبت، منفی و صفر (غیرمعنادار) گزارش شده است.

بحث و نتیجه‌گیری

یک درصد افزایش در شکاف نرخ ارز، ارزش واقعی دلاری واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی به‌طور متوسط ۰/۳۶درصد افزایش می‌یابد، درحالی‌که این رقم برای کالاهای مشمول ارز نیمایی به‌طور متوسط ۰/۰۹ درصد است.

تحلیل مدل کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته با تمرکز بر سیاست تخصیص ارز ترجیحی نشان می‌دهد که این سیاست تنها در گروه‌های محدودی مانند مواد غذایی فرآوری‌شده، مواد معدنی، ماشین‌آلات و قطعات به افزایش معنادار واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی منجر شده است. همچنین، افزایش شکاف ارزی تنها در گروه محصولات کشاورزی اثر مثبت و معنادار بر واردات داشته، درحالی‌که در سایر گروه‌ها این اثر غیرمعنادار بوده‌است. این نتیجه نشان می‌دهد لازم است در پژوهش‌های آینده بر تفاوت‌های میان گروه‌ها با سایر گروه‌ها به ویژه در فرایند ترخیص از گمرک یا تخصیص ارز تمرکز شود.

یکی از جنبه‌های برجسته این پژوهش، تحلیل پویایی زمانی اثر شکاف نرخ ارز بر رفتار واردکنندگان است. بررسی وقفه‌های زمانی (تا سه ماه گذشته) نشان می‌دهد که واردکنندگان نه‌تنها

به شکاف ارزی دوره جاری بلکه به تغییرات آن در دوره‌های پیشین نیز واکنش نشان می‌دهند. این اثر وقفه‌ای را می‌توان به ماهیت زمان‌بر و چندمرحله‌ای فرایند واردات در ایران نسبت داد. فرایند واردات شامل مراحل متعددی نظیر ثبت سفارش، تخصیص ارز، انتقال وجه ارزی، حمل‌ونقل بین‌المللی، ترخیص گمرکی و ورود کالا به بازار داخلی است که اغلب بیش از یک ماه طول می‌کشد. در این چهارچوب، افزایش شکاف بین نرخ ارز ترجیحی و بازار آزاد در یک ماه خاص، انگیزه واردکنندگان را برای ثبت سفارش تقویت می‌کند. بااین‌حال، به‌دلیل تأخیر در اجرای مراحل بعدی، اثر این تصمیمات به‌صورت افزایش حجم واردات در ماه‌های آتی مشاهده می‌شود.

درنهایت، افزایش نرخ ارز در بازار آزاد به گسترش شکاف ارزی و متعاقباً افزایش واردات کالاهای مشمول ارز ترجیحی منجر شده است. ازآنجاکه قیمت مصرف‌کننده کالاهای وارداتی عمدتاً از نرخ ارز بازار پیروی می‌کند و نه نرخ ترجیحی یارانه‌ای، این امر می‌تواند نشان‌دهنده تخصیص ناکارآمد منابع ارزی دولت باشد. این سیاست، به‌جای کاهش واقعی هزینه‌ها برای مصرف‌کنندگان، اغلب به سودآوری واردکنندگان و تحریف الگوی واردات می‌انجامد و کارایی اقتصادی را کاهش می‌دهد.

با وجود دستاوردهای این پژوهش، برخی محدودیت‌ها وجود دارد که باید در نظر گرفته شوند. نخست، داده‌های گمرکی منعکس‌کننده رفتارهای غیررسمی مانند قاچاق و دستکاری داده‌های تجاری نیستند. دوم، تغییرات مکرر در فهرست کالاهای مشمول ارز ترجیحی ممکن است پیچیدگی‌هایی در تحلیل علّی ایجاد کرده باشد که با روش‌های کنونی به‌طور کامل کنترل نشده‌اند.

تقدیر و تشکر

نویسندگان از زحمات سردبیر محترم، داوران، کارشناسان و ویراستاران پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی کمال تشکر را دارند.

منابع

Abadie, A. (2021). Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. *Journal of Economic Literature*, 59(2), 391–425. https://doi.org/10.1257/jel.20191450

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493–505. https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746

Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113–132. https://doi.org/10.1257/000282803321455188
Athey, S., & Imbens, G. W. (2006). Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. *Econometrica*, 74(2), 431–497. https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00668.x
Bai, J. (2009). Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, 77(4), 1229–1279. https://doi.org/10.3982/ECTA6135
Bellemare, M. F., & Wichman, C. J. (2020). Elasticities and the inverse hyperbolic sine transformation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(1), 50–61. https://doi.org/10.1111/obes.12325
Burbidge, J. B., Magee, L., & Robb, A. L. (1988). Alternative transformations to handle extreme values of the dependent variable. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401), 123–127. https://doi.org/10.2307/2288929
Chen, & Feng, J. (2023). Group-heterogeneous changes-in-changes and distributional synthetic controls. Papers 2307.15313, arXiv.org. https://doi.org/10.48550/arXiv.2307.15313
Chong, A., & Srebot, C. (2020). Investment confidence and regional trade agreements with the United States. *International Economics*, 163, 92–100. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2020.05.001
Chotigeat, T., & Theerathorn, P. (1996). Cointegration: Black market and official exchange rates in nine Pacific Basin countries. *Journal of Economic Development*, 21(1), 61–92. https://doi.org/10.1080/09603100050031480
Dutton, J. (1994). Welfare-enhancing import subsidies. *Journal of Economic Integration*, 9(4), 444–470. https://www.jstor.org/stable/23000456
Feenstra, R. C., & Hong, C. (2020). China's import demand for agricultural products: The impact of the Phase One trade agreement. NBER Working Papers, 27383. National Bureau of Economic Research, Inc. https://doi.org/10.1111/roie.12568
Gobillon, L., & Magnac, T. (2016). Regional policy evaluation: Interactive fixed effects and synthetic controls. *The Review of Economics and Statistics*, 98(3), 535–551. https://www.jstor.org/stable/24917033
Greenwood, J., & Kimbrough, K. P. (1987). Foreign exchange controls in a black market economy. *Journal of Development Economics*, 26(1), 129–143. https://doi.org/10.1016/0304-3878(87)90055-1
Gulotty, R., & Kronick, D. (2022). The arbitrage lobby: Theory and evidence on dual exchange rates. *International Organization*, 76(1), 105–125. https://doi.org/10.1017/S002081832100031X
Gunsilius, F. (2023). Distributional synthetic controls. *Econometrica*, 91(3), 1105–1117. https://doi.org/10.3982/ECTA18260
Ilzetzki, E., Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2019). Exchange arrangements entering the twenty-first century: Which anchor will hold? *Quarterly Journal of Economics*, 134(2), 599–646. https://doi.org/10.1093/qje/qjy033
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/10.1007/978-1-349-25520-7_2
Li, X., & Song, J. (2023). Regime-dependent dynamics of parallel and official exchange rates: Evidence from China. *Applied Economics*, 56(41), 4952–4973.

https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2227418
McCalman, P. (2023). Robust trade policy to offset foreign market power. *European Economic Review*, 154, 104434. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2023.104434
Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2002). The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation. NBER Working Papers, 8963. National Bureau of Economic Research, Inc. https://rogoff.scholars.harvard.edu/sites/g/files/omnuum5901/files/rogoff/files/51_qje2004.pdf
Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2023). Exchange controls as a fiscal instrument. NBER Working Papers, 31294. National Bureau of Economic Research, Inc. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w31294/w31294.pdf
Seighalani S, Jalali-Naini S A, Khiabani N. (2022). External Shocks, Exchange Rate Changes, and Intermediate Goods: Explanation of Stagflation in Iranian Economy. *JEPR*. 27(2), 3-50.
Wang, C. (2024). Counterfactual and synthetic control method: Causal inference with instrumented principal component analysis. arXiv. https://doi.org/10.48550/arXiv.2408.09271
Xu, Y. (2017). Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. *Political Analysis*, 25(1), 57–76. https://doi.org/10.1017/pan.2016.2

پیوست‌ها

الف- خط زمانی کالاهای مشمول ارز دولتی

در سال ۱۳۹۸، کالاهای مشمول ارز نیما (گروه ۲) به زیرگروه‌های ۲۱ تا ۲۶ تقسیم‌بندی شدند. طبق این دسته‌بندی، کالاهای زیرگروه‌های ۲۱ تا ۲۳ ارز مورد نیاز خود را از طریق سامانه نیما با نرخ رسمی تأمین می‌کردند، درحالی‌که زیرگروه‌های ۲۴ تا ۲۶ باید ارز را از تالار دوم سامانه نیما[1] با نرخ توافقی میان صادرکنندگان و واردکنندگان تهیه می‌نمودند. اگرچه این ارز در سال ۱۳۹۸ معرفی شد؛ اما تا اردیبهشت ۱۳۹۹ هیچ کالایی از این طریق وارد نشد. از خرداد ۱۳۹۹، برخی کالاهای محدودی به فهرست مشمولان این ارز اضافه شدند. در اواخر شهریور، دامنه شمول ارز نیما صرفاً به گروه کالایی ۲۱ محدود شد، درحالی‌که گروه‌های ۲۲ و ۲۳ برای تأمین ارز به سامانه نیما تالار دوم منتقل شدند.

در اواخر اردیبهشت ۱۴۰۱، ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی برای تمامی کالاهای مشمول به جز شیر خشک و تجهیزات پزشکی حذف شد. سپس در مرداد همان سال، ارز ترجیحی برای دارو نیز حذف شد. در بهمن ۱۴۰۱، سیاست تخصیص ارز ترجیحی مجدداً با نرخ ۲۸,۵۰۰ تومان برای کالاهای اساسی اجرا شد و برای واردات کالاهای واسطه‌ای تولید صنعتی نرخ ۵۰۰,۳۷ تومانی در نظر گرفته شد؛ اما برخی از تجهیزات پزشکی و شیر خشک همچنان تا پایان دوره مورد بررسی از ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی بهره‌مند شدند.[2]

---

۱. ازآنجاکه داده‌های مربوط به نرخ ارز نیمای توافقی به‌صورت عمومی منتشر نمی‌شوند و تنها در سامانه نیما میان صادرکنندگان و واردکنندگان قابل مشاهده‌اند، در این پژوهش به‌جای نرخ نیمای توافقی از میانگین نرخ سنا و نیما استفاده شده است.

۲. منابع هر یک از اتفاقات خط زمانی به ترتیب شماره‌گذاری در شکل خط زمانی سیاست‌های ارزی به شرح زیر است: (۱) خبرگزاری ایسنا / فهرست اولویت کالایی براساس کد تعرفه خبرگزاری مهر (۲) خبرگزاری ایرنا (۳) مصوبه هیئت وزیران به شماره ۶۳۷۹۳ /ت۵۵۶۳۳ه مورخ ۱۶/۵/۱۳۹۷ / فهرست اولویت‌های کالایی براساس کد تعرفه شرکت آروشیت خاورمیانه (۴) خبرگزاری ایسنا (۵) مصوبه هیئت وزیران به شماره ۶۰/۱۵۰۰۱۰ مورخ ۷/۶/۱۳۹۷ بر اساس کد تعرفه ضمیمه (۶) خبرگزاری مهر (۷) شرکت آروشیت خاورمیانه (۸) عصر ایران (۹) عصر ایران (۱۰) شرکت آروشیت خاورمیانه (۱۱) دنیای اقتصاد (۱۲) اقتصاد نیوز (۱۳) دنیای اقتصاد (۱۴) خبرگزاری تسنیم (۱۵) خبرگزاری تسنیم (۱۶) عصر ایران (۱۷) بانک مرکزی (۱۸) بانک مرکزی (۱۹) خبرگزاری برنا (۲۰) خبرگزاری مهر.

ب- روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته

روش کنترل ترکیبی، نخستین‌بار توسط آبادی و گاردئازابال (۲۰۰۳) معرفی و سپس توسط آبادی و همکاران (۲۰۱۰) توسعه داده شد. در این مقالات تنها یک واحد (مانند کشور، ایالت یا شهر) تحت تأثیر یک سیاست یا مداخله قرار می‌گیرد و سایر واحدها به‌عنوان گروه کنترل عمل می‌کنند. مطالعات بعدی، این روش گسترش یافت و امکان تحلیل چندین واحد آزمایش نیز فراهم شده است.

برخلاف روش تفاضل در تفاضل، روش کنترل ترکیبی به فرض روندهای موازی نیاز ندارد. فرض روندهای موازی بیان می‌کند که در صورت عدم وقوع مداخله، روند متغیر وابسته در گروه‌های آزمایش و کنترل یکسان باقی می‌ماند و هرگونه انحراف از این روند ناشی از مداخله است. این فرض زمانی که گروه‌های مقایسه به‌صورت تصادفی انتخاب نشده‌اند، ممکن است نقض شود.

در پژوهش حاضر، برای بررسی تأثیر سیاست تخصیص ارز ترجیحی بر الگوی واردات، کالاهای مشمول ارز ترجیحی به‌عنوان گروه آزمایش و کالاهای مشمول ارز نیما و اشخاص به‌عنوان گروه کنترل در نظر گرفته شده‌اند. ازآنجاکه کالاهای مشمول ارز ترجیحی به‌صورت تصادفی انتخاب نشده‌اند و عمدتاً شامل کالاهای اساسی هستند، فرض روندهای موازی میان این دو گروه برقرار نیست؛ بنابراین، استفاده از روش کنترل ترکیبی گزینه‌ای مناسب‌تر برای برآورد اثر این سیاست به‌شمار می‌رود.

روش کنترل ترکیبی با بهره‌گیری از داده‌های پیش از مداخله، ترکیبی وزن‌دار از واحدهای کنترل را ایجاد می‌کند که از نظر ویژگی‌های مشاهده‌پذیر و روند تاریخی، بیش‌ترین شباهت را به گروه آزمایش دارد. در تعیین این ترکیب بهینه، متغیرهای پیش از آزمایش قابل مشاهده و عوامل مشترک غیرقابل مشاهده در داده (مانند تحریم‌های اقتصادی یا شوک‌های سیاسی) نقش دارند. عوامل پنهان اگرچه قابل مشاهده نیستند؛ اما ازآنجاکه بر همه واحدها به‌طور همزمان و ناهمگن تأثیر می‌گذارند، از طریق داده‌های پیش از آزمایش به‌طور ضمنی کنترل می‌شوند. وزن‌دهی در این روش به‌گونه‌ای انجام می‌شود که شباهت به واحد آزمایش بیشینه و مجموع وزن‌ها برابر با یک باشد.

روش کنترل ترکیبی، در حضور عوامل غیرقابل مشاهده ناهمگن با محدودیت‌هایی مواجه می‌شود؛ زیرا این عوامل به‌صورت صریح مدل‌سازی نمی‌شوند و ناهمگنی‌های داده را نادیده می‌گیرند؛ برای مثال، همه‌گیری کووید-۱۹، به‌عنوان یکی از عوامل غیرقابل مشاهده در داده، ناهمگنی قابل‌توجهی ایجاد کرد؛ تقاضای محصولات پزشکی مانند داروها و تجهیزات تنفسی را به‌شدت افزایش داد؛ اما تقاضای کالاهای غیرضروری مانند پوشاک را کاهش داد. این ناهمگنی، ضرورت مدل‌سازی صریح

شوک‌های کلان و اثرهای متمایز آن‌ها بر گروه‌های کالایی را برجسته می‌کند تا از تورش در تخمین اثر سیاست ارز ترجیحی بر واردات جلوگیری شود.

به‌منظور غلبه بر این محدودیت‌ها، مدل داده‌های پانل با اثرهای ثابت تعاملی توسط بای[1] (۲۰۰۹) به‌کار برده شد. در این مدل، اثر ثابت تعاملی حاصل ضرب عوامل مشترک غیرقابل مشاهده در میزان تأثیرپذیری هر واحد از این عوامل است. این ساختار به مدل اجازه می‌دهد تا اثر ناهمگن شوک‌های کلان را بر واحدهای مختلف شناسایی کند.

بای (۲۰۰۹) مدلی برای داده‌های پانلی با ابعاد بزرگ معرفی می‌کند که در آن، مؤلفه خطا دارای ساختاری تعاملی میان واحدها و زمان است. او برای تخمین این مدل، از رویکرد حداقل مربعات به‌صورت تکرارشونده استفاده می‌کند. ابتدا با یک مقدار اولیه، ضرایب متغیرهای مستقل تخمین زده می‌شوند؛ سپس باقیمانده‌ها برای استخراج عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و میزان تأثیر آن‌ها بر هر واحد مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ در نهایت، این عوامل در تخمین مجدد ضرایب لحاظ می‌شوند.

برای شناسایی‌پذیری مدل، بای چندین محدودیت کلیدی پیشنهاد می‌کند. نخست، تعداد عوامل مشترک غیرقابل مشاهده، مانند شوک‌های کلان اقتصادی نظیر نرخ بهره جهانی یا قیمت نفت، باید محدود و در مقایسه با حجم داده‌ها کوچک باشد. این فرض مبتنی بر این واقعیت است که در بسیاری از پدیده‌های اقتصادی، تنها تعداد محدودی از شوک‌ها یا عوامل کلان وجود دارند که به‌طور هم‌زمان بر تمامی واحدهای اقتصادی، مانند کشورها، صنایع یا شرکت‌ها، تأثیر می‌گذارند. محدود بودن تعداد این شوک‌ها ضروری است؛ زیرا تعدد عوامل غیرقابل مشاهده می‌تواند تمایز بین اثرهای سیاست مورد بررسی و اثرهای این عوامل را دشوار سازد.

دوم، عوامل غیرقابل‌مشاهده در مدل به‌صورت مستقل از یکدیگر فرض شده و مقیاس آن‌ها استانداردسازی می‌شود تا از تداخل اثرها جلوگیری شود؛ برای‌نمونه، اگر دو شوک مانند تحریم‌های بانکی بین‌المللی و همه‌گیری کووید-۱۹ را در نظر بگیریم، این دو به‌صورت مستقل داده‌های واردات را تحت تأثیر قرار می‌دهند و استانداردسازی مقیاس عوامل امکان شناسایی جداگانه اثرهای هر یک را فراهم می‌کند.

سوم، شدت تأثیر عوامل غیرقابل‌مشاهده بر واحدها (کالاها) به‌صورت مستقل از یکدیگر در نظر گرفته شده است. این فرض تضمین می‌کند که اثر هر عامل به‌طور جداگانه قابل شناسایی باشد؛ برای‌مثال، یک کالای خاص ممکن است از تحریم‌های بانکی به‌شدت تأثیر پذیرد؛ اما تحت تأثیر

1. Bai

همه‌گیری کووید-۱۹ قرار نگیرد یا اثر آن ناچیز باشد که این امر مدل را قادر می‌سازد تا اثرهای هر عامل را به‌صورت مجزا تفکیک و تحلیل کند.

درنهایت، خطاهای مدل باید مستقل از عوامل غیرقابل مشاهده و متغیرهای توضیحی بوده، میانگین آن‌ها صفر و واریانس آن‌ها محدود باشد تا از سوگیری در تخمین‌ها جلوگیری شده و نتایج معتبر و قابل‌اعتمادی حاصل شود. این محدودیت‌ها به‌ویژه در تحلیل‌های سری زمانی و مقطعی، دقت و اعتبار مدل را در شناسایی روابط علّی افزایش می‌دهند.

با وجود مزایای روش‌های کنترل ترکیبی و مدل‌های اثرهای ثابت تعاملی در تحلیل داده‌های پانل، پژوهش حاضر با محدودیتی مواجه است که در چهارچوب سنتی کنترل ترکیبی قابل‌رفع نیست. گروه آزمایش شامل کالاهایی است که در بازه زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ به‌صورت متغیر مشمول سیاست تخصیص ارز ترجیحی بوده‌اند؛ به‌گونه‌ای‌که برخی کالاها، مانند چای و برنج، در دوره‌هایی از این حمایت برخوردار بوده و در دوره‌های دیگر از آن خارج شده‌اند. روش کنترل ترکیبی کلاسیک که برای تحلیل یک مداخله در یک مقطع زمانی خاص طراحی شده، نمی‌تواند تغییرات پویا در وضعیت مداخله را به‌درستی مدل‌سازی کند.

برای رفع این چالش، ژو (۲۰۱۷) با تلفیق چهارچوب کنترل ترکیبی و مدل‌های اثرهای ثابت تعاملی، روش کنترل ترکیبی تعمیم‌یافته را پیشنهاد کرده است که انعطاف‌پذیری بیشتری در تحلیل داده‌های پانل ارائه می‌دهد. این روش، برخلاف رویکردهای سنتی که معمولاً برای یک واحد آزمایش در یک مقطع زمانی ثابت کاربرد دارند، قادر است اثرهای مداخله را برای چندین واحد آزمایش به‌صورت هم‌زمان بررسی کرده و تغییرات وضعیت مداخله را در طول زمان به‌صورت پویا مدل‌سازی کند. این رویکرد با شناسایی هم‌زمان عوامل غیرقابل‌مشاهده و کنترل ناهمگنی‌های مقطعی و زمانی، تخمین دقیق‌تری از اثرهای مداخله ارائه می‌دهد. همچنین، مطالعات بعدی مانند گبیلون و مگناک[1] (۲۰۱۶) نشان داده‌اند که این روش می‌تواند ناهمگنی‌های پنهان و شوک‌های زمانی را در تحلیل‌های اقتصادی به‌خوبی کنترل کند، به‌ویژه در مواردی که سیاست‌ها یا مداخلات در طول زمان تغییر می‌کنند.

1. Gobillon and Magnac

ب- پایداری نتایج

جدول (۸): پایداری نتایج -رگرسیون اصلی (دو ماه گذشته)

	(۱)	(۲)
واردات		
مشمولیت ارز ترجیحی دو ماه گذشته	۵/۳۶***	۱/۴۰***
	(۰/۲۸)	(۰/۲)
مشمولیت ارز نیما دو ماه گذشته	۴/۶***	۱/۶۶***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
مشمولیت ارز نیما (تالار دوم) دو ماه گذشته	۵/۷***	۲/۴***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)
شکاف ارزی دو ماه گذشته	۰/۰۱**	-۰/۰۸***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز ترجیحی) دو ماه گذشته	۰/۰۸	۰/۴۴***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما) دو ماه گذشته	۰/۲۱***	۰/۲۱***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما(تالار دوم)) دو ماه گذشته	۰/۲۳***	۰/۰۴***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)
ثابت	۵/۰۰***	۵/۰۰***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
اثر ثابت زمان	✓	✓
اثر ثابت کالا	×	✓
تعداد مشاهدات	۱,۳۵۴,۴۴۲	۱,۳۵۴,۴۴۲
R-squared	۰/۰۹	۰/۵۷

خطای معیار در داخل پرانتز نوشته شده است. *سطح ۰/۱، ** سطح ۰/۰۵،*** سطح ۰/۰۱

جدول (۹): پایداری نتایج - رگرسیون اصلی (سه ماه گذشته)

	(۱)	(۲)
واردات		
مشمولیت ارز ترجیحی سه ماه گذشته	۵/۷۴***	۱/۷۲***
	(۰/۲۸)	(۰/۰۲)
مشمولیت ارز نیماسه ماه گذشته	۴/۶۵***	۱/۷***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
مشمولیت ارز نیما (تالار دوم) سه ماه گذشته	۵/۷***	۲/۳۵***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)
شکاف ارزی سه ماه گذشته	۰/۰۱**	-۰/۰۷***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز ترجیحی) سه ماه گذشته	۰/۰۰	۰/۳۷***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما) سه ماه گذشته	۰/۱۹***	۰/۱۹***
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)
(شکاف ارزی × مشمولیت ارز نیما (تالار دوم)) سه ماه گذشته	۰/۲۳***	۰/۰۴***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)
ثابت	۵***	۵***
	(۰/۰۶)	(۰/۰۴)
اثر ثابت زمان	✓	✓
اثر ثابت کالا	×	✓
تعداد مشاهدات	۱,۳۵۴,۴۴۲	۱,۳۵۴,۴۴۲
R-squared	۰/۰۹	۰/۵۷

خطای معیار در داخل پرانتز نوشته شده است. *سطح ۱/۰، ** سطح ۰۵/۰،*** سطح ۰۱/۰

نحوه ارجاع به مقاله:

شجاعی، مبینا و انصاری، مهدی (۱۴۰۴). نظام‌های ارز چندنرخی و اختلال در واردات: شواهدی خرد از ایران. *پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی*، ۳۰(۳)، ۱۲۶-۹۳.

Shojaei,M. & Ansari, M. (2025) Multiple Exchange Rate Regimes and Import Distortions: Micro Evidence from Iran. *Economic and Planning Research*, 30(3). 93-126.
DOI: https://doi.org/10.52547/eprj.30.3.93

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.