# ارزیابی کارآمدی سیاست‌های حمایتی دولت اسلامی در مهار تورم کالاهای اساسی: مطالعه موردی سیاست پرداخت ارز ترجیحی

**علی یزدانی تبار**

مربی، گروه اقتصاد، دانشگاه علوم اسلامی رضوی، مشهد ، ایران. رایانامه: a.yazdanitabar@razavi.ac.ir

Orcid code: ۰۰۰۹-۰۰۰۳-۱۳۸۶-۰۶۴۰

## چکیده

تخمین تجربی میزان عبور نرخ ارز به تورم و ارزیابی اثر سیاست‌های حمایتی، یکی از مسائل کلیدی در حوزه اقتصاد عمومی بوده و برای سیاست گذاران به‌عنوان یک پارامتر حیاتی به‌شمار می‌رود؛ مقوله‌ای که در نظام اقتصاد اسلامی ذیل اصول «تکافل و ضمان اجتماعی» و ضرورت تأمین حدّ کفاف معیشتی (به‌ویژه خوراک و کالاهای اساسی) برای عموم جامعه و اقشار آسیب‌پذیر، مورد تأکید موکد قرار گرفته است. در راستای سیاست تخصیص ارز ترجیحی که از مرداد ماه سال ۱۳۹۷ برای ۲۵ قلم کالای اساسی آغاز شد، دو گروه کالایی مشمول سیاست و معاف قابل شناسایی هستند. پژوهش حاضر با بهره گیری از روش تفاضل در تفاضل (*DiD*) و تحلیل داده‌های قیمت مصرف کننده برای ۱۷ کالا در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۷ تا اسفند ۱۳۹۹، به مقایسه روند قیمتی این دو گروه پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل، شواهد آماری قوی مبنی بر عدم تأثیر معنادار این سیاست بر کنترل تورم کالاهای مشمول ارائه می‌دهد. با توجه به تداوم رویکردهای مشابه در نظام ارزی کشور، یافته‌های این تحقیق همچنان از نظر سیاستی حائز اهمیت است. بر این اساس، می‌توان گفت تکیه بر این سیاست به تنهایی، لزوماً منجر به تحقق بهینه اهداف رفاهی و عدالت اقتصادی مدنظر در چارچوب دولت اسلامی نشده و نیازمند بازنگری در سازوکارهای اجرایی جهت اصابت دقیق‌تر به گروه‌های هدف است.

**واژه‌هاي كليدي:** ارز ترجیحی، کالاهای اساسی، تورم، سیاست حمایتی، دولت اسلامی

**طبقه بندی JEL:** F۳۱, E۳۱, F۴۱

نسخه پیش از انتشار (ناویراسته)

## مقدمه

در نظام اقتصاد اسلامی، یکی از وظایف بنیادین و حاکمیتی دولت، طراحی و اجرای سیاست‌های حمایتی با هدف فقرزدایی، توزیع عادلانهٔ ثروت و تضمین کفافِ معیشت (خوراک، پوشاک و مسکن مناسب) برای تمام آحاد جامعه است (تکافل و توازن اجتماعی). این امر در سیرهٔ حکمرانی علوی به‌عنوان یکی از شاخص‌های اصلی کارآمدی نظام سیاسی تجلی یافته است؛ چنان‌که امیرالمؤمنین علی (ع) در تبیین موفقیت الگوی حمایتی حکومت خود می‌فرمایند» : مَا أَصْبَحَ بِالْكُوفَةِ أَحَدٌ إِلَّا نَاعِماً إِنَّ أَدْنَاهُمْ مَنْزِلَةً لَيَأْكُلُ الْبُرَّ وَ يَجْلِسُ فِي الظِّلِّ وَ يَشْرَبُ مِنْ مَاءِ الْفُرَاتِ «(هیچ کس در کوفه شب را به صبح نمی‌رساند مگر آنکه در رفاه و آسایش است؛ حتی فرودست‌ترین مردم، نان گندم می‌خورد، سرپناه دارد و از آب گوارای فرات می‌آشامد؛ (مجلسی، ۱۴۰۳ق)). با این حال، ادبیات رفاه اجتماعی در اقتصاد اسلامی تصریح دارد که کاربست هرگونه ابزار حمایتی—نظیر یارانه‌های قیمتی یا تخصیص منابع ترجیحی—تنها زمانی مشروعیت و اصالت اقتصادی دارد که منجر به اصابت مستقیم منافع به گروه‌های هدف و مصرف‌کننده نهایی شود، نه آنکه به دلیل نقص سازوکار انتقال و ایجاد رانت، موجبات اتلاف بیت‌المال را فراهم سازد (پورکاویان و پورکاویان، ۱۴۰۴). با نگاه به این ضرورت، اجرای سیاست‌های حمایتی همواره یکی از محورهای اصلی برنامه‌ریزی حکومت اسلامی برای بهبود معیشت خانوارها و ارتقای رفاه اجتماعی بوده است. در جمهوری اسلامی ایران نیز دولت‌ها در دوره‌های مختلف کوشیده‌اند با طراحی و اجرای بسته‌های حمایتی، پیامدهای رفاهی شوک‌ها و نوسانات اقتصادی را تعدیل کنند. در این چارچوب، یکی از اقدامات قابل توجه، تصویب و اجرای سیاست تخصیص ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی در سال ۱۳۹۷ بود. پس از بروز جهش نرخ ارز در اواخر سال ۱۳۹۶ و تشدید افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹، بنا بر اعلام‌های رسمی منتشرشده در رسانه‌ها، دولت از مردادماه ۱۳۹۷ تخصیص ارز ترجیحی را برای ۲۵ قلم کالای اساسی در دستور کار قرار داد.

با وجود اهمیت بالای سیاست‌های حمایتی به دلیل اثرگذاری مستقیم بر رفاه عمومی، پرسش بنیادین در این حوزه همواره کارآمدی این سیاست‌ها در تحقق اهداف تعیین‌شده است. پژوهش حاضر با تمرکز بر سیاست ارز ۴۲۰۰ تومانی، سهم این سیاست را در کنترل قیمت کالاهای اساسی بررسی می‌کند و در پی پاسخ به این پرسش است که آیا تخصیص ارز ترجیحی توانسته است به کاهش قیمت‌ها و مهار تورم اقلام مشمول منجر شود یا خیر. با توجه به تداوم عملی برخی سازوکارهای مشابه ارز ترجیحی (حتی با وجود

حذف اسمی این سیاست در مقاطعی)، پرداختن به این پرسش همچنان واجد اهمیت سیاستی است. از این‌رو، مطالعه حاضر به‌طور مشخص بر ارزیابی میزان اصابت اقتصادی سیاست تمرکز دارد؛ چرا که صرف تصویب قانون و اعلام یک نرخ ترجیحی به‌تنهایی تضمین‌کننده اثربخشی نیست، بلکه نحوه اجرای سیاست، واکنش بازار و سازوکارهای انتقال اثر آن به قیمت‌های مصرف‌کننده نقش تعیین‌کننده‌ای در موفقیت یا ناکامی چنین برنامه‌هایی ایفا می‌کند.

یکی از مباحث محوری در ادبیات ارزیابی سیاست‌های حمایتی مبتنی بر یارانه‌های قیمتی و تخصیص ارز ارزان‌قیمت، سنجش میزان اصابت (Incidence) و نرخ عبور (Pass-through) این یارانه‌ها به قیمت‌های مصرف‌کننده نهایی است. شواهد تجربی در اقتصاد بین‌الملل و اقتصاد بخش عمومی نشان می‌دهند که انتقال منافع حاصل از کاهش هزینه نهاده‌ها یا ارز وارداتی به مصرف‌کننده نهایی، فرآیندی خودکار و کامل نیست. این عدم انتقال کامل یا عبور ناقص (Incomplete Pass-through) می‌تواند ناشی از عواملی همچون ساختار بازار انحصاری یا رقابت ناقص در حلقه‌های زنجیره تأمین (فابینگر و وای،۲۰۱۳)[۱]، وجود هزینه‌های توزیع و تعدیل قیمت (بورشتاین و همکاران، ۲۰۰۵)[۲] ، انتظارات تورمی و نااطمینانی‌های حاکم بر بازار باشد. علاوه بر این، بسیاری از مطالعات تجربی تأکید دارند که سیاست‌های کنترل قیمت و تخصیص یارانه‌های غیرهدفمند، در حضور کانال‌های توزیع ناکارآمد، پتانسیل بالایی برای ایجاد رانت و نشت منابع به حلقه‌های واسط زنجیره تأمین دارند و لزوماً به بهبود رفاه مصرف‌کننده نهایی منجر نمی‌شوند((کامپا و بزلی، ۱۹۹۹ )[۳] و (گلدبرگ و روزن،۲۰۰۵))[۴] .

در بستر اقتصاد ایران نیز شواهد تجربی متعددی نشان می‌دهند که اتکا به نرخ‌های ارز ترجیحی بدون در نظر گرفتن ساختار بازار و پویایی‌های زنجیره توزیع، لزوماً تورم کالاهای هدف را مهار نمی‌کند؛ چرا که تفاوت قیمت بازار آزاد و ارز دولتی، انگیزه‌های آربیتراژ و قاچاق معکوس را تقویت کرده و اثر سیاست حمایتی را مستهلک می‌سازد. سیدمحمد فهیمی فرد (۱۴۰۳) در پژوهشی نشان می‌دهد در میان سناریوهای مختلف سیاستی، بهترین سناریو، سناریوی حذف ارز ترجیحی طی دوره پنج ساله، جبران حمایتی نقدی و پوشش حمایتی از دهک‌های پائین و متوسط درآمدی می‌باشد. بدین مفهوم که اگر دولت حذف ارز ترجیحی را به‌تدریج طی دوره پنج ساله انجام داده و بصورت نقدی از دهک‌های پائین و متوسط درآمدی حمایت کند، اثرات منفی ناشی از شوک آن بر تولید و مصرف گروه‌های عمده غذایی خنثی شده و سپس مثبت می‌شود. همچنین سیدمحمد فهیمی فرد (۱۴۰۲) در پژوهشی دیگر، نشان داده است که اگر دولت حذف ارز ترجیحی را به تدریج طی دوره پنج ساله انجام داده و بصورت نقدی از دهکهای پائین و متوسط درآمدی حمایت کند، اثرات منفی شوک آن بر درآمد عوامل تولید و رفاه خنثی شده و سپس مثبت می شود. همچنین سیدمحمد فهیمی فرد (۱۴۰۱) در مطالعه ای دیگر نشان میدهد که که آثار منفی حذف ارز ترجیحی نهاده های کشاورزی بر بخش

---

۱ Wey & Fabinger
۲ Burstein et al
۳ Campa & Besley
۴ Goldberg & Rosen

کشاورزی، کمتر از افزایش تورم ناشی از عدم حذف ارز ترجیحی کالاهای اساسی و حتی کمتر از تورم ناشی از حذف کل این ارز است. فلذا این پژوهش، حذف ارز ترجیحی نهاده های کشاورزی پس از اتخاذ سیاست حمایتی جایگزین (سیاست ترکیبی با حمایت مؤثر از تولیدکنندگان و مصرف کنندگان به ویژه اقشار آسیب ذیر مانند کارت اعتباری یا ترکیب سبد کالایی با کارت اعتباری) را پیشنهاد می‌دهد.

ارزیابی تجربی این پژوهش بر پایه مقایسه روند رشد قیمتی دو گروه از کالاهای مشمول و معاف از سیاست تخصیص ارز ترجیحی در دوره‌های زمانی مختلف استوار است. بدین منظور، داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) برای اقلام منتخب، طی بازه زمانی مرداد ۱۳۹۷ تا اسفند ۱۳۹۹ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. با به‌کارگیری روش رگرسیونی تفاضل در تفاضل (Difference-in-Differences)، اثرگذاری سیاست ارز ترجیحی بر سطح قیمت‌ها مورد واکاوی قرار گرفت؛ به‌طوری که کالاهای مشمول سیاست به عنوان گروه هدف (درمان) و کالاهای معاف از آن به عنوان گروه کنترل (شاهد) تعریف شدند. یافته‌های حاصل از برآورد مدل، شواهد آماری قوی مبنی بر عدم دستیابی سیاست به اهداف تعیین‌شده در زمینه مهار تورم و کاهش قیمت کالاهای اساسی ارائه می‌دهد. این یافته‌ها، بازنگری در سازوکارهای حمایتی کنونی جهت انطباق بیشتر با اهداف رفاهی و عدالت اقتصادی مورد نظر در چارچوب دولت اسلامی را ضروری می‌سازد.

## ۱. پیشینه پژوهش

چارچوب نظری پژوهش حاضر بر دو محور اساسی استوار است:عبور نرخ ارز (Pass-Through) و نظریه‌ی اصابت سیاستی (Policy Incidence). این رویکرد به دنبال واکاوی این مسئله است که آیا سیاست ارز ترجیحی، مشابه با سیاست‌های مالیاتی به عنوان یک مصداق از سیاست های حمایتی، به کالاهای هدف اصابت داشته است یا خیر. تعیین کمّی اصابت سیاست، پرسشی تجربی است که بررسی آن در چارچوب داده‌های مقطعی یا سری‌زمانی، به دلیل ناتوانی در شناسایی علّی (Causal Identification)، با چالش مواجه است. از این‌رو، ادبیات غالب در این حوزه بر استفاده از مدل‌های داده‌های تابلویی (Panel Data)با کنترل اثرات ثابت زمانی و کالایی متمرکز است. در همین راستا، این پژوهش ضمن مرور انتقادی ادبیات علمی در این دو حوزه، چارچوب نظری را برای پاسخ به پرسش اصلی تحقیق عملیاتی می‌سازد.

### ۱-۱. مروري بر ادبيات موضوع

#### ۱-۱-۱. مرور ادبیات در حوزه اصابت سیاستی (Policy Incidence): مطالعه موردی ادبیات اصابت

## مالیاتی (Tax Incidence)

پژوهش پیش‌رو از منظر استفاده از روش تفاضل در تفاضل با اتکا به مبانی متدولوژیک دو مطالعه‌ی مرجع شکل گرفته است؛ مطالعه‌ی نخست توسط بندیک و دیمویج (۲۰۲۰) [۵] با تمرکز بر اریب برآورد در مدل‌های تفاضل در تفاضل و نقش کشش‌های متقابل، و مطالعه‌ی دوم توسط وصال و صبوری (۱۳۹۵) پیرامون پیامدهای توزیعی و رفاهی سیاست‌های قیمتی در ایران انجام شده است. مرور انتقادی این دو مقاله مبنا، مسیر تحلیل را در این پژوهش روشن می‌سازد.

بندیک و دیمویج (۲۰۲۰) ، به بررسی تنوع در نرخ عبور مالیات بر ارزش افزوده (VAT Pass-Through) و نقش کشش قیمتی متقابل (Cross-Price Elasticity) در ارزیابی سیاست‌های مالی پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها با استفاده از داده‌های کشورهای منطقه یورو نشان می‌دهد که نرخ عبور بر اساس نوع کالا (با دوام و بی‌دوام) و گستره شمول سیاست متفاوت است؛ به‌طوری‌که نرخ عبور برای مالیات استاندارد نزدیک به ۱۰۰ درصد و برای کالاهای با نرخ ترجیحی حدود ۳۰ درصد است.

نکته حائز اهمیت این پژوهش در ابعاد روش‌شناختی، توجه به اریب ناشی از نادیده گرفتن اثرات تعادل عمومی و کشش متقابل در مدل‌های استاندارد عبور است. در حالت تعادل جزئی، نرخ عبور سنتی $\gamma^{1}$ با فرض عدم واکنش بازار کالاهای مرتبط تعریف می‌شود:

$$\gamma^{i} = \frac{\partial \ln(p_i)}{\partial \tau_i} = \frac{\varepsilon_s^{ii}}{\varepsilon_s^{ii} + \varepsilon_d^{ii}}$$

که در آن $p_i$ قیمت مصرف‌کننده، $\tau_i$ نرخ مالیات، و $\varepsilon_s^{ij}$ و $\varepsilon_d^{ij}$ به‌ترتیب کشش قیمتی عرضه و تقاضای کالای $i$ هستند. بندیک و دیمویج با نقد این تصریح نشان می‌دهند که در صورت وجود کالاهای جانشین یا مکمل در گروه کنترل، کشش متقابل تقاضا $(\varepsilon_d^{ij})$ تعادل بازار را متأثر ساخته و نرخ عبور واقعی کالای درمان $\gamma^{1}$ را به شکل زیر تغییر می‌دهد:

$$\gamma^{1} = \frac{\varepsilon_s^{11}\varepsilon_s^{22} + \varepsilon_s^{11}\varepsilon_d^{22} - \varepsilon_s^{22}\varepsilon_d^{12}\gamma^{2}}{\varepsilon_s^{11}\varepsilon_s^{22} + \varepsilon_s^{11}\varepsilon_d^{22} + \varepsilon_s^{22}\varepsilon_d^{11} + \varepsilon_d^{11}\varepsilon_d^{22} - \varepsilon_d^{12}\varepsilon_d^{21}}$$

[۵] Benedek & De Mooij

نسخه پیش از انتشار اثر در استا

دلالت تجربی مهم این رابطه برای روش‌های تفاضل در تفاضل (DiD) این است که تغییرات قیمت در گروه درمان، تقاضا و قیمت گروه کنترل را نیز از طریق اثرات بازخوردی جابه‌جا می‌کند. در نتیجه، رگرسیون تفاضلی به جای برآورد نرخ واقعی عبور $\gamma^1$، تفاضل نرخ عبور دو گروه یعنی $\gamma^1 - \gamma^2$ را تخمین می‌زند که منجر به کم‌برآوردی اثر در کالاهای جانشین و بیش‌برآوردی در کالاهای مکمل می‌شود. این چالش متدولوژیک (سوگیری ناشی از کشش متقابل گروه کنترل) در بررسی اثر سیاست ارز ترجیحی در ایران نیز وجود دارد. پژوهش حاضر برای رفع این اریب، از رویکرد تفکیک کالاها به چهار دسته مجزا استفاده کرده است که سازوکار آن در بخش روش تحقیق تبیین می‌شود.علاوه بر این مطالعه که مبنای نظری این مقاله را شکل می‌دهد، به برخی از مطالعات دیگر نیز در این زمینه در ادامه اشاره می‌شود.

کوسونن (۲۰۱۳)[۶] در مطالعه ای با به کارگیری روش تفاضل در تفاضل(DiD) ، اثر کاهش مالیات بر ارزش افزوده بر بخش خدمات آرایشگاهی در فنلاند را ارزیابی نمود. یافته‌های وی نشان داد که میزان کاهش قیمت مصرف‌کننده تنها معادل نیمی از نرخ کاهش‌یافته مالیات (حدود ۵۰ درصد نرخ عبور) بوده است

ماریون و هلیگر (۲۰۱۱) [۷] به بررسی اثر اصابت مالیات‌های مقطوع فدرال و ایالتی بر قیمت خرده‌فروشی بنزین و گازوئیل پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از انتقال کامل و در مواردی بیش از ۱۰۰ درصدی (Over-shifting) بار مالیاتی به مصرف‌کنندگان نهایی بود .

دویل و سامفانتراک (۲۰۰۸)[۸] با شریک ساختن رویدادهای تعلیق موقت مالیات بنزین در برخی ایالات آمریکا در قالب یک طرح شبه‌تجربی، دریافتند که حدود ۷۰ درصد از این معافیت مالیاتی در قالب کاهش قیمت به مشتریان منتقل شده است .

کربونیر(۲۰۰۷) [۹] با استفاده از روشDiD ، پیامد کاهش نرخ مالیات بر ارزش افزوده در فرانسه را برای دو بازار با ساختار متفاوت تحلیل کرد. یافته‌های او نشان داد که نرخ عبور در بازار خودرو (با ساختار انحصاری‌تر) حدود ۵۷ درصد و در بازار خدمات تعمیرات مسکن (با رقابت بیشتر) نزدیک به ۷۷ درصد بوده است .

دلیپالا و ادنل (۲۰۰۱)[۱۰]با مقایسه اثر اصابت مالیات‌های مقطوع (Ad valorem) و ارزش‌پایه بر بازار سیگار در کشورهای

---

[۶] Kosonen
[۷] Marion & Muehlegger
[۸] Doyle & Samphantharak
[۹] Carbonnier
[۱۰] Delipalla & O'Donnell

اروپایی، تفاوت در نرخ‌های عبور را بسته به نوع ساختار مالیاتی تایید کرده و شواهدی از انتقال بیش از ۱۰۰ درصدی مالیات را در برخی بازارها گزارش کردند .

بزلی و روزن (۱۹۹۹)[۱۱] از پیشگامان استفاده از روش اثرات ثابت در داده‌های تابلویی برای تخمین اصابت مالیاتی هستند. آن‌ها با بررسی ادواری تغییرات مالیات بر فروش در ایالات مختلف آمریکا نشان دادند که نرخ انتقال بار مالیاتی به شدت بین کالاهای مختلف متفاوت است؛ به‌طوری‌که برای برخی کالاها انتقال کامل و برای برخی دیگر، پدیده سرریز یا انتقال بیش از ۱۰۰ درصدی رخ می‌دهد .

در سطح مبانی رفتار انحصاری، مطالعات کلاسیک نظیر بزلی (۱۹۸۹)[۱۲] و تاوبمن (۱۹٦۸)[۱۳] اثبات می‌کنند که در بازارهای غیررقابتی، بسته به فرم توابع هزینه و تقاضا، نرخ عبور مالیات می‌تواند به صورت نظری کمتر یا بیشتر از ۱۰۰ درصد تعیین شود.

محمد وصال و نیما صبوری (۱۳۹۵) در مقاله «اصابت مالیاتی: مطالعه موردی مالیات بر ارزش افزوده در ایران»، با بهره‌گیری از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ۴۳ قلم کالا طی دوره فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۳، به برآورد میزان اصابت مالیات بر ارزش افزوده در ایران می‌پردازند. تغییر سیاستی مبنای شناسایی در این مطالعه، افزایش تدریجی نرخ مالیات بر ارزش افزوده از ۳ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۸ درصد در سال‌های بعد است. راهبرد تجربی این پژوهش، همسو با چارچوب مورد استفاده در تحقیق حاضر، بر روش تفاضل در تفاضل (Difference-in-Differences) و تفکیک کالاها به دو گروه «درمان» و «کنترل» استوار است. بدین منظور، نویسندگان ۲۰ قلم کالا را بر اساس ماده ۱۲ قانون مالیات بر ارزش افزوده (به‌عنوان کالاهای مشمول تغییرات نرخ مالیات) در گروه درمان قرار داده و ۲۳ قلم کالای معاف از تغییر نرخ را به‌عنوان گروه کنترل تعریف می‌کنند. سپس، با مقایسه رشد ماهانه قیمت کالاهای مشمول و معاف، اثر تغییرات نرخ مالیات بر مسیر قیمت‌ها را شناسایی می‌نمایند. در مرحله برآورد، درصد تغییر ماهانه قیمت هر کالا به‌عنوان متغیر وابسته و درصد تغییر نرخ مالیات (به‌همراه سایر متغیرهای کنترلی) به‌عنوان متغیر(های) توضیحی وارد مدل می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از بار مالیاتی به مصرف‌کننده منتقل شده و سهم مصرف‌کننده از مالیات بر ارزش افزوده در حدود ۶۳ درصد برآورد می‌شود.

### ۱-۱-۲. مرور ادبیات در حوزه عبور نرخ ارز به تورم:

[۱۱] Besley & Rosen
[۱۲] Besley
[۱۳] Taubman

در زمینه بررسی تاثیر بی ثباتی نرخ ارز بر سطح عمومی‌قیمت کالاهای وارداتی و مصرفی مطالعات متعددی در ایران و جهان انجام شده است که از مهمترین آنها در ایران می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود:

سیدمحمد فهیمی فرد (۱۴۰۳) در پژوهشی نتایج حاصل از شبیه‌سازی ۱۸ سناریو، در قالب نوع حذف ارز ترجیحی (یکباره، طی سه و طی پنج سال)، نوع جبران حمایتی (نقدی یا کالایی) و سطح پوشش حمایتی (تمامی دهک‌ها، دهک‌های پائین و متوسط یا تنها دهک‌های پائین درآمدی)، بر تولید و مصرف گروه‌های عمده غذایی (گوشت مرغ، تخم‌مرغ، شیر، گوشت قرمز و روغن خوراکی) را بررسی کرده است. برای این منظور، داده‌های مورد نیاز از ماتریس حسابداری اجتماعی مرکز پژوهش‌های مجلس و جدول داده-ستانده بانک مرکزی و در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۷ تا دی ۱۴۰۱ گردآوری شده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار متلب استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در میان سناریوهای مورد بررسی، بهترین سناریو، سناریوی حذف ارز ترجیحی طی دوره پنج ساله، جبران حمایتی نقدی و پوشش حمایتی از دهک‌های پائین و متوسط درآمدی می‌باشد. بدین مفهوم که اگر دولت حذف ارز ترجیحی را به‌تدریج طی دوره پنج ساله انجام داده و بصورت نقدی از دهک‌های پائین و متوسط درآمدی حمایت کند، اثرات منفی ناشی از شوک آن بر تولید و مصرف گروه‌های عمده غذایی خنثی شده و سپس مثبت می‌شود.

همچنین سیدمحمد فهیمی فرد (۱۴۰۲) در پژوهشی دیگر ، با روش شناسی کاملا مشابه و و در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۷ تا دی ۱۴۰۱ ، پژوهش را برای بررسی اثر حذف ارز ترجیحی بر عوامل تولید تکرار کرده و نشان داده است که اگر دولت حذف ارز ترجیحی را به تدریج طی دوره پنج ساله انجام داده و بصورت نقدی از دهکهای پائین و متوسط درآمدی حمایت کند، اثرات منفی شوک آن بر درآمد عوامل تولید و رفاه خنثی شده و سپس مثبت می شود.

سیدمحمد فهیمی فرد (۱۴۰۱) در مطالعه ای دیگر، آثار تکانه (شوک) ناشی از سناریوهای حذف نرخ ارز ترجیحی نهاده های کشاورزی (۲۵٪، ۵۰٪ و ۱۰۰٪) بر متغیرهای اقتصادی بخش کشاورزی را در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۷ تا دی ۱۴۰۱ برآورد کرده است. بدین منظور، گردآوری داده ها از ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۹۰ و جدول داده- ستانده ۱۳۹۵ و تحلیل آنها با مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) صورت گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که حذف ارز ترجیحی، به ترتیب، بر واردات، ارزش افزوده، تشکیل سرمایه ثابت و صادرات زیربخش های تولیدات دامی، تولیدات گیاهی، ماهیگیری و جنگل داری بیشترین تأثیر منفی را دارد، به گونه ای که تأثیر آن بر ارزش افزوده، تشکیل سرمایه ثابت، واردات و صادرات کل بخش کشاورزی، به ترتیب، ۳/۰۵ -، ۲/۵۰ -، ۳/۸۹ - و ۱/۴۸- درصد است. در نهایت، از آنجا که آثار منفی حذف ارز ترجیحی نهاده های کشاورزی بر بخش کشاورزی کمتر از افزایش تورم ناشی از عدم حذف ارز ترجیحی کالاهای اساسی و حتی کمتر از تورم ناشی از حذف کل این ارز است، این پژوهش، حذف ارز ترجیحی نهاده های کشاورزی پس از اتخاذ سیاست حمایتی جایگزین (سیاست

ترکیبی با حمایت مؤثر از تولیدکنندگان و مصرف کنندگان به ویژه اقشار آسیب ذیر مانند کارت اعتباری یا ترکیب سبد کالایی با کارت اعتباری) را پیشنهاد می‌دهد.

آقامیری، دامن‌کشیده و هادی‌نژاد (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران از دیدگاه پست‌کینزین‌ها» برای دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷ و با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، به تحلیل عوامل ساختاری مؤثر بر نرخ ارز پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که متغیرهایی چون شاخص قیمت (تورم)، خالص صادرات و نرخ بهره بیشترین تأثیر را بر افزایش نرخ ارز دارند. این یافته‌ها بر ماهیت نهادی-ساختاری نرخ ارز در ایران تأکید دارد.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵، با استفاده از روش الگوهای خودرگرسیون برداری (VAR)، تورم را از منظر پولی تحلیل کردند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که رشد نقدینگی، کسری بودجه دولت و نوسانات نرخ ارز، کانال‌های اصلی فشار بر سطح عمومی قیمت‌ها هستند و تورم در ایران غالباً پدیده‌ای پولی و ناشی از فشار تقاضای کل است.

کازرونی، فشاری و محمدی (۱۳۹۱) تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران را برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۸ با استفاده از مدل GARCH مورد پژوهش قرار دادند. نتایج دلالت بر این دارد که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت بر درجه عبور نرخ ارز داشته و همچنین متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی، هزینه نهایی شرکای تجاری و نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی دارند.

سهیلی، تاتلی و جانی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثر نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران برای دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۸ با طراحی یک سیستم معادلات همزمان و با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (SLS۳) پرداختند. نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم انتظاری بالاترین تأثیر را بر نرخ تورم دارد و پس از آن متغیرهای نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید بیشترین تأثیر را بر تورم بر جای گذاشته‌اند.

شجری و همکاران (۱۳۸۴) به بررسی و تحلیل عبور نرخ ارز در ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۲ با بهره‌گیری از الگوی VAR پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان داد که عبور نرخ ارز در ایران، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، به صورت ناقص می‌باشد؛ به این معنا که شوک‌های ارزی به طور کامل به قیمت‌های داخلی منتقل نمی‌شوند.

ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) در پژوهش خود عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کننده نرخ ارز واقعی را در چارچوب سه کالایی برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از روش هم‌انباشتگی (Cointegration) نتیجه گرفتند که در بلندمدت، نرخ ارز واقعی برای واردات با رابطه مبادله، سهم سرمایه‌گذاری، ذخایر بانک مرکزی و درجه باز بودن اقتصاد رابطه معناداری داشته است.

نصراصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) در پژوهش خود برای تحلیل عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰، به بررسی اثرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی پرداختند. آن‌ها با استفاده از تحلیل خودرگرسیونی برداری (VAR) نشان دادند که تکانه‌های نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور معناداری بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارد.

از مهمترین مطالعات انجام شده در فضای بین المللی نیز میتوان به موارد زیر اشاره کرد:

کاری‌یر-اسوالو و همکاران (۲۰۲۵)[۱۴] با استفاده از روش پیش‌بینی‌های محلی (Local Projections) و داده‌های ماهانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ برای ٤٦ کشور، عبور نرخ ارز را در قالب یک الگوی وابسته به وضعیت برآورد کرده‌اند. آن‌ها نشان می‌دهند که اندازه عبور نرخ ارز به سطح تورم، نااطمینانی و منشأ شوک ارزی وابسته است. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که در دوره‌های تورم بالا و نااطمینانی بیشتر، انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی شدیدتر می‌شود. این یافته برای اقتصادهایی که با بی‌ثباتی‌های ارزی و تورمی مواجه‌اند، اهمیت ویژه‌ای دارد.

شایدولین و همکاران (۲۰۲۵) [۱۵] در پژوهشی با هدف واکاوی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت گذر نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در اقتصاد روسیه، داده‌های بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۴ را با استفاده از مدل اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و چارچوب تصحیح خطا (ECM) مورد تحلیل قرار می‌دهد. یافته‌های این مطالعه ضمن تأیید وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای کلان از جمله نرخ ارز و شکاف تولید، نشان‌دهنده تشدید اثرات کوتاه‌مدت و تضعیف اثرات بلندمدت انتقال نرخ ارز پس از سال ۲۰۲۰ است. این تحقیق ضمن اثبات وجود نامتقارنی در بلندمدت (به‌نحوی که اثر کاهش قیمت‌ها بیش از افزایش آن است)، استدلال می‌کند که رژیم تورم هدف‌گذاری و تغییرات ساختاری در روابط خارجی و اقتصادی روسیه پس از سال ۲۰۲۰، نقش مؤثری در کاهش اثرات بلندمدتِ گذر نرخ ارز ایفا کرده‌اند که این یافته‌ها می‌تواند در بازنگری رژیم‌های سیاست پولی و مدیریت روابط اقتصادی خارجی مورد بهره‌برداری قرار گیرد.

ابرادویچ (۲۰۲۵) [۱۶] در پژوهشی با تمرکز بر اقتصاد کوچک و صادرات‌محور صربستان، به تحلیل تأثیر نرخ ارز بر تورم در بازه زمانی سه ماهه اول ۲۰۱۲ تا سه‌ماهه چهارم ۲۰۲۱ پرداخته است. نویسندگان با به‌کارگیری مدل اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، به اثبات وجود رابطه هم‌جمعی و رفتارهای نامتقارن انتقال نرخ ارز به تورم در هر دو سطح کوتاه‌مدت و بلندمدت دست یافته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تورم در صربستان نسبت به کاهش ارزش پول ملی (Depreciation) واکنش به‌مراتب شدیدتری نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که ۱۰ درصد کاهش ارزش منجر به ۲.۳۸ درصد افزایش در سطح قیمت‌ها می‌شود، در حالی که اثر افزایش ارزش پول (Appreciation) ناچیز و فاقد معناداری آماری است. این مطالعه ضمن تأیید سرعت تعدیل مناسب به سمت

---

[۱۴] Carrière-Swallow, Firat, Furceri, and Jiménez
[۱۵] Shaydullin, M.A., & Kadochnikova, E
[۱۶] Saša Obradović

تعادل بلندمدت از طریق مکانیسم تصحیح خطا، استدلال می‌کند که موفقیت راهبرد تورم هدف‌گذاری و نظام نرخ ارز شناور مدیریت‌شده در بانک مرکزی صربستان، در گروی مواجهه دقیق با فشارهای ناشی از کاهش ارزش نرخ ارز است که به‌عنوان یکی از چالش‌های کلیدی سیاست‌گذاران در این کشور شناسایی شده است.

نعیم اوغلو (۲۰۲٤) [۱۷] در پژوهشی با تمرکز بر اقتصاد ترکیه در بازه زمانی سه‌ماهه اول ۲۰۰۶ تا سه‌ماهه اول ۲۰۲۳، رابطه میان نرخ ارز و تورم را مورد واکاوی قرار داده است. در این مطالعه برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد Fourier KPSS و KPSSاستاندارد، و جهت تعیین وجود رابطه بلندمدت از آزمون‌های هم‌جمعی Fourier SHIN و SHIN استاندارد استفاده شده است؛ همچنین، برای برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت از تکنیک‌های DOLS ، FMOLS و CCR بهره گرفته شده است. یافته‌های حاصل از هر سه روش برآوردی، به‌طور یکسان حاکی از تأثیر مثبت و معنادار افزایش نرخ ارز بر سطح تورم در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت است. این نتایج ضمن برجسته‌سازی وابستگی ساختاری اقتصاد ترکیه به ارز خارجی، بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های مبتنی بر حفظ ثبات ارزی و تقویت راهکارهای درآمدزایی ارزی به‌عنوان الزامی کلیدی برای مهار فشارهای تورمی تأکید می‌ورزد.

وو و همکاران (۲۰۲٤) [۱۸] در پژوهشی با تمرکز بر ۱۶ کشور عضو اتحادیه اروپا، فرآیند گذر نرخ ارز به قیمت‌های وارداتی (ERPT) را طی بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۶ تا دسامبر ۲۰۲۲ مورد واکاوی قرار می‌دهند. این مطالعه با بهره‌گیری از الگوی پانل اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی(Panel ARDL) ، شواهدی از یک الگوی خطی در انتقال نرخ ارز ارائه می‌دهد که در طول زمان روندی نزولی داشته است. یافته‌ها حاکی از آن است که شدت این گذر به ویژگی‌های ساختاری کشورها بستگی دارد؛ به‌گونه‌ای که اقتصادهای دارای وابستگی بیشتر به واردات،عبور نرخ ارز بزرگ‌تری را تجربه می‌کنند. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد که در دوره‌های تشدید عدم قطعیت، نرخ گذر ارز به قیمت‌های وارداتی معنادارتر و پایدارتر است که این موضوع اهمیت ارزیابی توازن میان ریسک‌های ارزی و ثبات کلان اقتصادی را در سیاست‌گذاری‌های پولی برجسته می‌سازد.

ایکو و همکاران (۲۰۲٤) [۱۹] در مطالعه ای با بهره‌گیری از مدل‌های اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی غیرخطی آن(NARDL) ، پدیده گذر نامتقارن نرخ ارز به تورم (ERPT) را در اقتصاد نیجریه طی بازه زمانی سه‌ماهه اول ۲۰۱۰ تا سه‌ماهه دوم ۲۰۲۴ مورد واکاوی قرار می‌دهد. پژوهش حاضر ضمن در نظر گرفتن تحولات کلیدی سیاست‌گذاری پولی، از جمله یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۲۰۲۳، به بررسی آثار نوسانات ارزی بر تورم کل و تورم مواد غذایی می‌پردازد. یافته‌های این مطالعه حاکی از وجود رفتاری نامتقارن در انتقال شوک‌های ارزی است؛ به‌طوری‌که تأثیر کاهش ارزش پول ملی (Depreciation) بر تورم، شدیدتر و سریع‌تر (طی ۳ تا ۴ فصل) از تأثیر افزایش ارزش آن (Appreciation) ارزیابی شده است. این عدم تقارن به‌ویژه در بخش تورم مواد

---

۱۷ Mustafa Naimoğlu
۱۸ D. Vo., & N. T. Vu
۱۹ Nenubari John Ikue et al

غذایی به دلیل وابستگی بالای نیجریه به کالاهای وارداتی برجسته‌تر است. در نهایت، این پژوهش با تبیین پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، بر ضرورت مدیریت نوسانات ارزی و اتخاذ مداخلات سیاستی هدفمند برای تعدیل فشارهای تورمی ناشی از بی‌ثباتی ارزی تأکید می‌ورزد.

فاندامو و همکاران (۲۰۲۳) [۲۰] با استفاده از مدل SVAR و داده‌های فصلی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۷ نشان می‌دهند که گذار نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در زامبیا ناقص و نامتقارن است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کاهش ارزش پول ملی اثر تورمی قوی‌تر و پایدارتر از افزایش ارزش پول دارد.

موگارت و همکاران (۲۰۲۲) [۲۱] با به‌کارگیری روش پیش‌بینی‌های محلی (Local Projections) و داده‌های ژانویه ۲۰۰۰ تا ژانویه ۲۰۲۰ برای کشور برزیل، نشان می‌دهند که عبور نرخ ارز در زمان کاهش ارزش پول ملی هم بزرگ‌تر و هم سریع‌تر از زمان افزایش ارزش پول است. این یافته، نامتقارن بودن انتقال نرخ ارز به تورم را در اقتصاد برزیل تأیید می‌کند.

تیامیو (۲۰۲۲) [۲۲] در مطالعه ای با تمرکز بر اقتصاد نیجریه، فرآیند گذر نرخ ارز به تورم را طی بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۰ تا می ۲۰۲۱ مورد واکاوی قرار می‌دهد. مطالعه حاضر با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی ماهانه و به‌کارگیری مدل‌های اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی غیرخطی آن (NARDL) ، به بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها می‌پردازد. یافته‌های این تحقیق ضمن تأیید ماهیت خودتوضیح و تطبیقی تورم در نیجریه، نشان‌دهنده وجود رفتارهای نامتقارن در واکنش به نوسانات ارزی به‌ویژه در کوتاه‌مدت است. افزون بر این، نتایج حاکی از آن است که در دوره مورد مطالعه، شاخص تولید صنعتی نقشی مؤثرتر از عرضه پول در تعدیل تورم ایفا کرده است که این امر ضرورت بازنگری در سیاست‌گذاری‌های صرفاً پولی و تمرکز بر تقویت ظرفیت‌های تولیدی داخلی را برای مهار فشارهای تورمی برجسته می‌سازد.

آیسن و همکاران (۲۰۲۱) [۲۳] در پژوهش انجام‌شده درباره اقتصاد موزامبیک در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۹، از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌کند. به‌کارگیری این روش از آن جهت موجه است که متغیرهای پژوهش هم‌مرتبه نبوده و رویکرد ARDL برخلاف رویکرد یوهانسن، نیازمند هم‌جمعی متغیرها در یک مرتبه یکسان نیست، ضمن آن‌که در نمونه‌های کوچک از کارایی آماری مناسبی برخوردار است و امکان بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را نیز فراهم می‌سازد. این مطالعه ابعاد نامتقارن، قابل‌توجه و سریع انتقال نوسانات ارزی به سطح قیمت‌ها را مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ۵۰ درصد از تغییرات نرخ ارز در بازه‌ای کمتر از شش ماه به تورم منتقل می‌شود که این امر سرعت بالای انتقال را

---

۲۰ Fandamu, H., Ndulo, M., Mudenda, D., & Fandamu, M
۲۱ Mugarte, L. L., Baltar, C. T., & Ballini, R
۲۲ Tiamiyu
۲۳ Aisen et al

تأیید می‌کند. بر همین اساس، پژوهش مذکور بر لزوم تداوم سیاست‌های کلان اقتصادی محتاطانه و حفظ ثبات قیمتی به‌عنوان ابزاری کلیدی جهت کاهش نرخ گذر ارز به تورم در این کشور تأکید می‌ورزد.

باستین و سترفیلد (۲۰۲۰) [۲۴] در مقاله‌ی نظری با استفاده از یک چارچوب پساکینزی/ساختارگرا و بدون تکیه بر داده‌های تجربی، استدلال می‌کنند که شوک‌های اسمی نرخ ارز می‌توانند حتی اگر موقتی باشند، اثرات تورمی پایدار ایجاد کنند. چون مقاله داده‌محور نیست، برای آن دوره زمانی مطالعه به معنای متعارف وجود ندارد و باید آن را نظری و بدون داده تجربی در نظر گرفت.

مدنسی و همکاران(۲۰۱۷) [۲۵] در مقاله ای با استفاده از مدل SVAR و داده‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۶ برای کشور برزیل، شواهدی از گذار نامتقارن نرخ ارز ارائه می‌دهند. بر اساس این پژوهش، اثر کاهش ارزش پول ملی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌مراتب قوی‌تر از اثر افزایش ارزش پول ملی است؛ بنابراین، ثبات نرخ ارز در مهار تورم نقش مهمی دارد.

لین و وو (۲۰۱۲) [۲۶] با استفاده از داده‌های ماهانه تایوان طی دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۸ به بررسی عبور نرخ ارز در کاهش قیمت در تایوان پرداخته و از طریق روش TAR تأثیر مثبت و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز را نشان می‌دهند.

جونتیلا و کرهونن (۲۰۱۲) [۲۷] نقش رژیم نرخ تورم در عبور نرخ ارز به قیمت واردات را در خصوص ۹ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۹ مورد بررسی قرار داده‌اند و بر طبق نتایج به دست آمده از طریق روش حداقل مربعات معمولی غیرخطی بیان می‌کنند که بی‌ثباتی نرخ ارز و شکاف تولید بر درجه عبور نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

آگوئری و همکاران (۲۰۱۲) [۲۸] به مطالعه عبور نرخ ارز به بازبینی قیمت واردات در ۳۷ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند و با روش تحلیل سری های زمانی اظهار داشتند که متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز، شکاف تولید و هزینه‌های تولید تأثیر مثبت و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌دار بر درجه عبور نرخ ارز دارند.

کولیبالی و کمپ (۲۰۱۱) [۲۹] با روش خودرگرسیونی برداری در داده‌های تابلویی (Panel VAR) و طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ کاهش عبور نرخ مبادله ارز در کشورهای نوظهور را هدف مطالعه خود قرار دادند و کاهش درجه عبور نرخ ارز همراه با اجرای نظام پولی هدف‌گذاری تورمی را نتیجه گرفتند.

در مجموع، واکاوی ادبیات تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای کلان نظیر بی‌ثباتی نرخ ارز، هزینه‌های نهایی تولید، شکاف تولید و درجه باز بودن اقتصاد، تعیین‌کننده‌های اصلی و معنادار شدت عبور نرخ ارز به قیمت‌ها محسوب می‌شوند. همگرایی یافته‌ها در این

---

۲۴ Bastian & Setterfield
۲۵ Andre de Melo Modenesi et al
۲۶ Lin & Wu
۲۷ Junttila & Korhonen
۲۸ Aguerre
۲۹ Coulibaly & Kempf

حوزه، چارچوب نظری مستحکمی برای سنجش و ارزیابی پیامدهای سیاست‌گذاری‌های ارزی و مالی در سطوح ملی فراهم می‌آورد.

## ۳. روش تحقیق

### ۳-۱. روش تفاضل در تفاضل (Difference-in-Differences)

#### ۳-۱-۱. تعریف واژگان:

عبور نرخ ارز به درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای وارداتی نسبت به تغییر یک درصدی نرخ ارز بین کشورهای واردکننده و صادرکننده گفته می‌شود. عبور نرخ ارز کامل زمانی است که افزایش نرخ ارز به میزان یک درصد، باعث افزایش یک درصدی قیمت داخلی کالاهای وارداتی شود. در غیر این صورت، اگر تغییر نرخ ارز کمتر از یک درصد تغییر در قیمت کالاها ایجاد کند، عبور نرخ ارز جزئی یا ناقص است.

تورم به درصد تغییر قیمت کالاها در یک دوره زمانی خاص اطلاق می‌شود. اصابت مالیاتی مشخص‌کننده سهم مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان از مالیات پرداختی است، و از نظر تئوری، امکان انتقال کامل یا ناقص مالیات به مصرف‌کننده وجود دارد.

کالاهای جانشین به کالاهایی گفته می‌شود که افزایش قیمت یکی، تقاضای دیگری را افزایش می‌دهد. در مقابل، کالاهای مکمل به کالاهایی اطلاق می‌شود که افزایش قیمت یکی موجب کاهش تقاضای دیگری و یا کاهش قیمت یکی منجر به افزایش تقاضای دیگری می‌شود. در این تحقیق، "گروه درمان" به کالاهایی اطلاق می‌شود که مشمول سیاست ارز ترجیحی بوده‌اند، در حالی که "گروه کنترل" به کالاهایی گفته می‌شود که مشمول این سیاست نبوده‌اند.

#### ۳-۱-۲. شرح روش تحقیق:

روش تحقیق این مقاله تفاضل در تفاضل (Difference-in-Differences) می‌باشد. در این روش، کالاها به دو گروه درمان (Treatment: اقلامی که مشمول سیاست ارز ۴۲۰۰ تومانی شده اند) و گروه کنترل (Control: اقلامی با ساختار بازار و ویژگی های کالایی مشابه که مشمول سیاست پرداخت ارز۴۲۰۰ تومانی نبوده اند) تقسیم می‌شوند. معیار قرارگیری کالاها در گروه درمان، اعلام رسمی مراجع ذی‌ربط مبنی بر تحت شمول بودن این کالاها برای پرداخت ارز ترجیحی است. گروه کالاهای مشمول

در قبل از زمان اجرای سیاست $T_1$ و بعد از اجرای سیاست $T_2$ نامیده می‌شود. تغییرات در این گروه $T_2 - T_1$ (اختلاف بین کالاهای مشمول در قبل و بعد اجرای از سیاست ارز ۴۲۰۰ تومانی) خواهد بود. گروه کنترل قبل از اجرای سیاست $C_1$ و بعد از اجرای سیاست $C_2$ نامیده شده و تغییرات در این گروه $C_2 - C_1$ (اختلاف بین کالاهای معاف از سیاست در قبل و بعد از اجرای سیاست ارز ۴۲۰۰ تومانی) خواهد بود. سوال این تحقیق اینست که آیا تغییرات در کالاهای مشمول سیاست با تغییرات در کالاهای معاف از سیاست (گروه کنترل) متفاوت بوده است یا نه $(T_2 - T_1) - (C_2 - C_1)$ ؟. در صورتی که متوسط رشد قیمت این دو گروه در غیاب سیاست مشابه باشد، از مقایسه متوسط رشد آن در دوره اجرای سیاست، نسبت به دوره ی قبل از آن، افزایش قیمت کالاهای مشمول و ناکارآمد بودن سیاست پرداخت ارز ترجیحی تخمین زده می‌شود.طبق مبانی نظری علم اقتصاد، رابطه رگرسیون برای برآورد تفاضل در تفاضل بدین شکل خواهد بود:

$$Y = \beta_0 + \beta_1.Treatment + \beta_2.Post + \beta_3.Treatment * Post + e$$

(رابطه ۳-۱)

| | |
|---|---|
| **Y** | متغیر نتیجه (Outcome Variable). |
| **Treatment** | یک متغیر مجازی است که برای گروه درمان، مساوی یک و برای گروه کنترل مساوی صفر است. |
| **Post** | یک متغیر مجازی است که قبل از اجرای سیاست مساوی صفر بوده و بعد از اجرای سیاست یک خواهد بود. |
| **Treatment * Post** | یک متغیر مجازی است که تنها برای کالاهای مشمول و تنها در زمان اجرای سیاست، مساوی یک بوده و در غیر اینصورت مساوی صفر می‌باشد. |

جدول ( ۳-۱)

منبع: یافته‌های پژوهش.

می‌دانیم که هر یک از ضرایب، فرضیه‌های مختلفی را تست می کنند. این فرضیه‌ها برای ضرایب رگرسیون در رابطه (۳-۱) اینگونه خواهد بود:

| β | فرضیه |
|---|---|
| $\beta_0$ | آیا میانگین متغیرِ پیامد در گروه کنترل، قبل از اعمال درمان (مداخله)، نابرابر با صفر است؟ |

نسخه پیش از انتشار ویراستاری

| | |
|---|---|
| $\beta_1$ | آیا پیش از اعمال مداخله، تفاوت میان گروه کنترل و گروه درمان از نظر آماری با صفر تفاوت دارد؟ |
| $\beta_2$ | آیا تغییر در میانگین متغیر پیامد گروه کنترل قبل و بعد از اعمال سیاست (مداخله)، با صفر تفاوت دارد؟ |
| $\beta_3$ | برآوردگر تفاوت در تفاوت: آیا مداخله/درمان اثر معناداری دارد؟ |

جدول (۲-۳)

منبع: یافته‌های پژوهش.

همچنین تفسیر ضرایب رگرسیون در رابطه(۱-۳) بدین شرح است:

| β | **تفاسیر ضرایب با جزییات کامل** |
|---|---|
| $\beta_0$ | نشان‌دهندهٔ میانگین پیامد گروه کنترل پیش از مداخله (درمان) است. |
| $\beta_1$ | نشان‌دهندهٔ تفاوت بین گروه درمان و گروه کنترل پیش از مداخله (درمان) است. |
| $\beta_2$ | نشان می‌دهد میانگین پیامد گروه کنترل در دوره پس از درمان (مداخله) چه‌قدر تغییر کرده است. |
| $\beta_3$ | نشان می‌دهد میانگین پیامد گروه درمان در دوره پس از درمان، نسبت به حالتی که اگر همان گروه درمان مداخله را دریافت نمی‌کرد چه اتفاقی برای آن می‌افتاد، چه‌قدر تغییر کرده است. اگر $\beta_3 = 0$ باشد، می‌توان نتیجه گرفت که درمان هیچ اثری نداشته است. |

جدول (۳-۳)

منبع: یافته‌های پژوهش.

به طور دقیق، رگرسیون برآوردی این تحقیق بدین قرار است:

$$\text{Log of } Price_{imt} = \alpha_{im} + \beta_t + \beta_1.\text{Treatment} + \beta_2.\text{Post} + \beta_3.\text{Treatment} * \text{Post} + \delta X_{it} + \varepsilon_{imt}$$

رابطه (۲-۳)

شرح متغیر های موجود در این رابطه در ادامه آورده می‌شود:

| | |
|---|---|
| $Log\ of\ Price_{imt}$ | لگاریتم قیمت کالای i که در ماه شماره ی m و در سال t قرار دارد. |

| | |
|---|---|
| $Growth\ of\ Price_{imt}$ | درصد رشد قیمت کالای i که در ماه شماره ی m و در سال t قرار دارد. |
| $\alpha_{im}$ | اثر ثابت کالا - ماه |
| $\beta_t$ | اثر ثابت سال |
| $X_{it}$ | متغیر کنترلی شامل سایر ویژگی های آن کالای خاص |
| $\beta_1$. Treatment | متغیر مجازی با دو مقدار: مساوی یک زمانی‌که کالای مورد نظر تحت شمول سیاست پرداخت ارز ٤٢٠٠ تومانی بوده و مساوی صفر زمانی‌که کالای مورد نظر تحت شمول سیاست پرداخت ارز ٤٢٠٠ تومانی نیست. |
| $\beta_2$. Post | متغیر مجازی با دو مقدار: مساوی یک وقتی‌که کالای مورد نظر در زمانی بوده که سیاست پرداخت ارز ٤٢٠٠ تومانی اجرا شده است و مساوی صفر وقتی‌که کالای مورد نظر در زمانی بوده که سیاست پرداخت ارز٤٢٠٠ تومانی اجرا نشده یا متوقف شده است. |
| $\beta_3$. Treatment * Post | اثر میانگین بر گروه درمان (کالاهای مشمول سیاست)، که همان diff-in-diff است. |
| $\varepsilon_{imt}$ | پسماند رگرسیون |

)جدول (٤-٣)

منبع: یافته‌های پژوهش.

در این پژوهش، برای شناسایی اثر سیاست ارز ترجیحی از الگوی تفاضل در تفاضل استفاده می‌شود. در این الگو، اثرات ثابت کالا، ناهمگنی‌های زمانی‌ناپذیر میان کالاها را کنترل می‌کند و اثرات ثابت دوره، شوک‌ها و روندهای مشترک زمانی، از جمله تورم عمومی را در بر می‌گیرد. افزون بر این، وارد کردن اثرات ثابت ماه و سال و در صورت لزوم اثرات متقابل ماه-سال، امکان کنترل الگوهای فصلی و تغییرات مشترک قیمت‌ها در دوره‌های مختلف را فراهم می‌سازد. اگر در مدل اثرات ثابت کالا-ماه نیز لحاظ شده باشد، الگوهای فصلی اختصاصی هر کالا نیز کنترل خواهد شد.

متغیر تعاملی Treatment×Post فقط برای کالاهای مشمول در دوره اجرای سیاست مقدار یک می‌گیرد. ازاین‌رو، ضریب آن، یعنی $\beta_3$، تفاوت تغییرات قیمت یا رشد قیمت کالاهای مشمول نسبت به کالاهای معاف را پس از اجرای سیاست اندازه‌گیری

می‌کند. در نتیجه این ضریب، برآوردکننده اثر متوسط سیاست ارز ترجیحی مشروط به برقرار بودن مفروضات شناسایی روش تفاضل در تفاضل است.

استفاده از مدل اثرات ثابت به‌عنوان تصریح مرجع، به کنترل ویژگی‌های مشاهده‌نشده و ثابت هر کالا کمک می‌کند. این موضوع در شرایط تورمی ایران، به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷، اهمیت بیشتری دارد؛ زیرا هم‌زمانی اجرای سیاست با جهش‌های عمومی قیمت می‌تواند شناسایی اثر سیاست را با مخاطره مواجه سازد. کنترل اثرات زمانی، بخشی از این تهدید را کاهش می‌دهد؛ بااین‌حال، برای تفسیر علی نتایج، لازم است فرض روندهای موازی میان گروه‌های مشمول و معاف نیز بررسی یا دست‌کم مستدل شود.

جدول (۱-۳) نتایج برآورد مدل را برای مجموعه کالاهای مشمول و معاف، بدون تفکیک روابط قیمتی میان آن‌ها، ارائه می‌کند. با توجه به امکان وجود جانشینی یا مکمل‌بودن میان کالاهای دو گروه و در نتیجه بروز اثرات متقابل قیمتی، برآورد کلی ممکن است در معرض سوگیری قرار گیرد. ازاین‌رو، افزون بر برآورد مدل برای کل نمونه، کالاها بر اساس رابطه قیمتی به سه گروه جانشین، مکمل و بی‌ارتباط تقسیم شده‌اند و مدل برای هر گروه به‌طور جداگانه برآورد می‌شود.

### ۳-۲. دسته بندی ۳ گانه کالاها و تاریخ دقیق خروج از سیاست برای هریک از اقلام

در ابتدا کالاها به طور کلی، (بدون دسته بندی ۳ گانه ذکر شده) به شرح ذیل به دو گروه کنترل و درمان تقسیم می‌شوند:

| ردیف | کالاهای معاف (کلی) | کالاهای مشمول |
|---|---|---|
| ۱ | روغن حیوانی | روغن نباتی وجامد |
| ۲ | لوبیا سبز | لوبیا قرمز |
| ۳ | کنسرو ماهی | گوشت مرغ |
| ٤ | برنج ایرانی | برنج خارجی |
| ٥ | انواع کالباس | گوشت دام |
| ٦ | انواع شیر | تخم مرغ |

نسخه پیش از انتشار اولیه

| | | |
|---|---|---|
| ۷ | انواع پنیر | انواع کره |
| ۸ | نمک | شکر |
| ۹ | دفتر و دفترچه | روزنامه و مجله |
| ۱۰ | انواع نوشابه | چای خارجی |
| ۱۱ | لنت ترمز ماشین سواری | لاستیک ماشین سواری |
| ۱۲ | لوازم طبی و درمانی | دارو |
| ۱۳ | لوازم طبی و درمانی | تجهیزات پزشکی |

جدول (۵-۳)

منبع: یافته‌های پژوهش.

در ادامه، بر اساس مبانی مطرح‌شده در بخش روش تحقیق، کالاهای مورد بررسی با توجه به نوع رابطه قیمتی میان آن‌ها به سه گروه کالاهای جانشین، مکمل و بی‌ارتباط تقسیم می‌شوند. سپس، الگوی رگرسیونی برای هر یک از این گروه‌ها به‌صورت جداگانه و با دو تصریح اثرات ثابت (Fixed Effects) و اثرات تصادفی (Random Effects) برآورد می‌شود.

تصریح اثرات ثابت به‌عنوان مدل اصلی پژوهش در نظر گرفته شده است؛ زیرا امکان کنترل ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده و ثابت در طول زمان میان کالاها را فراهم می‌کند. بااین‌حال، به‌منظور مقایسه نتایج، بررسی حساسیت برآوردها به انتخاب تصریح و تکمیل تحلیل تجربی، مدل اثرات تصادفی نیز برای هر سه گروه کالایی اجرا خواهد شد. در ادامه، تقسیم‌بندی سه‌گانه کالاها و اقلام قرارگرفته در هر گروه ارائه می‌شود.

۱- دسته اول، کالاهای جانشین اند که به شرح ذیل می باشد:

| ردیف | کالاهای معاف جانشین(اثرمورد نظر + اثر جانشینی) | کالاهای مشمول |
|---|---|---|
| ۱ | روغن حیوانی | روغن نباتی وجامد |
| ۲ | لوبیا سبز | لوبیا قرمز |

نسخه پیش از انتشار اثر مورد استناد

| | | |
|---|---|---|
| ۳ | کنسرو ماهی | گوشت مرغ |
| ٤ | برنج ایرانی | برنج خارجی |
| ٥ | انواع کالباس | گوشت دام |

جدول (٦-۳)

منبع: یافته‌های پژوهش.

۲- دسته دوم، کالاهای مکمل اند که به شرح ذیل می‌باشد:

| ردیف | کالاهای معاف مکمل | کالاهای مشمول |
|---|---|---|
| ٦ | انواع شیر | تخم مرغ |
| ۷ | انواع پنیر | انواع کره |

جدول (۷-۳)

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳- دسته سوم، کالاهای بی ارتباط اند که به شرح ذیل می‌باشد :

| ردیف | کالاهای معاف بدون ارتباط(اثر مورد نظر) | کالاهای مشمول |
|---|---|---|
| ۸ | نمک | شکر |
| ۹ | دفتر و دفترچه | روزنامه و مجله |
| ۱۰ | انواع نوشابه | چای خارجی |
| ۱۱ | لنت ترمز ماشین سواری | لاستیک ماشین سواری |
| ۱۲ | لوازم طبی و درمانی | دارو |
| ۱۳ | لوازم طبی و درمانی | تجهیزات پزشکی |

جدول (۸-۳)

نسخه پیش از انتشار اداره استاندارد

منبع: یافته‌های پژوهش.

کالاهای مورد بررسی، با توجه به نوع رابطه قیمتی میان اقلام مشمول و گروه کنترل، به سه دسته تفکیک شده‌اند.

در دسته نخست، کالاهای مشمول سیاست نسبت به کالاهای گروه کنترل دارای رابطه جانشینی‌اند؛ برای مثال، روغن حیوانی را می‌توان جانشین روغن نباتی یا روغن جامد دانست. مطابق مبانی نظری و نتایج بندیک و مویج (۲۰۲۰)، در این حالت برآورد اثر سیاست ممکن است به سمت کم‌برآوردی متمایل شود. زیرا کاهش تقاضا برای کالای جانشین غیرمشمول، می‌تواند تقاضا برای کالای جانشین مشمول را افزایش داده و بخشی از اثر کاهنده مورد انتظار سیاست بر قیمت کالای مشمول را خنثی کند. ازاین‌رو، این گروه به‌طور جداگانه بررسی می‌شود تا پایداری و روایی نتایج برآوردشده ارزیابی شود.

در دسته دوم، کالاهای مشمول با کالاهای گروه کنترل رابطه مکملی دارند. بر اساس استدلال بندیک و مویج (۲۰۲۰)، در این وضعیت احتمال بیش‌برآوردی اثر سیاست وجود دارد؛ زیرا کاهش تقاضا برای کالای مکمل غیرمشمول، می‌تواند تقاضا برای کالای مشمول را نیز کاهش دهد. در نتیجه، کاهش قیمت مشاهده‌شده برای کالای مشمول ممکن است افزون بر اثر مستقیم سیاست، متأثر از این سازوکار تقاضا نیز باشد. بنابراین، مدل برای این دسته از کالاها نیز به‌صورت مستقل برآورد می‌شود تا دقت نظری تحلیل افزایش یابد.

دسته سوم شامل کالاهای مشمولی است که با کالاهای گروه کنترل رابطه جانشینی یا مکملی مشخصی ندارند. برآورد جداگانه مدل برای این گروه، امکان بررسی اثر سیاست در شرایطی را فراهم می‌سازد که احتمال سرایت اثرات قیمتی ناشی از روابط متقابل میان کالاها کمتر است.

همچنین، وضعیت برخورداری هر کالا از سیاست ارز ترجیحی در طول دوره بررسی به‌صورت زمان‌متغیر تعریف شده است. بدین معنا که متغیر وضعیت سیاست برای هر کالا فقط در ماه‌هایی مقدار یک می‌گیرد که آن کالا همچنان مشمول دریافت ارز ترجیحی باشد و در سایر ماه‌ها، از جمله پیش از اجرای سیاست یا پس از خروج کالا از فهرست اقلام مشمول، مقدار صفر دارد. بنابراین، متغیر تعاملی سیاست، تنها برای کالاهای مشمول و در دوره‌هایی فعال است که سیاست واقعاً برای آن‌ها برقرار بوده است.

برخی اقلام در فاصله خرداد ۱۳۹۸ تا فروردین ۱۳۹۹ از شمول سیاست ارز ترجیحی خارج شده‌اند. تاریخ خروج این کالاها با بررسی اسناد رسمی، از جمله تصویب‌نامه‌های هیئت وزیران، و تطبیق آن با گزارش‌های خبرگزاری‌های معتبر کشور تعیین شده است. بر این اساس، تاریخ‌های خروج اقلام از فهرست مشمولان ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی، که مبنای برآورد مدل‌های پژوهش است، در ادامه ارائه می‌شود:

نسخه پیش از انتشار ارزیابی شده

| ردیف | تاریخ دقیق خروج از سیاست | نام کالا |
|---|---|---|
| ۱ | ۱۳۹۹/۱۱/۰۱ | روغن نباتی وجامد |
| ۲ | ۱۳۹۸/۰٤/۰۱ | لوبیا قرمز |
| ۳ | ۱۳۹۹/۰۱/۰۱ | گوشت مرغ |
| ٤ | ۱۳۹۹/۰۳/۰۱ | برنج خارجی |
| ٥ | ۱۳۹۸/۰٤/۰۱ | گوشت دام |
| ٦ | ۱۳۹۸/۰٤/۰۱ | تخم مرغ |
| ۷ | ۱۳۹۸/۰٤/۰۱ | انواع کره |
| ۸ | ۱۳۹۹/۰۸/۰۱ | شکر |
| ۹ | ۱۳۹۸/۰۱/۰۱ | روزنامه و مجله |
| ۱۰ | ۱۳۹۸/۰٤/۰۱ | چای خارجی |
| ۱۱ | ۱۳۹۹/۰۲/۰۱ | لاستیک ماشین سواری |
| ۱۲ | ۰۱/ ۱۳۹۹/۱۲، ادامه دارد. | دارو |
| ۱۳ | ۰۱/ ۱۳۹۹/۱۲، ادامه دارد. | تجهیزات پزشکی |

جدول (۹-۳)

منبع: یافته‌های پژوهش.

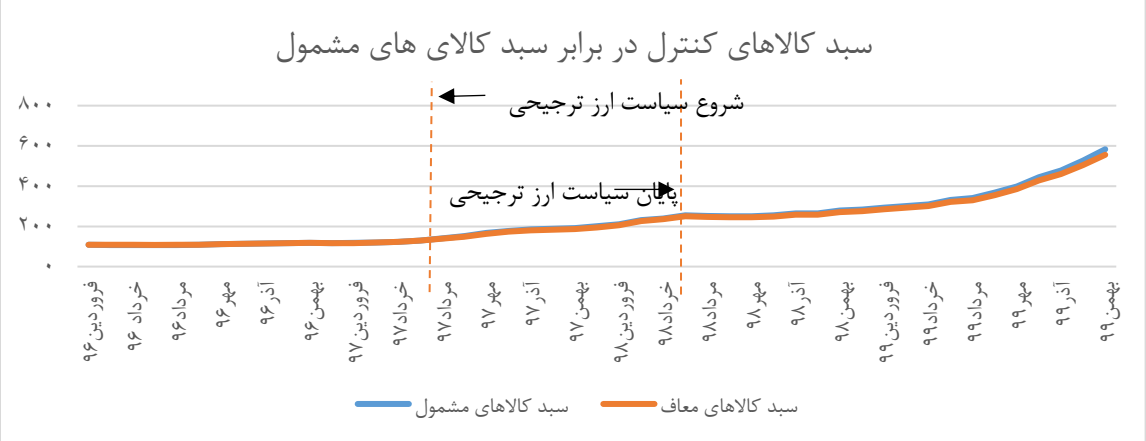
نسخه پیش از انتشار ناوداشته

شایان ذکر است که برخی از اقلام بررسی‌شده در این پژوهش، از جمله دارو و تجهیزات پزشکی، تا پایان دوره مورد بررسی همچنان مشمول دریافت ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی بوده‌اند و سیاست مزبور برای آن‌ها تداوم داشته است. با توجه به اینکه داده‌های این اقلام حداکثر تا اسفندماه ۱۳۹۹ در دسترس بوده، این تاریخ به‌عنوان آخرین دوره مشاهده برای این گروه از کالاها در نظر گرفته شده است. همچنین، به‌منظور یکسان‌سازی زمان آغاز مداخله در برآوردهای تجربی، مردادماه ۱۳۹۷ به‌عنوان تاریخ شروع اجرای سیاست ارز ترجیحی برای تمامی کالاهای مشمول تعیین شده است.

## ٤. نتایج برآورد مدل

### ٤-١. بررسی شرط روندهای موازی (Parallel trends)

به‌منظور ارائه تصویری مقدماتی از روند تغییرات قیمت، مسیر شاخص قیمت سبد کالاهای مشمول و معاف از سیاست ارز ترجیحی در طول دوره مطالعه در شکل (X) ترسیم شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در دوره پیش از آغاز اجرای سیاست، روند دو سبد تا حد زیادی هم‌جهت و نزدیک به یکدیگر است و واگرایی پایدار و آشکاری میان آن‌ها مشاهده نمی‌شود. این الگو، به‌صورت توصیفی، با فرض روندهای موازی در روش تفاضل در تفاضل سازگار است.




نمودار(۱)

منبع: یافته‌های پژوهش.

در نمودار(۱)، خط روند سبد کالاهای مشمول(کالای درمان) و سبد کالاهای معاف (کالای کنترل) نشان داده شده است. به دلیل تمرکز این مقاله بر برآورد اثر سیاست ارز ترجیحی و محدودیت‌های مربوط به ساختار داده‌ها و حجم اطلاعات موجود برای دوره پیش از اجرای سیاست، آزمون‌های اقتصادسنجی دقیق روندهای موازی، از جمله برآورد مطالعه رویداد و آزمون معناداری تعامل

میان متغیر درمان و روندهای زمانی پیش از سیاست، در این مطالعه انجام نشده است. بنابراین، نتایج مدل تفاضل در تفاضل باید با توجه به این ملاحظه روش‌شناختی تفسیر شود. بررسی رسمی و دقیق اعتبار فرض روندهای موازی، استفاده از مشخصات پویای مدل، و ارزیابی ناهمگنی روندهای پیش از سیاست به مطالعات آینده و پژوهش‌هایی با داده‌های طولانی‌تر و جزئیات زمانی بیشتر واگذار می‌شود.

## ٤-٢. برآورد رابطه رگرسیون برای کلیه کالاها

در این بخش به نتایج برآورد مدل‌ها ، تفسیر ضرایب و دلالت‌های آن برای مساله تحقیق پرداخته می‌شود. به‌منظور ارائه تصویری فشرده از نتایج و مقایسه ضرایب میان گروه‌های مختلف، خلاصه برآوردهای اصلی در جدول (٤-١) گزارش شده است:

| گروه کالایی | متغیر وابسته | ضریب Post×Treatment در تصریح مرجع | آماره t | تعداد مشاهدات | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| کلیه کالاها | سطح قیمت | −۰/۰۵۱۹ | −۰/٦٦ | ۱۱۷۵ | غیرمعنادار |
| کلیه کالاها | رشد قیمت | −۰/۰۱۱۷ | −۱/۷۳ | ۱۱۵۰ | غیرمعنادار |
| جانشین | سطح قیمت | −۰/۱۰۰ | −۱/۲۲ | ۴۷۰ | غیرمعنادار |
| جانشین | رشد قیمت | −۰/۰۱٦۳ | −۱/۷۸ | ۴۶۰ | غیرمعنادار |
| مکمل | سطح قیمت | −۰/۰٦۷۹ | −۱/٦۳ | ۱۸۸ | غیرمعنادار |
| مکمل | رشد قیمت | −۰/۰۵٦٤ | −۲/٤۳ | ۱۸۴ | غیرمعنادار |
| بی‌ارتباط | سطح قیمت | −۰/۰۲۲٤ | −۰/۱٤ | ۵۱۷ | غیرمعنادار |
| بی‌ارتباط | رشد قیمت | ۰/۰۰٤۲۸ | −۰/۷۱ | ۵۰۶ | غیرمعنادار |

جدول (٤-١)

متغیر وابسته، نرخ رشد قیمت کالاها است. تمامی مدل‌ها با روش اثرات ثابت و با کنترل اثرات ثابت ماه و سال برآورد شده‌اند. Treatment متغیر مجازی کالاهای مشمول سیاست ارز ترجیحی و Post متغیر مجازی دوره پس از اجرای سیاست است. ضرایب گزارش‌شده مربوط به متغیر تعاملی Post× Treatment هستند. منبع: یافته‌های پژوهش.

نسخه پیش از انتشار ارزیابی استاد

همان‌گونه که جدول (٤-١) نشان می‌دهد، ضرایب متغیر تعاملی در بیشتر تصریح‌ها منفی هستند، اما در تصریح مرجع از نظر آماری معنادار نیستند. بنابراین، شواهد تجربی این پژوهش از وجود اثر معنادار و پایدار سیاست ارز ترجیحی بر کاهش قیمت کالاهای مشمول حمایت نمی‌کند. جداول تفصیلی برآوردها برای بررسی کامل ضرایب سایر متغیرها و تصریح‌های مختلف در پیوست ارائه می‌شوند.

## ٤-٣. برآورد تخمین‌ها برای تصریح مرجع برای دو حالت: خطای استاندارد تقویت شده (Robust) و خطای استاندارد عادی (بدون خوشه‌بندی Clustering)

به‌منظور ارزیابی استحکام نتایج، مدل مرجع اثرات ثابت با دو روش محاسبه خطای استاندارد برآورد شد: خطای استاندارد متعارف و خطای استاندارد مقاوم خوشه‌بندی‌شده در سطح کالا. از آنجا که متغیر اصلی مورد توجه، جمله تعاملی Treatment×Post است، جدول (٤-٢) صرفاً ضریب این متغیر را برای کل نمونه و زیرگروه‌های کالایی گزارش می‌کند. نتایج تفصیلی شامل ضرایب سایر متغیرها، اثرات ثابت و شاخص‌های برازش در جداول پیوست مقاله ارائه شده‌اند.

| گروه کالایی | ضریب Treatment×Post | آماره t با خطای استاندارد متعارف | آماره t با خطای استاندارد مقاوم خوشه‌ای | تعداد مشاهدات | $R^2$ تعدیل شده | جمع‌بندی |
|---|---|---|---|---|---|---|
| کلیه کالاها | -۰٫۰٦۱۹ | -۳٫۰۰*** | -۰٫۸۱ | ۱۱۷۵ | ۰٫۸۷۹ | شواهد کافی برای اثر معنادار مشاهده نمی‌شود. |
| کالاهای جانشین | -۰٫۱۰۸۰ | -۳٫۲۵*** | -۱٫۳٤ | ٤۷۰ | ۰٫۸۷۹ | شواهد کافی برای اثر معنادار مشاهده نمی‌شود. |
| کالاهای مکمل | -۰٫۰۷۸۲ | -۱٫۹۲* | -۲٫۰۱** | ۱۸۸ | ۰٫۹۲۱ | نتیجه به بازبینی آماره و سطح |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | معناداری نیاز دارد. |
| کالاهای بی‌ارتباط | -۰٫۰۴۹۰ | -۱٫۶۰ | -۰٫۳۲ | ۵۱۷ | ۰٫۸۸۵ | شواهد کافی برای اثر معنادار مشاهده نمی‌شود. |

جدول (۲-٤)

متغیر وابسته، نرخ رشد قیمت کالاها است. تمامی مدل‌ها با روش اثرات ثابت و با کنترل اثرات ثابت ماه و سال برآورد شده‌اند. Treatment متغیر مجازی کالاهای مشمول سیاست ارز ترجیحی و Post متغیر مجازی دوره پس از اجرای سیاست است. ضرایب گزارش‌شده مربوط به متغیر تعاملی Post× Treatment هستند. ستون سوم آماره t بر پایه خطاهای استاندارد متعارف و ستون چهارم آماره t بر پایه خطاهای استاندارد مقاوم خوشه‌بندی‌شده در سطح کالا را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز در جداول تفصیلی، آماره‌های t هستند.**، ***** و ********** به‌ترتیب بیانگر معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. منبع: یافته‌های پژوهش.

## ۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

این پژوهش با هدف ارزیابی اثر سیاست پرداخت ارز ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی بر قیمت و تورم کالاهای اساسی در ایران انجام شد. برای این منظور، از روش تفاضل در تفاضل و داده‌های ماهانه قیمت مصرف‌کننده برای ۱۷ قلم کالا در فاصله فروردین ۱۳۹۶ تا اسفند ۱۳۹۹ استفاده شد. سیاست ارز ترجیحی از مرداد ۱۳۹۷ برای بخشی از کالاهای اساسی اجرا شد؛ بااین‌حال، به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌ها، این مطالعه همه ۲۵ قلم کالای مشمول سیاست را پوشش نمی‌دهد.

نتایج برآوردها در دسته‌بندی‌های مختلف کالاها، شامل کالاهای جانشین، مکمل و فاقد ارتباط معنادار، نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی Treatment*Post در اغلب تصریح‌ها از نظر آماری معنادار نیست. این یافته بیانگر آن است که در چارچوب داده‌ها و مشخصات مورد استفاده، شواهد کافی برای رد فرضیه صفر نبود اثر سیاست بر قیمت یا نرخ رشد قیمت کالاهای مشمول وجود ندارد. بنابراین، نتایج را نباید به‌منزله اثبات قطعی بی‌اثری سیاست تلقی کرد؛ بلکه می‌توان گفت اثر معنادار و قابل اتکایی از اجرای سیاست در نمونه بررسی‌شده مشاهده نشد. این نتیجه در مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی و نیز در تصریح‌هایی که متغیر وابسته در آن‌ها از سطح قیمت به نرخ رشد قیمت تغییر یافته است، عموماً پایدار باقی می‌ماند.

نسخه پیش از انتشار اثر در راستا

یافته‌های این پژوهش مبنی بر نبود شواهد آماری کافی از کاهش معنادار قیمت کالاهای مشمول، لزوماً به معنای بی‌اثر بودن کامل تخصیص ارز ترجیحی در مرحله اولیه سیاست نیست؛ بلکه می‌تواند نشان‌دهنده تضعیف یا انتقال اثر سیاست در مراحل مختلف زنجیره تأمین باشد. به‌عبارت دیگر، حتی اگر بخشی از منفعت ناشی از ارز ترجیحی در نقطه ورود کالا یا تأمین نهاده ایجاد شده باشد، این منفعت الزاماً به‌طور کامل به مصرف‌کننده نهایی منتقل نمی‌شود.

یکی از سازوکارهای محتمل، نشت منابع و انحراف کالا یا نهاده از مسیر موردنظر سیاست‌گذار است. تفاوت میان نرخ ارز ترجیحی و نرخ ارز بازار، انگیزه قابل‌توجهی برای بیش‌اظهاری واردات، کم‌اظهاری ارزش کالا، تغییر مسیر کالا، فروش نهاده یا کالای واردشده در بازارهای غیررسمی و تخصیص منابع به مصارف غیرهدف ایجاد می‌کند. در چنین شرایطی، بخشی از یارانه ارزی پیش از رسیدن کالا به بازار مصرف از زنجیره رسمی خارج می‌شود و در نتیجه، اثر مورد انتظار آن بر قیمت مصرف‌کننده کاهش می‌یابد.

سازوکار دیگر به ایجاد رانت و توزیع نامتوازن منافع مربوط می‌شود. ارز ترجیحی، به دلیل محدود بودن دسترسی و اداری بودن فرآیند تخصیص، می‌تواند ارزش اقتصادی قابل‌توجهی برای دریافت‌کنندگان ایجاد کند. در این وضعیت، منفعت حاصل از سیاست ممکن است به‌جای آنکه به‌صورت کاهش قیمت میان مصرف‌کنندگان توزیع شود، در اختیار واردکنندگان، واسطه‌ها یا برخی حلقه‌های زنجیره تولید و توزیع قرار گیرد. همچنین، در بازاری که رقابت کامل وجود ندارد، بنگاه‌ها ممکن است بخشی از کاهش هزینه ناشی از ارز ترجیحی را به حاشیه سود خود اضافه کنند و آن را به‌طور کامل در قیمت نهایی منعکس نکنند.

مشکلات توزیع و ضعف انتقال یارانه در طول زنجیره تأمین نیز می‌تواند اثربخشی سیاست را محدود کند. طولانی بودن زنجیره توزیع، تعدد واسطه‌ها، تفاوت قیمت در مراحل مختلف، هزینه‌های حمل‌ونقل و انبارداری و ضعف نظام نظارت بر قیمت‌گذاری، موجب می‌شود فاصله میان قیمت واردات یا هزینه تأمین نهاده و قیمت پرداختی مصرف‌کننده افزایش یابد. بنابراین، تخصیص ارز ترجیحی به‌تنهایی تضمین نمی‌کند که کاهش هزینه در مرحله واردات به همان نسبت به قیمت خرده‌فروشی منتقل شود.

افزون بر این، فساد اداری و ضعف حکمرانی می‌تواند از طریق تخصیص غیرشفاف منابع، تبعیض در دسترسی به ارز، جعل یا دست‌کاری اسناد تجاری، تبانی میان ذی‌نفعان و ضعف نظارت پسینی، بخشی از منابع سیاست را از هدف اولیه آن منحرف کند. در این حالت، حتی در صورت تخصیص رسمی ارز به کالاهای هدف، سازوکار اجرایی سیاست ممکن است مانع تحقق کامل اثر آن بر رفاه مصرف‌کنندگان شود. البته، داده‌ها و روش برآورد این پژوهش برای شناسایی مستقیم میزان نشت، رانت یا فساد طراحی نشده‌اند؛ بنابراین، این موارد در این مقاله به‌عنوان سازوکارهای تبیینی محتمل مطرح می‌شوند، نه نتایج علّی مستقیم.

در مجموع، می‌توان گفت که اثربخشی سیاست ارز ترجیحی به سه مرحله اصلی وابسته است: تخصیص صحیح منابع در مرحله ورود، انتقال منافع در طول زنجیره تأمین و انعکاس آن در قیمت نهایی مصرف‌کننده. اختلال در هر یک از این مراحل می‌تواند

موجب شود اثر مورد انتظار سیاست در شاخص قیمت کالاهای اساسی ضعیف، ناپایدار یا از نظر آماری نامعنا شود. از این منظر، یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند با این برداشت سازگار باشد که مسئله اصلی سیاست صرفاً میزان تخصیص ارز نیست، بلکه کیفیت حکمرانی، شفافیت تخصیص، نظارت بر زنجیره تأمین و سازوکار انتقال یارانه به مصرف‌کننده نیز اهمیت اساسی دارد.

بررسی شواهد تجربی این پژوهش نشان‌دهندهٔ عدم موفقیت و ناکارآمدی سیاست پرداخت ارز ترجیحی به‌عنوان یکی از مصادیق مداخله و سیاست‌های حمایتی دولت اسلامی است. درحالی‌که آموزه‌های اسلامی دولت را مکلف به تضمین امنیت غذایی و رفاه عمومی با حفظ و بهینه‌سازی بیت‌المال می‌داند، تخصیص غیرهدفمند یارانه در حلقهٔ اول زنجیره تأمین بدون سازوکار نظارتی کارآمد، موجب انحراف منابع و عدم تحقق آرمان‌های عدالت‌محور اقتصاد اسلامی در حوزه حمایت اجتماعی شده است. از منظر اهداف اقتصادی دولت اسلامی، ارزیابی چنین سیاستی صرفاً به بررسی کاهش سطح قیمت محدود نمی‌شود؛ بلکه باید میزان تحقق اهدافی همچون حمایت مؤثر از معیشت خانوارهای آسیب‌پذیر، توزیع عادلانه منابع عمومی، صیانت از بیت‌المال و جلوگیری از اتلاف منابع و ایجاد رانت نیز مورد توجه قرار گیرد. بر اساس نتایج این مطالعه، نمی‌توان شواهد آماری کافی برای تأیید تحقق هدف کنترل قیمت کالاهای مشمول ارائه کرد. با توجه به اینکه پرداخت ارز ترجیحی مستلزم تخصیص منابع عمومی است، نبودِ اثر معنادار بر قیمت‌ها می‌تواند ضرورت بازبینی در سازوکار هدف‌گیری، نظارت بر زنجیره واردات و توزیع، و ارزیابی میزان انتقال منفعت سیاست به مصرف‌کننده نهایی را نشان دهد. بااین‌حال، درباره سایر ابعاد عدالت توزیعی و رفاهی، به دلیل نبود داده‌های مربوط به درآمد، مصرف، سهم خانوارها از یارانه و توزیع منافع در زنجیره عرضه، نمی‌توان در این پژوهش داوری قطعی کرد.

بر این اساس، پیشنهاد سیاستی نخست، ایجاد سامانه شفاف و قابل ردیابی برای ثبت تخصیص ارز، واردات، قیمت‌گذاری و توزیع کالاهای مشمول است تا امکان سنجش میزان انتقال یارانه به مصرف‌کننده نهایی فراهم شود. پیشنهاد دوم، مقایسه منظم پرداخت یارانه در ابتدای زنجیره با حمایت مستقیم و هدفمند از خانوارهای واجد شرایط است؛ به‌گونه‌ای که انتخاب میان این دو سازوکار بر اساس معیارهایی مانند هزینه اجرایی، میزان نشت منابع، پوشش خانوارهای هدف و اثر بر قیمت مصرف‌کننده صورت گیرد. پیشنهاد سوم، اجرای طرح‌های آزمایشی و ارزیابی پیشینی و پسینی سیاست‌های حمایتی پیش از تعمیم آن‌ها در مقیاس ملی است. این پیشنهادها به‌جای فرض برتری قطعی یک ابزار، بر ضرورت ارزیابی شواهد و مقایسه کارایی ابزارهای مختلف حمایت از مصرف‌کننده تأکید دارند.

این مطالعه با چند محدودیت مواجه است. نخست، داده‌های در دسترس تنها ۱۷ قلم از ۲۵ قلم کالای مشمول سیاست را پوشش می‌دهد و ازاین‌رو، تعمیم نتایج به کل کالاهای اساسی باید با احتیاط انجام شود. دوم، اطلاعات دقیق و یکپارچه درباره زمان شروع

و توقف سیاست برای هر قلم کالا در دسترس نبوده است؛ بنابراین، ممکن است تفاوت در زمان‌بندی اجرای سیاست میان کالاها به‌طور کامل در مدل لحاظ نشده باشد. سوم، دوره بررسی نسبتاً کوتاه است و امکان مطالعه کامل آثار میان‌مدت و بلندمدت سیاست را محدود می‌کند. چهارم، داده‌های مورد استفاده عمدتاً قیمت‌محورند و اطلاعات کافی درباره مقدار مصرف، درآمد خانوار، سهم یارانه در هزینه خانوار، هزینه‌های زنجیره توزیع و میزان نشت منابع وجود ندارد. در نتیجه، یافته‌ها عمدتاً ناظر بر اثر سیاست بر قیمت‌هاست و نه ارزیابی جامع رفاهی یا توزیعی آن.

برای پژوهش‌های آینده، استفاده از داده‌های کامل‌تر درباره هر ۲۵ قلم کالای مشمول و زمان دقیق آغاز، استمرار و توقف سیاست برای هر کالا ضروری است. همچنین، پیشنهاد می‌شود شرط روندهای موازی با استفاده از داده‌های پیش از مداخله و آزمون‌های روندی یا مطالعه رویداد بررسی شود. انجام دقیق‌تر آزمون روندهای موازی و آزمون شبه‌درمان (Placebo Test)، بررسی پویایی اثر سیاست و کنترل برای روندهای متفاوت پیش از اجرا مستلزم دسترسی به داده‌های طولانی‌تر، منظم‌تر و با تفکیک زمانی دقیق‌تر بوده و از محدودیت های این تحقیق است و می‌تواند در پژوهش‌های آینده دنبال شود. استفاده از طرح‌های جایگزین، مانند مطالعه رویداد، تفاوت در تفاوت‌های چنددوره‌ای و روش‌های کنترل ترکیبی، می‌تواند به ارزیابی پویایی اثر سیاست کمک کند. در نهایت، ترکیب داده‌های قیمت با داده‌های هزینه و مصرف خانوار، اطلاعات واردات و توزیع، و شاخص‌های رفاهی امکان بررسی دقیق‌تر آثار توزیعی و میزان تحقق اهداف عدالت‌محور سیاست را فراهم خواهد کرد.

## ملاحظات اخلاقی

### حامی مالی

نویسندگان در نگارش مقاله هیچ گونه کمک مالی مشخصی از نهادهای تأمین مالی در بخش‌های دولتی، تجاری یا غیرانتفاعی دریافت نکرده‌اند.

### مشارکت نویسندگان

نویسندگان در نگارش و پژوهش مقاله مشارکت مساوی داشته‌اند.

## اعلامیهٔ هوش مصنوعی مولد و فناوری‌های مبتنی بر هوش مصنوعی در فرایند نگارش

در نـگارش این مقالـه از هیچ هـوش مصنوعـی اسـتفاده نشـده اسـت.

## تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

## پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسـندگان از جعل داده‌ها، تحریف، سرقت علمی و هرگونه سوءرفتار پژوهشـی اجتناب کرده و اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همهٔ آن‌هاست.

## بیانیه دسترسی به داده‌ها

هیچ داده‌ای در دسترس نیست.

نسخه پیش از انتشار ناوردا

## منابع


۱. پورکاویان، زینب، و پورکاویان ، رضا. (۱٤۰٤). رویکرد و مؤلفه‌های حاکمیتی رفاه اجتماعی در سیره امام علی(ع) از دیدگاه نهج‌البلاغه، دوفصلنامه علمی کتاب قیم، دانشگاه میبد، ۱۶(۳۲)، ۱۹۶-۲۰۹. https://doi.org/۱۰,۳۰۵۱۲/kq.۲۰۲۵,۲۲۸۸۱,٤۰۰۸

۲. فهیمی‌فرد، سیدمحمد. (۱٤۰۳). تعیین سناریوی بهینه کاهش اثرات ناشی از شوک حذف ارز ترجیحی بر گروه‌های عمده غذایی: رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی (RDCGE). سیاست گذاری اقتصادی، ٦(۳۱)، ۱۵۵-۱۸٦. https://doi.org/۱۰,۲۲۰۳٤/epj.۲۰۲٤,۲۰٤٤۲,۲٤٦٥

۳. فهیمی‌فرد، سیدمحمد. (۱٤۰۲). تعیین سناریوی بهینه کاهش آثار حذف ارز ترجیحی بر رفاه و درآمد عوامل تولید: رهیافت مدل تعادل عمومی RDCG. پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۸(۳۷)، ۷-۳۱. https://doi.org/۱۰,۲۲۰۸۰/iejm.۲۰۲٤,۲٦۲۷۹,۲۰۱۱

٤. فهیمی‌فرد، سیدمحمد، رفعتی، محسن، و گیلانپور، امید. (۱٤۰۱). بررسی آثار حذف ارز ترجیحی نهاده‌های کشاورزی بر بخش کشاورزی ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE). اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۳۰(۲). https://doi.org/۱۰,۳۰٤۹۰/aead.۲۰۲۲,۳۵۵۵۱۷,۱۳٦۸

۵. آقامیری، سیدمحمد، دامن‌کشیده، مرجان، و هادی‌نژاد، منیژه. (۱٤۰۰). بررسی عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران از دیدگاه پست‌کینزین‌ها. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۵(۵٤)، ۲۰۹-۲۳۸.

٦. کازرونی، علیرضا، سلمانی، بهزاد، و فشاری، مجید. (۱۳۹۱). تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران: رهیافت TVP. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱(۲)، ۸۵.

۷. سهیلی، کیومرث، الماسی، مجتبی، و سقایی، مریم. (۱۳۹۱). ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران. پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۷(۱۳).

۸. شجری، هوشنگ، طیبی، سیدکمیل، و جلائی، سیدعبدالمجید. (۱۳۸٤). تحلیل عبور نرخ ارز در ایران. مجله اقتصادی پولی و مالی، ۱٦.

۹. ابریشمی، حمید، و رحیمی، آزاده. (۱۳۸۳). بررسی عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کننده نرخ ارز در چارچوب سه کالایی: مورد مطالعه ایران. پژوهشنامه بازرگانی، ۳۰. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۱۰. نصراصفهانی، رضا، و یاوری، کاظم. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱٦. تهران: دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۱. مجلسی، محمدباقر (۱۴۰۳ق) . بحارالأنوار الجامعة لدُررِ أخبار الأئمة الأطهار (ع)، بیروت: دار إحیاء التراث العربی، جلد ٤۰، صفحه ۳۲۷.

۱۲. Carrière-Swallow, Y., Firat, M., Furceri, D., & Jiménez, D. (۲۰۲۵). State-dependent exchange rate pass-through. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 87*(۳), ۵۳۹–۵٦۱. https://doi.org/۱۰,۱۱۱۱/obes.۱۲٦٤۵

۱۳. Shaydullin, M. A., & Kadochnikova, E. I. (۲۰۲۵). Econometric estimation of the effect of transferring currency exchange rate onto consumer prices: Is there a decrease? *Russian Journal of Economics and Law*, ۵۷۲–۵۹۰. https://doi.org/۱۰,۲۱۲۰۲/۲۷۸۲-۲۹۲۳,۲۰۲۵,۳,۵۷۲-۵۹۰


نسخه پیش از انتشار اولیه

١٤. Obradović, S. (٢٠٢٥). Exchange rate and inflation dynamics: Asymmetric effects in a NARDL framework. *Financial Markets, Institutions and Risks, 9*(١), ٣٠–٤٢. https://doi.org/١٠,٦١٠٩٣/fmir.٩(١).٣٠-٤٢,٢٠٢٥

١٥. Naimoğlu, M. (٢٠٢٤). The exchange rate pass-through effect in Türkiye: Fourier Shin cointegration approach (٢٠٠٦–٢٠٢٣). *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 26*(١), ٢٠٨–٢٢٥. https://doi.org/١٠,١٦٩٥٣/deusosbil.١٣٥٤٤٥٢

١٦. Vo, D. H., & Vu, N. T. (٢٠٢٤). Exchange rate pass-through for European Union countries. *PLOS ONE, 19*(٨), e٠٣٠٩٥٢٧. https://doi.org/١٠,١٣٧١/journal.pone.٠٣٠٩٥٢٧

١٧. Ikue, N. J., Ofuru, B. S., Onodjaefe, J., Onuosa, C. O., Ajaba, J., & Emeke, N. J. (٢٠٢٤). Asymmetric exchange rate pass-through and inflation rate in Nigeria. *International Journal of Research in Business and Social Science, 13*(٧), ٢٨٢–٢٩٢. https://doi.org/١٠,٢٠٥٢٥/ijrbs.v١٣i٧,٣٦٩٣

١٨. Fandamu, H., Ndulo, M., Mudenda, D., & Fandamu, M. (٢٠٢٣). Asymmetric exchange rate pass through to consumer prices: Evidence from Zambia. *Foreign Trade Review, 58*(٤), ٥٠٤–٥٢٣. https://doi.org/١٠,١١٧٧/٠٠١٥٧٣٢٥٢٢١١٤٣٨٨٦

١٩. Mugarte, L. L., Baltar, C. T., & Ballini, R. (٢٠٢٢). *Larger and faster exchange rate pass through when the currency depreciates: A local projections approach for the case of Brazil* [Preprint]. SSRN. https://doi.org/١٠,٢١٣٩/ssrn.٤١٥٢٧١٨

٢٠. Tiamiyu, K. A. (٢٠٢٢). *Exchange rate pass-through to inflation: Symmetric and asymmetric effects of monetary environment in Nigeria* (MPRA Paper No. ١١٣٢٢٣). Munich Personal RePEc Archive. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/١١٣٢٢٣/

٢١. Manguinhane, E., & Simione, F. F. (٢٠٢١). *An empirical assessment of the exchange rate pass-through in Mozambique* (IMF Working Paper No. ٢٠٢١/١٣٢). International Monetary Fund. https://doi.org/١٠,٥٠٨٩/٩٧٨١٥١٣٥٧٣٦٩٤,٠٠١

٢٢. Bastian, E. F., & Setterfield, M. (٢٠٢٠). Nominal exchange rate shocks and inflation in an open economy: Towards a structuralist inflation targeting agenda. *Cambridge Journal of Economics, 44*(٦), ١٢٧١–١٢٩٩. https://doi.org/١٠,١٠٩٣/cje/beaa٠٠٨

٢٣. Modenesi, A. de M., Luporini, V., & Pimentel, D. (٢٠١٧). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence, inflation dynamics and policy implications for Brazil (١٩٩٩–٢٠١٦). In *The Brazilian economy since the great financial crisis of 2007/2008* (pp. ٦٩–٩٩). https://doi.org/١٠,١٠٠٧/٩٧٨-٣-٣١٩-٦٤٨٨٥-٩_٤

٢٤. Weyl, E. G., & Fabinger, M. (٢٠١٣). Pass-through as an economic tool: Principles of incidence under imperfect competition. *Journal of Political Economy, 121*(٣), ٥٢٨–٥٨٣. https://doi.org/١٠,١٠٨٦/٦٧٠٤٠١

٢٥. Brun-Aguerre, R., Fuertes, A. M., & Phylaktis, K. (٢٠١٢). Exchange rate pass-through into import prices revisited. *Journal of International Money and Finance, 31*(٤), ٨١٨–٨٤٤. https://doi.org/١٠,١٠١٦/j.jimonfin.٢٠١٢,٠١,٠٠٩

٢٦. Junttila, J., & Korhonen, M. (٢٠١٢). The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import prices. *International Review of Economics & Finance, 24*, ٨٨–٩٦. https://doi.org/١٠,١٠١٦/j.iref.٢٠١٢,٠١,٠٠٥

۲۷. Lin, P. C., & Wu, C. S. (۲۰۱۲). Exchange rate pass-through in deflation: The case of Taiwan. *International Review of Economics & Finance, 22*(۱), ۱۰۱–۱۱۱. https://doi.org/۱۰,۱۰۱٦/j.iref.۲۰۱۱,۱۰,۰۱۰

۲۸. Coulibaly, D., & Kempf, H. (۲۰۱۰). *Does inflation targeting decrease exchange rate pass-through in emerging countries?* (CES Working Paper No. ۲۰۱۰,٤۹). Centre d'Économie de la Sorbonne.

۲۹. Burstein, A., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (۲۰۰٥). Large devaluations and the real exchange rate. *Journal of Political Economy, 113*(٤), ۷٤۲–۷۸٤. https://doi.org/۱۰,۱۰۸٦/٤۳۱۲٥٤

۳۰. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (۲۰۰٥). Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics, 87*(٤), ٦۷۹–٦۹۰. https://doi.org/۱۰,۱۱٦۲/۰۰۳٤٦٥۳۰٥۷۷٥۰۹۸۱۸۹

۳۱. Besley, T. J., & Rosen, H. S. (۱۹۹۹). Sales taxes and prices: An empirical analysis. *National Tax Journal, 52*(۲), ۱٥۷–۱۷۸. https://doi.org/۱۰,۱۰۸٦/NTJ٤۱۷۸۹۳۸۷


نسخه پیش از انتشار ناوردا