فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و دوم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۴۰۱ ـ صفحات ۱۵۵-۱۲۹

تأثیر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران

مهدی شعبان‌زاده خوشرودی[1*]
امید گیلان‌پور[2]
ابراهیم جاودان[3]
محسن رفعتی[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۸/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱

چکیده

به‌دنبال تشدید تلاطم‌های ارزی از اواخر سال ۱۳۹۶، ستاد اقتصادی دولت برای مقابله با آثار این رویداد و مدیریت بازار ارز، از ابتدای سال ۱۳۹۷، به اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا جهت واردات کالاهای اساسی اقدام کرد. هدف اصلی اجرای این سیاست، ممانعت از سرایت التهابات ارزی به بازار کالاهای اساسی مورد نیاز مردم و منتفع کردن دهک‌های پایین جامعه عنوان شده بود. با این حال، امروزه باگذشت سه سال از اجرای این طرح، بسیاری از کارشناسان معتقدند که اجرای سیاست یارانه ارز ترجیحی، هزینه‌های زیادی را به دنبال داشته و به علت ناکامی در کنترل افزایش قیمت‌ها، نتوانسته است ثبات مصرف مواد غذایی هدف را بین خانوارها تضمین کند. در مقابل، موافقان اجرای این سیاست، معتقدند که تأثیر سیاست ارز ترجیحی در کنترل نوسانات و رشد قیمت محصولات در بازار نهایی و درنهایت، مصرف خانوارها، قابل ملاحظه بوده است. از این رو، همواره این پرسش در محافل علمی و سیاسی کشور مورد بحث بوده که آیا یارانه پرداختی در قالب سیاست ارز ترجیحی به مصرف‌کننده نهایی رسیده و بر سطح مصرف او اثر معنی‌دار داشته است؟ با این رویکرد، پژوهش پیش‌رو، به ارزیابی اثر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی در مناطق

۱. استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران. (نویسنده مسؤول) m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران. o.gilanpour@agri-peri.ac.ir
۳. استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران. e.javdan@agri-peri.ac.ir
۴. استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران. m.rafati@agri-peri.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

شهری ایران پرداخته است. جهت دستیابی به این هدف، ابتدا با به‌کارگیری مبانی نظری در مطالعات مختلف، مدل نظری تحقیق حاضر تبیین شد. شایان ذکر است که اطلاعات مورد نیاز برای مطالعه طی دوره زمانی ۹۹-۱۳۸۴ جمع‌آوری و در قالب مدل ARDL-PANEL تحلیل شدند. نتایج، نشان داد که اگرچه سیاست ارز ترجیحی بر مصرف خانوار، اثر مثبت و معنی‌دار داشته اما این تأثیر، قابل توجه نبوده است. ضمن آنکه بر اساس نتایج، شاخص قیمت گروه‌های غذایی و نوسانات نرخ ارز بر مصرف مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر منفی و در مقابل، افزایش درآمد خانوارهای شهری بر مصرف مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معنی‌دار دارند. درنهایت نیز نتایج حاصل از جزء ضریب تصحیح خطای پانل، نشان می‌دهد که به دلیل سرعت پایین تعدیل، آثار شوک‌های ارزی، ماندگاری بالایی در اقتصاد ایران دارند.

واژگان کلیدی: سیاست ارزترجیحی، مناطق شهری، مصرف مواد غذایی، مدل ARDL-PANEL
طبقه‌بندی JEL: O24، P25، Q18، C01

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

۱. مقدمه

امنیت غذایی، وضعیتی است که مردم در تمام زمان‌ها به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی، اجتماعی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس، نیازهای رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد (Fao, 2002). وضعیت امنیت غذایی در کشورها، تا حد زیادی به قیمت مواد غذایی و سطح درآمد خانوارها وابسته است. چنانچه سطح قیمت مواد غذایی کم نوسان و پایدار باشد، افزایش درآمد، می‌تواند سبب شود تا مصرف‌کنندگان، سبد غذایی خود را متنوع کنند و از مصرف غلات و محصولات ریشه‌ای و غده‌ای (مانند سیب‌زمینی) که ارزش غذایی پایینی دارند، به مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها روی آورند (Meade & Thome, 2017).

نوسانات قیمت مواد غذایی، عامل مهمی است که با اثرگذاری بر بعد دسترسی، امکان تحقق کامل این هدف را در جوامع مختلف با چالش‌های جدی مواجه می‌سازد (Rudolf, 2019). این مسأله، در کشورهای در حال توسعه، به سبب سهم بالای مخارج مواد غذایی از سبد مصرفی خانوارها، به شکل حادتری بروز پیدا کرده است و امنیت غذایی و سطح رفاه خانوارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Ginn Pourroy, 2019؛ Iddrisu & Alagidede, 2020). از این رو، دولت‌ها تلاش دارند تا با تدوین و اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی و مداخلات مستقیم، تأثیر عوامل ایجاد تنش در بازار مواد غذایی را تقلیل دهند (Laborde *et al.*, 2019).

با توجه به مطالعات متعدد، یکی از مهم‌ترین عواملی که قیمت و به تبع آن، مصرف مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نرخ ارز[1] می‌باشد (Abbott & Borot de Battisti, 2011؛ Reboredo & Ugando, 2014؛ Chou, 2019). افزایش نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه و بخصوص کشورهایی که بخش قابل توجهی از مواد غذایی مورد نیاز خود را وارد می‌کنند، پیامدهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی مختلفی به دنبال دارد و به افزایش قیمت مواد غذایی می‌انجامد (Ikuemonisan, 2018). افزایش نرخ ارز، سبب کاهش ارزش پول ملی و درنتیجه، افزایش تورم می شود. در این رابطه، با توجه به آن که دستمزد نیروی‌کار همزمان با تورم تعدیل نمی‌شود، انتظار بر این است که دستمزد، از آثار تورمی کاهش ارزش پول ملی عقب بیافتد؛ که این امر، درنهایت، سبب می‌شود تا سطح مصرف در جوامع کاهش یابد (Bahmani-Oskooee *et al.*, 2015).

بر این اساس، به دنبال افزایش تلاطم‌های ارزی ایجاد شده در ایران، ستاد اقتصادی دولت برای مدیریت بازار ارز، در ۲۰ فروردین سال ۱۳۹۷، اعلام نمود که جهت واردات کالاهای اساسی، اقدام به

1. Exchange rate

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا خواهد کرد. هدف اصلی این سیاست، کنترل نوسانات بازار داخلی، جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای اساسی و نرخ تورم کشور و همچنین جبران رفاه از دست رفته خانوارها بود. پس از این تاریخ، به مرور، تعداد اقلام دریافت‌کننده ارز با نرخ ترجیحی کاهش یافت؛ به طوری که در فروردین سال ۱۴۰۰، تنها به واردات محصولاتی از قبیل ذرت دانه‌ای، کنجاله سویا، جو، دانه‌های روغنی و روغن خام، ارز ترجیحی اختصاص داده شده است (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۸).

بر اساس گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران (۱۳۹۸)، اجرای سیاست یارانه ارز ترجیحی، هزینه‌های زیادی از قبیل رانت جویی، گسترش فساد، تضعیف تولید داخلی، هدر رفت منابع و خروج منابع ارزی را به دنبال داشته است. با این حال، آنچه که ادامه، اجرای سیاست پرداخت نرخ ارز ترجیحی را از سوی موافقان توجیه می‌کند، میزان تأثیر آن در کنترل نوسانات و رشد قیمت محصولات در بازار نهایی و درنهایت، مصرف خانوارها می‌باشد. از این رو، همواره این پرسش بین محافل علمی و سیاسی کشور مورد بحث بوده که آیا یارانه پرداختی در قالب سیاست ارز ترجیحی، به مصرف‌کننده نهایی رسیده است و بر سطح مصرف او اثر معنی‌دار داشته است؟

با این رویکرد، هدف اصلی پژوهش پیش‌رو، ارزیابی اثر تأثیر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران می‌باشد. شایان ذکر است که دستیابی به این هدف، شناخت لازم را در رابطه با حذف یا ادامه اجرای سیاست نرخ ارز ترجیحی، فراهم می‌کند.

۲. ادبیات و پیشینه تحقیق

مصرف، مبنای اصلی بسیاری از تحلیل‌های اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت را تشکیل می‌دهد. این موضوع، به این مسأله بر می‌گردد که مصرف با تأثیرگذاری بر چرخه‌های تجاری، تصمیمات کوتاه‌مدت در خصوص سیاست پولی و مالی را متأثر می‌سازد (Carroll, 2006؛ Iyke & Ho, 2020).

از آنجایی که تصمیم‌گیری در خصوص مصرف، عاملی مهم در شکل‌دهی به سیاست‌های مالی و پولی است، تعداد زیادی از مطالعات بر روی عوامل مؤثر بر مصرف متمرکز شده‌اند. درآمد، اولین متغیری است که همواره در مطالعات مختلف، بر نقش تعیین کننده آن بر مصرف اشاره شده است (Bahmani-Oskooee *et al.*, 2015).

کینز معتقد بود در کوتاه‌مدت، مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر مصرف، درآمد است. در تابع مصرف کینز، درآمد به صورت واقعی در نظر گرفته شده است. در هر سطح از درآمد واقعی، یک مقدار مصرف

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

ثابت برای تأمین نیازهای اساسی در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین، در سطح پایین درآمدی، میل نهایی به مصرف از میل متوسط به مصرف کوچک‌تر است (محسنی‌زنوزی و همکاران، ۱۳۹۶).

بلیندر و دیتون (Blinder & Dayton,1972)، در مطالعات خود دریافتند که عمدتاً تغییرات غیرمنتظره در درآمد و ثروت است که به تغییر در مصرف منجر می‌شود. واچتل (Wachtel, 1972) دریافت که پیش‌بینی تورم به طور کامل مخارج مصرف‌کننده را برای کالاهای بی‌دوام و خدمات افزایش خواهد داد، در حالی که مخارج برای کالاهای بادوام و پس‌انداز شخصی، کاهش را نشان می‌دهد.

از سوی دیگر، چنانچه تورم کاملاً قابل پیش‌بینی باشد، دارای اثر مخالف خواهد بود. ویلا گومز (Villagomez, 1994)، موفق به پیدا کردن اندازه و جهت اثر نااطمینانی تورم بر مصرف شد. او دریافت که افزایش در نااطمینانی تورم، می‌تواند پس‌انداز را افزایش دهد و ازاین‌رو، کاهش مصرف برای انگیزه احتیاطی صورت می‌گیرد.

نرخ ارز متغیر مهم دیگری است که از آن، به‌عنوان عامل تعیین کننده مصرف یاد می‌شود (Iyke & Ho, 2020). با جهانی شدن و تمایل کشورها برای پیوستن به تجارت بین‌المللی و رسیدن به منافع بازارهای بین‌المللی، نرخ ارز، نه تنها بر جریان‌های تجاری کشورها بلکه بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی مانند مخارج مصرف داخلی آنها نیز اثر می‌گذارد (Bahmani-Oskooee *et al.*, 2015). سیاست‌های کلان اقتصادی، تأثیر مهمی بر نرخ ارز دارند. به‌عنوان مثال، زمانی که سیاست مالی انقباضی اجرا می‌شود، نرخ ارز خارجی، تقویت و لذا افزایش می‌یابد (Zhao, 2020).

الکساندر (Alexander, 1952)، اولین فردی بود که ارتباط میان نرخ ارز و مصرف را بررسی نمود. او اعتقاد داشت که نرخ ارز از طریق اثرات عبوری خود بر تورم بر مصرف تأثیر می‌گذارد؛ به عبارت دیگر، هر گونه نوسان در نرخ ارز، سبب بروز نوسان در تورم می‌شود که این نوسان تورمی، بر تصمیمات خانوار درخصوص مصرف تأثیر می‌گذارد.

ابستفلد و روگوف (Obstfeld and Rogoff, 1998)، با استناد به این موضوع، عنوان کردند که عدم قطعیت نرخ ارز، می‌تواند از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم بر مصرف واقعی خانوار تأثیر بگذارد. آنها عنوان نمودند که تأثیر مستقیم، به این شکل نمایان می‌شود که شرکت‌ها و خانوارها به طور کلی، نسبت به عدم اطمینان، واکنش نامطلوب نشان می‌دهند و این امر به نوبه خود، بر تصمیمات مصرفی آنها تأثیر می‌گذارد. ضمن آنکه عدم اطمینان با اثرگذاری بر تولید، درآمد و تجارت، مصرف را متأثر می‌سازد.

تأثیر غیرمستقیم نیز به این شکل پدیدار می‌شود که شرکت‌ها با بالا بردن قیمت کالاها و خدمات خود، ریسک‌های مربوط به عدم قطعیت نرخ ارز را پوشش می‌دهند؛ که به نوبه خود، مصرف واقعی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

خانوار را متأثر می‌سازد. تضعیف ارزش پول داخلی، باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای خریداران خارجی شده و موجب افزایش صادرات و تقاضای کل و سطح قیمت‌ها می‌گردد. با توجه به ثابت ماندن دستمزدهای اسمی در کوتاه‌مدت، دستمزد حقیقی در کوتاه‌مدت، کاهش یافته و تولید افزایش می‌یابد؛ بنابراین، کاهش ارزش پول، باعث افزایش موقت تولید و افزایش دائمی قیمت‌ها می‌شود. البته باید توجه داشت که تأثیر بلندمدت کاهش ارزش پول بر سطح قیمت‌ها، به سیاست پولی بستگی دارد. تا زمانی که سیاست پولی در نگهداشتن انتظارات تورمی بلندمدت در سطح هدف، موفقیت‌آمیز باشد، عبور نرخ ارز، تنها اثر مستقیم بر سطح قیمت‌ها خواهد داشت (Savoie-Chabot *et al.*, 2015).

در مقابل، با افزایش ارزش پول ملی، توانایی خرید کالاهای خارجی تقویت می‌شود. در این صورت، کالاهای خارجی برای مصرف و سرمایه‌گذاری مقرون به‌صرفه می‌شوند؛ بدین معنی که میزان مصرف خارجی، می‌تواند افزایش یابد. با افزایش مصرف کالاهای خارجی، احتمال کاهش مصرف داخلی نیز وجود دارد (Zhao, 2020). در این رابطه، اسکویی و همکاران (۲۰۱۵)، نشان دادند که کاهش ارزش پول در کشورهای مجارستان، جمهوری چک، بولیوی و مالزی، باعث کاهش مصرف شده و بر توسعه اقتصادی آنها تأثیر منفی گذاشته است.

در رابطه با عوامل مؤثر بر مصرف، تاکنون مطالعات مختلفی، هم در داخل و هم در خارج از کشور، انجام شده است.

میرزامحمدی و انجم‌شعاع (۱۳۹۳)، اثر نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر را بر مصرف در ایران بررسی نمودند. هدف اصلی این مطالعه، شناسایی عوامل مؤثر مصرف در ایران، با تأکید بر نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) و مدل تصحیح خطا[2] (ECM) برای داده‌های فصلی دوره ۸۹-۱۳۶۷ بوده است. نتایج این مطالعه، نشان داد که تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت ولی نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی و نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر، اثر منفی بر مصرف دارند.

الماسی و زارع (۱۳۹۵)، تأثیر تلاطم نرخ ارز را بر مصرف داخلی بررسی نمودند. هدف این تحقیق، بررسی اثر تلاطم نرخ ارز مؤثر حقیقی بر مصرف داخلی در ۱۴ کشور با استفاده از داده‌های سالیانه ۲۰۱۵-۱۹۹۱ بوده است. در این راستا، ابتدا با به‌کارگیری الگوی اتورگرسیو واریانس شرطی ناهمسان تعمیم یافته[3] (GARCH)، تلاطم نرخ ارز مؤثر حقیقی، اندازه‌گیری، و سپس با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه توزیعی، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل برآورد شده است. نتایج این مطالعه، نشان داد که

1. Autoregressive Distributed Lag Model
2. Error Correction Model
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

در بلندمدت، تأثیر متغیرهای نرخ ارز مؤثر حقیقی و تولید ناخالص داخلی حقیقی بر مصرف، مثبت اما نرخ بهره حقیقی و تلاطم نرخ ارز مؤثر حقیقی بر مصرف داخلی، اثر منفی دارند.

محسنی زنوزی و همکاران (۱۳۹۶)، اثر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز را بر مصرف داخلی طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۷ بررسی کردند. بدین منظور، از مدل GARCH، برای اندازه‌گیری نااطمینانی نرخ ارز و از رهیافت ARDL، برای بررسی روابط بلندمدت و نیز از الگوی ECM، برای بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، استفاده شده است. نتایج این مطالعه، حاکی از آن است که تأثیر نرخ ارز بر مصرف، مثبت و معنادار و اثر نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف، منفی و معنی‌دار است. رابطه مثبت میان نرخ ارز و مصرف، موافق با نظریه گذر ارز می‌باشد. ضمن آنکه رابطه منفی بین نااطمینانی نرخ ارز و مصرف، موافق با نظریه جذب می‌باشد.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷)، اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز واقعی را بر مصرف بخش خصوصی در ایران بررسی نمودند. در این مطالعه، ابتدا نوسانات نرخ ارز واقعی، با استفاده از الگوی اتورگرسیو واریانس شرطی ناهمسان تعمیم‌یافته متقارن[1] (IGARCH) استخراج، و به شوک‌های مثبت و منفی، تجزیه شده است. سپس اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز بر رفتار مصرفی بخش خصوصی با استفاده از الگوی ARDL غیرخطی طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۳۸، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که رفتار مصرفی بخش خصوصی به جای اینکه تحت تأثیر سطح مطلق نرخ ارز واقعی باشد، تابعی از نوسانات و نااطمینانی‌های آن است. همچنین سطح نوسانات نرخ ارز واقعی (کاهش و افزایش) نیز اثر متفاوتی بر مصرف بخش خصوصی دارد، به طوری که اثر شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت، متقارن ولی در بلندمدت، نامتقارن است. ضمن آنکه متغیرهای درآمد و تورم نیز از متغیرهای مؤثر بر مصرف هستند که به ترتیب، اثر مثبت و منفی بر مصرف بخش خصوصی دارند.

زارعی و همکاران (۱۳۹۸)، اثر نوسانات نرخ ارز را بر مصرف کالای بادوام خانوارهای شهری استان‌های ایران بررسی نمودند. هدف این پژوهش، ارزیابی تأثیر متغیرهای نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره حقیقی، درآمد سرانه حقیقی، نرخ بیکاری بر مصرف کالاهای بادوام در بین خانوارهای شهری استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۵ بوده است. در این پژوهش، از پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل فضایی دوربین[2] و ضرایب دومرحله‌ای آرلانو - باور/بوندل- باند به‌منظور برآورد مدل اقتصادسنجی

1. Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Spatial Durbin Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

استفاده شد. نتایج این مطالعه، نشان داد که نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره حقیقی و نرخ بیکاری، تأثیر منفی و درآمد سرانه حقیقی، تأثیر مثبت بر مصرف کالاهای بادوام دارد.

لطفی هروی و آقاجانی (۱۴۰۰)، اثر نرخ ارز واقعی و نوسانات آن را بر مصرف بخش خصوصی طی دوره زمانی ۹۸-۱۳۶۸ بررسی نمودند. بدین منظور در این مطالعه، ابتدا با استفاده از الگوی IGARCH، به استخراج مقادیر نوسانات نرخ ارز واقعی پرداخته و سپس با بهره‌گیری از روش ARDL، تأثیر نرخ ارز واقعی و نوسانات آن بر مصرف بخش خصوصی بررسی گردید. نتایج، نمایانگر آن است که در بلندمدت، متغیرهای نوسانات نرخ ارز واقعی و نرخ تورم، تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبت بر مصرف بخش خصوصی دارند. همچنین یافته‌ها در کوتاه‌مدت، وجود رابطه مثبت، بین نوسانات نرخ ارز واقعی و مصرف بخش خصوصی و رابطه منفی، میان نرخ ارز واقعی و مصرف بخش خصوصی را تأیید می‌کنند.

بهمنی اسکویی و شی (Bahmani-Oskooee & Xi, 2012)، ارتباط میان نوسانات نرخ ارز و مصرف داخلی را در کشور ژاپن طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۰ بررسی نمودند. در این مطالعه، از رهیافت آزمون کرانه‌ها در مدل ARDL برای بررسی روابط بلندمدت و نیز الگوی ECM برای بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، استفاده گردید. ضمن آنکه نوسانات نرخ ارز از طریق مدل GARCH اندازه‌گیری شده است. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان داد که نرخ ارز، تنها در دوره کوتاه‌مدت بر مصرف خانوار، اثر منفی می‌گذارد اما نوسانات نرخ ارز و سطح درآمد، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، بر مصرف خانوار تأثیر مثبت می‌گذارند.

از سوی پاولیدیس و همکاران (Pavlidis *et al.*, 2015)، رابطه علی میان نرخ ارز واقعی و مصرف واقعی ۱۴ کشور عضو OECD بررسی، و جهت دستیابی به این هدف در این مطالعه، از آزمون علیت گرنجر خطی و غیرخطی استفاده شد. نتایج این مطالعه، نشان داد که با کاربرد آزمون علیت گرنجر غیرخطی، ارتباط علی از نرخ ارز به مصرف برای بسیاری از کشورهای عضو OECD، قابل مشاهده است.

بهمنی اسکویی و همکاران (Bahmani-Oskooee *et al.*, 2015)، تأثیر نوسانات نرخ ارز را بر مصرف داخلی ۱۲ اقتصاد نوظهور بررسی کردند. در این مطالعه، از رهیافت آزمون کرانه‌ها در مدل ARDL برای بررسی روابط بلندمدت و نیز الگوی ECM برای بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود استفاده شده است. نتایج این مطالعه، نشان داد که اگرچه در کوتاه‌مدت، بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف داخلی همه کشورها اثر می‌گذارد، با این حال، این اثرات در بلندمدت، فقط در نیمی از کشورها مشاهده شد. ضمن آنکه بر پایه نتایج این مطالعه، درآمد، هم در دوره کوتاه‌مدت و هم در دوره بلندمدت، بر مصرف خانوار، اثر مثبت و معنی‌دار داشته است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

اوسنی (Oseni, 2016)، تأثیر نوسانات نرخ ارز را بر مصرف خصوصی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا (SSA) بررسی نمود. دوره زمانی انجام این مطالعه، سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۹ بوده، و برای تجزیه و تحلیل اطلاعات، از روش پانل پویا، بهره‌گیری به‌عمل آمده، ضمن آنکه نوسانات نرخ ارز از طریق مدل GARCH(1,1) اندازه‌گیری شده است. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان داد که نوسانات نرخ ارز، تأثیر منفی و معناداری بر مصرف خصوصی در کشورهای SSA دارد.

آیکه و هو (Iyke & Ho, 2020)، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف خانوارها را در ۹ کشور شرق آسیا بررسی نمودند. دوره زمانی این مطالعه، ۲۰۱۴-۱۹۹۱ بوده و برای بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف، از تکنیک داده‌های پانل پویا استفاده شده است. نتایج این مطالعه، نشانه داد که بی‌ثباتی نرخ ارز در کوتاه‌مدت، اثر قابل توجهی بر مصرف ندارد اما در بلندمدت، آثار بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف خانوارها، قابل توجه است. ضمن آنکه بر اساس نتایج درآمد، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، بر مصرف خانوار، اثر مثبت و معنی‌دار داشته است.

بررسی پیشینه پژوهش، نشان می‌دهد که مطالعات انجام شده داخلی، اغلب در سطح کلان بوده و با رویکرد بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر مصرف کل، صورت پذیرفته‌اند؛ حال آنکه سیاست ارز ترجیحی در سال‌های اخیر برای برخی اقلام کشاورزی اجرا شده و می‌باید به‌عنوان یک سیاست خاص، به آن نگریست. لذا تأثیر آن باید در سطح خرد و صرفاً بر مصرف مواد غذایی بررسی گردد.

بنابراین، نوآوری و وجه تمایز مطالعه حاضر، آن است که در این مطالعه، صرفاً اثر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی متأثر از سیاست ارز ترجیحی بررسی شده است. نتایج برآمده از این تحقیق، می‌تواند به منظور تصمیم‌گیری در خصوص تداوم سیاست مذکور، مورد استفاده قرار گیرد.

۳. روش پژوهش

۳-۱. تصریح مدل

بر پایه بررسی‌های کونفرتی و همکاران (Conforti *et al.*, 2000)، ژنگ و همکاران (Zheng *et al.*, 2012) و آنریکوئز و همکاران (Anríquez *et al.*, 2013)، تغییرات نسبی در جذب کالری (انرژی) توسط مصرف‌کنندگان، همواره تابعی از تغییرات نسبی در قیمت مواد خوراکی و درآمد سرانه است. ضمن آنکه بر اساس مطالعه حسینی و همکاران (۱۳۹۵)، سیاست‌های دولت از جمله نوسانات نرخ ارز، به‌عنوان یکی از دلایل مهم تغییر در سطح قیمت‌ها و درنتیجه، رژیم غذایی مطرح شده است.

با توجه به موارد عنوان شده جهت بررسی اثر یارانه ارز ترجیحی و تأثیر آن بر مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران، مدل نظری تحقیق حاضر، به صورت رابطه (۱) تصریح شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

$$LnE = f(Lnp, LnI, LnEx, D) \quad (۱)$$

که در آن، LnE لگاریتم مقدار انرژی دریافتی یک فرد بالغ در مناطق شهری ایران، Lnp لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی، LnI لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق شهری، $LnEx$ لگاریتم نوسانات نرخ ارز و متغیر D به‌عنوان متغیر مجازی است که نشان‌گر ارز ترجیحی می‌باشد. شایان ذکر است از آن جا که رابطه فوق برای برخی از متغیرها به صورت لگاریتمی است، ضرایب محاسبه شده برای این متغیرها به عنوان کشش تفسیر می‌شوند. در مطالعه حاضر، تعریف عملیاتی متغیرهای رابطه (۱) به صورت زیر می‌باشد:

- **کالری (انرژی)**

برای محاسبات کالری مواد غذایی، ابتدا باید بخش‌های غیرخوراکی اقلام غذایی را از بخش‌های خوراکی آن جدا و سپس مواد مغذی برای بخش‌های خوراکی محاسبه شود. این جداسازی از آنجا اهمیت دارد که برخی از مواد غذایی مانند برنج، شیر و یا شکر، ۱۰۰ درصد خوراکی هستند، اما برخی از اقلام غذایی مانند گوشت، دارای استخوان و میوه‌هایی چون موز، هلو و گردو دارای پوست هستند. برای این جداسازی از ضریب تعدیل[1] استفاده شده است.

در ادامه، برای استخراج محتوای ریزمغذی‌ها و درشت مغذی‌ها، لازم است که ماتریس عملکرد تغذیه‌ای محاسبه شود. ماتریس عملکرد تغذیه‌ای، از حاصل‌ضرب دو ماتریس به دست می‌آید. ماتریس اول، شامل مقادیر مصرف اقلام خوراکی مختلف و ماتریس دوم، شامل میزان ماده مغذی دریافتی از هر یک کیلوگرم ماده خوراکی است. سطرهای ماتریس اول را اقلام غذایی تشکیل داده و ستون‌های این ماتریس، از مقادیر مصرف اقلام مختلف غذایی توسط خانوارها تشکیل شده است. همچنین سطر ماتریس دوم، از ارزش غذایی (انرژی) تشکیل شده و ستون‌های آن نیز میزان ماده دریافتی از اقلام خوراکی در هر گرم را نشان می‌دهند. از ضرب دو ماتریس فوق، ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوارها محاسبه می‌گردد. با فرض یک تابع خطی، معادله محتوای غذایی را، می‌توان به‌صورت رابطه (۲) ارائه کرد:

$$y_h^* = \sum_{j=1}^{n=k} \beta_j X_{hj} + \varepsilon_h \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، y_h^* سطح ماده مغذی (انرژی) جذب شده توسط اعضای خانوار hام است و X_{hj} مقدار کالای خوراکی jام مصرف شده توسط خانوار hام و β_j محتوای غذایی کالای خوراکی jام است. با تقسیم این ماتریس بر تعداد اعضای خانوار، ماتریس نفر در سال محاسبه می‌شود. ضمن آنکه با

1. Refuse Factor

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

تقسیم هرکدام از درایه‌های این ماتریس بر ۳۶۵، سرانه محتوای غذایی دریافتی از مواد مختلف خوراکی در طول روز به دست می‌آید (رفعتی و همکاران، ۱۴۰۰).

نکتهٔ مهمی که می‌باید در برآورد ماتریس عملکرد تغذیه‌ای به آن توجه نمود، سن اعضای خانوار است. سن اعضای مختلف متفاوت است و این امر، باعث می‌شود که مقدار مصرف هر فرد با توجه به سن او متفاوت باشد. برای غلبه بر این مسأله از روش پیشنهادی درکان و کریشنان (Dercon & Krishnan, 1998) استفاده و سن افراد بر اساس معیار معادل فرد بالغ برای هر خانوار تعدیل شد. شایان ذکر است که اطلاعات لازم برای محاسبه کالری، از اطلاعات خام هزینه- درآمد خانوارهای مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۹۹-۱۳۸۴ استخراج شده است.

- **شاخص قیمت گروه‌های مواد غذایی**

این متغیر، بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده خانوارهای شهری کشور به تفکیک سال و گروه‌های عمده برمبنای سال پایه ۱۳۹۵ است. در مطالعه حاضر، گروه‌های عمده براساس دسته‌بندی مرکز آمار ایران، شامل ۱۱ گروه: (۱) نان، غلات و فرآورده‌های آن، (۲) حبوبات، (۳) قند، شکر و شیرینی‌ها، (۴) چربی‌ها (گیاهی و حیوانی)، (۵) گوشت (شامل گوشت قرمز، سفید، ماهی و میگو)، (۶) شیر، لبنیات و تخم‌مرغ، (۷) سبزی‌ها، (۸) میوه‌ها، (۹) خشکبار، (۱۰) ادویه، چاشنی و سایر ترکیب‌های خوراکی و (۱۱) چای، قهوه و سایر نوشیدنی‌ها، می‌باشد. اطلاعات مربوط به این متغیر برای دوره زمانی ۹۹-۱۳۸۴، از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج شده است.

- **سطح درآمد خانوار در مناطق شهری**

این متغیر، بیانگر متوسط درآمد کل سالانهٔ یک خانوار شهری است که از وجوه و ارزش پولی کالاها و خدماتی که در برابر کار انجام شده و یا سرمایه به کار افتاده و یا از طریق منابع دیگر (حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از دارایی، دریافتی‌های انتقالی و نظایر آن)، به هریک از اعضای خانوار تعلق گرفته، و اطلاعات مربوط به این متغیر برای دوره زمانی ۹۹-۱۳۸۴، از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

- **نوسانات نرخ ارز**

این متغیر، بیانگر نوسانات نرخ ارز است که از روی نرخ ارز بازار غیررسمی و با استفاده از مدل ARIMA و انواع مدل‌های خانواده GARCH، استخراج، و اطلاعات مربوط به نرخ ارز بازار غیررسمی برای دوره زمانی ۹۹-۱۳۸۴، از داده‌های بانک مرکزی ایران گردآوری شده است.[۱]

- **متغیر مجازی ارز ترجیحی**

دولت در ۲۰ فروردین سال ۱۳۹۷، اعلام نمود که جهت واردات کالاهای اساسی، اقدام به اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا خواهد کرد. هدف اصلی این سیاست، کنترل نوسانات بازار داخلی، جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای اساسی و نرخ تورم کشور و همچنین جبران رفاه از دست رفته خانوارها بود. بر این اساس، متغیر مجازی ارز ترجیحی برای سال‌های قبل از ۱۳۹۷ برابر با صفر و برای سال‌های بعد از آن، یک در نظر گرفته شده است.[۲]

۲-۳. الگوی پانل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده

با معرفی و تبیین فرم تابعی ارتباط یارانه ارز ترجیحی و مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران (رابطه (۱))، ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها در قالب الگوی پانل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL-PANEL) مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های پانل، ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی هستند و در این روش، اطلاعات مربوط به داده‌های مقطعی در طول زمان مشاهده می‌شود. داده‌های مقطعی و سری زمانی صرف، ناهمسانی‌های فردی را لحاظ نمی‌کنند،

---

۱. برای استخراج متغیر نوسانات نرخ ارز با پیروی از بهمنی اسکویی و شی (Bahmani-Oskooee & Xi, 2012)، ابتدا با در نظر گرفتن درجات مختلف p و q، مدل‌های مختلف ARIMA برآورد و درنهایت، با توجه به نتایج و با استفاده از معیار SBC، ARIMA(1,0,0) به‌عنوان معادله میانگین انتخاب گردید. در ادامه، به منظور اطمینان از ثابت و یا متغیر بودن واریانس جمله خطا و یا به عبارت دیگر، اثر ARCH، از آزمون ضریب وایت استفاده شد. با توجه به معنی‌داری آماره آزمون در سطح احتمال ۱ درصد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH، رد و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود اثرات ARCH، پذیرفته شد. در گام بعدی، با استفاده از معیار SBC، درجه مناسب (p,q) برای مدل GARCH، مشخص و مدل GARCH(1,1)، به‌عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح و مدل‌سازی تلاطم‌ها و نوسانات انتخاب گردید.

۲. استفاده از متغیر مجازی، یکی از روش‌های متداول برای کمی سازی آثار سیاست‌های جدید در مطالعات مختلف اقتصادی است. با این حال این روش، دارای محدودیت‌هایی نیز می‌باشد؛ از جمله اینکه آثار دیگر رویدادهای اقتصادی، همزمان با اجرای سیاست موردنظر نیز در متغیر مجازی مستتر می‌گردد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

لذا ممکن است که تخمین، تورش‌دار شود؛ در حالی که در روش پانل، می‌توان این ناهمسانی‌ها را لحاظ کرد. همچنین داده‌های پانل، دارای اطلاعات و تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر، درجه آزادی و کارآیی بالاتر نسبت به سری زمانی و داده‌های مقطعی می‌باشند (توکلی کاشانی و همکاران، ۱۳۹۹). الگوی ARDL نیز ابتدا توسط پسران و پسران (Pesaran & Pesaran, 1997) ارائه و سپس توسط پسران و اسمیت (Pesaran & Smith, 1998)، پسران و شین (Pesaran & Shin, 1999) و پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) بسط داده شد.

به علت وجود محدودیت‌های استفاده از روش‌های انگل-گرنجر، یوهانسن-جوسیلوس و مدل‌های تصحیح خطا[1] (ECM)، این افراد در مطالعات خود، کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق، درصدد دستیابی بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند. مزیت به‌کارگیری روش ARDL بر سایر روش‌ها، این است که صرف‌نظر از ماهیت ایستایی متغیرهای موجود در مدل از نوع I(۰) و I(۱)، می‌توان رابطهٔ همگرایی بین متغیرها را نیز بررسی کرد (نجفی شریعت‌زاده و همکاران، ۱۳۹۵).

همچنین در مورد نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالایی است. لذا برآوردهای روش ARDL، به دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، ناأریب و کارآ هستند. همچنین این روش، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند (جعفری و همکاران، ۱۳۹۸). برای رابطه (۱)، الگوی PANEL-ARDL را می‌توان به صورت رابطه (۳) بیان نمود:

$$\begin{aligned}\Delta LnE_{it} = \alpha + \gamma_1 Lnp_{it-1} + \gamma_2 LnI_{it-1} + \gamma_3 LnEX_{it-1} + \gamma_4 Lnp_{it-1}.D_{t-1} + c_1 D_{t-1} \\ + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta LnE_{it-i} + \sum_{i=1}^{\varphi} b_{1i} \Delta Lnp_{it-i} + \sum_{i=1}^{\omega} b_{2i} \Delta LnI_{it-i} \\ + \sum_{i=1}^{\delta} b_{3i} \Delta LnEX_{it-i} + \sum_{i=1}^{\tau} b_{4i} \Delta Lnp_{it-1}.D_{t-1} + u_{it}\end{aligned} \quad (۳)$$

که در آن، LnE لگاریتم مقدار انرژی دریافتی یک فرد بالغ در مناطق شهری ایران، Lnp لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی، LnI لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق شهری، $LnEx$ لگاریتم نوسانات نرخ ارز و متغیر D به‌عنوان متغیر مجازی است که نشانگر ارز ترجیحی می‌باشد؛ ضمن آنکه γ_1، γ_2 و γ_3، ضرایب بلندمدت و α_i، b_{1i}، b_{2i} و b_{3i}، ضرایب کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. در رابطه

1. Error Correction Model (ECM)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

(۳)، فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌جمعی و فرضیه مقابل آن، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی به صورت زیر، مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$$
$$H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq 0 \quad (۴)$$

چنانچه بعضی از متغیرهای الگو، جمعی از مرتبه یک باشند، آماره F برای آزمون، دارای توزیع مجانبی استاندارد نمی‌باشد؛ اما صرف نظر از اینکه متغیرها جمعی از مرتبه یک یا صفر باشند، پسران و پسران (Pesaran & Pesaran, 1997) و پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001)، جدول مقادیر صحیح بحرانی را برای آزمون مذکور به ازای تعداد رگرسورهای مختلف ارائه نمودند. به علاوه، این جدول بر حسب اینکه الگو شامل عرض از مبدأ و روند باشد نیز متفاوت خواهد بود. اگر آماره F محاسبه شده، بالاتر از مقدار بحرانی حد بالای جدول باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد می‌شود. اگر آماره F در دامنه مذکور قرار بگیرد، آزمون F بی‌حاصل بوده و نتیجه‌گیری قطعی امکان‌پذیر نیست. سرانجام اگر آماره F پایین‌تر از مقدار بحرانی حد پایین جدول باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی پذیرفته می‌شود (الهیاری و همکاران، ۱۳۹۹).

شایان ذکر است که در الگو، در صورت وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها، می‌توان میان نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و مقادیر تعادلی بلندمدت، ارتباط برقرار کرد. این امکان از طریق الگوی تصحیح خطا فراهم است. فرم عمومی الگوی تصحیح خطای پانل برای رابطه (۳)، به صورت رابطه (۵) قابل بیان است:

$$\Delta LnE_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} \alpha_{\mathrm{i}}\, \Delta LnE_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\varphi} \mathrm{b}_{1\mathrm{i}}\, \Delta Lnp_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\omega} \mathrm{b}_{2\mathrm{i}}\, \Delta LnI_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\delta} \mathrm{b}_{3\mathrm{i}}\, \Delta LnEX_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\tau} \mathrm{b}_{4\mathrm{i}}\, \Delta Lnp_{\mathrm{it-1}}.D_{\mathrm{t-1}} + \theta ecm_{it-1} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، Δ عملگر تفاضل مرتبه اول است و θ سرعت تعدیل پارامتر مورد نظر یا سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند. ضمن آنکه ecm_{it}، جملات پسماندی است که از برآورد رابطه بلندمدت به دست آمده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

۳-۳. آزمون‌های مورد استفاده در الگوی پانل

در الگوی پانل مطالعه حاضر، دوره زمانی تحقیق ۹۹-۱۳۸۴ است و مقاطع، شامل ۱۱ گروه مواد غذایی: (۱) نان، غلات و فرآورده‌های آن، (۲) حبوبات، (۳) قند، شکر و شیرینی‌ها، (۴) چربی‌ها (گیاهی و حیوانی)، (۵) گوشت (شامل گوشت قرمز، سفید، ماهی و میگو)، (۶) شیر، لبنیات و تخم‌مرغ، (۷) سبزی‌ها، (۸) میوه‌ها، (۹) خشکبار، (۱۰) ادویه، چاشنی و سایر ترکیب‌های خوراکی و (۱۱) چای، قهوه و سایر نوشیدنی‌ها، می‌باشد.

در الگوی داده‌های پانل، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن بسیار مهم و ضروری است. بر اساس آزمون همگنی، اگر ناهمگنی پارامترها در بین افراد و مقاطع یا در طول سری نادیده گرفته شود، می‌تواند به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها منجر شود (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها آشکار است که از رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبدأهای ناهمگن را نادیده می‌گیرند، نباید استفاده نمود (توکلی کاشانی و همکاران، ۱۳۹۹). جهت انجام آزمون همگنی در ادبیات اقتصادسنجی، به طور معمول، از آزمون F لیمر استفاده و بر این اساس، مدل مناسب انتخاب می‌گردد. این آزمون را می‌توان به صورت رابطه (۶) بیان نمود:

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{POOLED})/n-1}{1-R^2_{LSDV}/nt-n-k} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، R^2_{LSDV} و R^2_{POOLED} به ترتیب، ضریب تعیین مدل‌های با متغیر دامی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. همچنین در این رابطه، n تعداد مقاطع، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و K تعداد رگرسورها را نشان می‌دهد. بر این اساس و بر پایه فرضیه صفر، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. پس از انجام آزمون همگنی برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو، باید مشخص گردد که کدامیک از روش‌های اثرات ثابت[1] یا اثرات تصادفی[2]، مناسب می‌باشند. برای این منظور نیز در مطالعات، به طور معمول، از آزمون هاسمن[3] (۱۹۷۸) استفاده می‌گردد. آماره آزمون هاسمن که دارای توزیع کای- دو می‌باشد، بر اساس رابطه (۷) محاسبه می‌گردد.

$$h = \left(beta_f - beta_r\right)' \left(var_f - var_r\right)^{-1} \left(beta_f - beta_r\right) \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، $beta_f$ و $beta_r$ به ترتیب، بردار ضرایب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی می باشند. var_f و var_r نیز ماتریس واریانس-کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان

1. Fixed effects
2. Random effects
3. Hausman's Test

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

می‌دهند. بر اساس فرضیه صفر برای تخمین معادلات، لازم است که اثرات تصادفی در نظر گرفته شود و فرضیه مقابل در آزمون، بر اثرات ثابت در الگو تأکید دارد (اسماعیلی‌مقدم، ۱۳۹۹).

۴. یافته‌های پژوهش

در مدل‌های پانل، همانند مدل‌های سری زمانی، قبل از برآورد الگو و بررسی نتایج، ابتدا لازم است پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس در مطالعه حاضر، پایایی متغیرهای الگو، از طریق آزمون لوین، لین و چو (LLC) و فیشر- دیکی فولر (Fisher-ADF) مورد بررسی قرار گرفته است. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر، وجود ریشه واحد در متغیرهای تحت بررسی می‌باشد؛ بنابراین، رد فرضیه صفر به معنای عدم وجود ریشه واحد و ایستا بودن متغیرها است. در جدول (۱)، نتایج حاصل از این آزمون‌ها ارائه شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، کلیه متغیرها یا در سطح ایستا و یا با یک بار تفاضل‌گیری، ایستا شده‌اند؛ به عبارت دیگر، کلیه متغیرها در الگوی تحت بررسی هم-انباشته از درجه صفر یا یک می‌باشند. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون ایستایی، می‌توان مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) را به‌عنوان مدل مناسب جهت بررسی ارتباط یارانه ارز ترجیحی و مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران، انتخاب نمود.[۱]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها	نماد	ایستایی	
		آزمون *LLC*	آزمون Fisher-ADF
لگاریتم کالری (انرژی)	LnE	I(0)	I(0)
لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی	Lnp	I(1)	I(1)
لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق	LnI	I(1)	I(1)
نوسانات نرخ ارز	EX	I(1)	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در استفاده از الگوی داده‌های پانل، قبل از برآورد الگو، علاوه بر انجام آزمون ریشه واحد، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است. در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی

۱. کیم و همکاران (Kim *et al.*, 2010)، نشان دادند که در مدل ARDL، چنانچه رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید شود، حساسیتی در مورد آزمون ریشه واحد و ترکیب متغیرهای I(0) و I(1)، وجود نخواهد داشت.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

این است که آیا باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟ بر این اساس و به جهت بررسی این موضوع، دو آزمون فوق انجام و نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

بر اساس نتایج آزمون همگنی، با توجه به معنی‌دار بودن آماره F در سطح احتمال کمتر از یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبدأها، رد می‌شود. درنتیجه، در برآورد الگو، لازم است اثرات گروهی در نظر گرفته شود و مدل به صورت پانل برآورد گردد. ضمن آنکه براساس آزمون هاسمن، با توجه به معنی‌داری آماره کای- دو محاسبه شده در سطح احتمال کمتر از ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر به‌کارگیری روش اثرات تصادفی، رد و بنابراین، لازم است برای تخمین ضرایب، از روش اثرات ثابت استفاده شود.

جدول ۲. نتایج آزمون همگنی و هاسمن

آزمون همگنی	
آزمون F	سطح معنی‌داری
۱۲۱/۵۵۵	۰/۰۰۰
آزمون هاسمن	
آزمون کای- دو (χ_1^2)	سطح معنی‌داری
۲۱/۰۲۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قبل از برآورد الگوی PANEL-ARDL و ارائه نتایج الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت، باید با استفاده از آماره‌های آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SCB) و یا حنان کویین (HQ)، تعداد وقفه بهینه مدل تعیین و سپس، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، مورد بررسی قرار گیرد.

در این راستا در مطالعه حاضر، به منظور تعیین تعداد وقفهٔ بهینه، مدل با استفاده از وقفه‌های مختلف برآورد و سپس، با معیار قرار دادن آماره SCB، وقفه بهینه یک تعیین شده است. بعد از تعیین تعداد وقفه بهینه، آزمون کرانه‌ها انجام گرفت تا وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. نتایج آزمون کرانه‌ها برای مدل رگرسیونی پژوهش، در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها به همراه حد بالا و حد پایین مقادیر که توسط پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) ارائه شده، نشان دهنده آن است که آماره F محاسباتی برای مدل رگرسیونی، بیش از مقدار F بحرانی حد بالا در سطح ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

به عبارت دیگر، متغیرهای لگاریتم کالری (انرژی)، لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی، لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق شهری و نوسانات نرخ ارز، هم‌جمع هستند و میان آنها ارتباط بلندمدت وجود دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون کرانه‌ها جهت بررسی ارتباط هم‌جمعی (بلندمدت)

آماره F محاسباتی	مقادیر بحرانی آزمون F کرانه‌ها در سطح ۵ درصد	
	I(1)	I(0)
۴/۸۵۵	۳/۳۸	۲/۳۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی پانل ARDL که در جدول (۴) گزارش شده‌اند، اعتبار بالای مدل تحت بررسی را تأیید می‌کنند. همان‌گونه که از نتایج جدول مذکور مشاهده می‌شود، ضریب تعیین (R^2)، بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی، گویای آن است که ۷۴/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود.

معنی‌داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. همچنین با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۴)، الگوی برآورد شده، دارای شرایط صحیح آماری است و فروض کلاسیک را تأیید می‌کند و هیچگونه مشکلی را از نظر عدم نرمالیتی، خود همبستگی و یا واریانس ناهمسانی، نشان نمی‌دهد.

جدول ۴. نتایج مؤلفه‌های اعتبارسنجی مدل

آزمون	آماره آزمون
نرمالیتی	$J - B_{0.195}$ = ۱/۱۰۴
خودهمبستگی	$\text{WLR}_{0.335}$ = ۱/۳۵۴
واریانس همسانی	$\chi^2_{(0.30)}$ = ۲/۱۰۹
R^2 = ۰/۷۴۷	F = ۹/۷۱۱(۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی پژوهش، در جدول (۵) ارائه شده است. بر اساس نتایج، ضریب متغیر مجازی ارز ترجیحی، مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است. ضمن آنکه ضریب متغیر اثر متقابل متغیر مجازی ارز ترجیحی و شاخص قیمت گروه‌های غذایی نیز مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است؛ بدین معنی که سیاست ارز ترجیحی، با ثبات قیمت مواد غذایی بر کالری دریافتی خانوار و یا به عبارت دیگر، مصرف خانوار، اثر مثبت و معنی‌دار داشته است. با این وجود، همان‌گونه که از نتایج مشخص است، ضریب بلندمدت این دو متغیر، به ترتیب، ۰/۰۳ و ۰/۰۵ به دست آمده که می‌تواند نشانگر تأثیر پایین این سیاست بر مصرف باشد.

بر این اساس، می‌توان گفت که اگر چه سیاست ارز ترجیحی بر مصرف خانوار اثر مثبت و معنی‌دار داشته اما این تأثیر، قابل توجه نبوده است. در این رابطه، باید اذعان نمود، همان‌طور که گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۸) نشان می‌دهد، درحالی‌که به علت کاهش درآمد واقعی خانوار، مصرف همه گروه‌های کالاهای اساسی در سال‌های ۱۳۹۷ و بعد از آن نسبت به سال ۱۳۹۶، کاهش داشته، اما واردات بسیاری از کالاهای اساسی طی این دوره، همواره روند افزایشی داشته است؛ اما این افزایش واردات، به دلایل گوناگون از جمله پدیده قاچاق و صادرات مجدد پس از فرآوری جزئی، به چرخه مصرف خانوارها وارد نشده است.

به این ترتیب، اجماع کلی وجود دارد که اجرای سیاست ارز ترجیحی به علت تشدید تورم در کشور طی سال‌های بعد از اجرای این سیاست و به تبع آن، کاهش قدرت خرید خانوار و نیز پدیده قاچاق و صادرات مجدد، تأثیر قابل توجهی بر مصرف خانوار نداشته اما در مقابل، هزینه‌های زیادی از قبیل رانت‌جویی، گسترش فساد، تضعیف تولید داخلی، هدر رفت منابع و خروج منابع ارزی را سبب شده است؛ بنابراین، سیاست مذکور در دستیابی به اهداف، آن‌طور که انتظار می‌رفت، موفق نبوده و نتوانسته هدف ثبات قیمت کالاهای اساسی و درنتیجه، ثبات مصرف مواد غذایی را محقق سازد.

نتایج، نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در شاخص قیمت گروه‌های مواد غذایی، انرژی دریافتی و یا به عبارت دیگر، مصرف خانوارها را در مناطق شهری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، به میزان ۰/۱۴۹ و ۰/۱۷۸ درصد کاهش می‌دهد؛ که این کاهش، به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است.

به بیان دیگر، بر اساس این نتیجه، می‌توان گفت که با افزایش یک درصدی در قیمت مواد غذایی، امنیت غذایی خانوارهای شهری در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، به میزان ۰/۱۴۹ و ۰/۱۷۸ درصد کاهش خواهد یافت. در این رابطه، باید عنوان نمود که شاخص قیمت مواد غذایی، متغیری

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

است که در راستای دسترسی فیزیکی و اقتصادی به مواد غذایی، مؤثر است. لذا افزایش این شاخص، می‌تواند به منزله کاهش دسترسی اقتصادی و فیزیکی به مواد غذایی باشد.

در این رابطه، افزایش قیمت اقلام غذایی طی دو دهه گذشته، کاهش رفاه و کاهش عناصر غذایی دریافتی خانوار را به همراه داشته، و با افزایش قیمت‌ها، علاوه بر آنکه الگوی مصرف مواد غذایی به سوی عناصر غذایی ارزان قیمت اما دارای ارزش غذایی پایین تغییر کرده، بلکه بر اساس گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۸)، کمیت مصرف مواد غذایی نیز بخصوص در میان خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی، به شدت تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش قابل توجهی را تجربه نموده است.

نتایج، نشان می‌دهد که مقدار کشش درآمدی برای دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، ۰/۶۵۵ و ۰/۴۷۷ درصد به دست آمده است. این نتیجه، بیانگر آن است که با یک درصد افزایش در درآمد، مقدار انرژی دریافتی خانوارهای شهری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، به میزان ۰/۶۵۵ و ۰/۴۷۷ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. در این رابطه، باید عنوان نمود که قدرت خرید و توانایی در تأمین نیازهای غذایی، با سطح درآمد خانوار ارتباط مستقیم دارد. به عبارت دیگر، با افزایش سطح درآمد، دسترسی اقتصادی خانوار به مواد غذایی افزایش می‌یابد. بر این اساس، با افزایش سطح درآمد خانوار، انتظار بر این است که سطح مصرف و لذا امنیت غذایی خانوار نیز افزایش یابد.

در نهایت نیز نتایج، بیانگر آن است که نوسانات نرخ ارز، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، بر کالری دریافتی خانوار، اثر منفی و معنی‌دار می‌گذارد. در این رابطه، ضریب این متغیر برای دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، ۰/۰۰۰۰۲- و ۰/۰۰۰۰۵- به‌دست آمده است که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. در این رابطه، باید اذعان نمود که نوسان در نرخ ارز، سبب بروز نوسان در تورم می‌شود که این مسأله بر تصمیمات و در نتیجه، مصرف خانوار در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر می‌گذارد.

بررسی نرخ ارز (دلار) در بازار ایران، نشان می‌دهد که طی دوره ۹۹-۱۳۸۴، نرخ ارز در بازار غیررسمی معادل ۲۵۱۶ درصد افزایش یافته است؛ که این افزایش، از یک سو، بر قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد استفاده تولیدکنندگان داخلی و به تبع آن، بر قیمت تمام شده محصولات داخلی اثر گذاشته و از سوی دیگر، با کاهش ارزش پول کشور، قیمت تمام شده کالاهای نهایی وارداتی را افزایش داده است. نتیجه هر دو مورد ذکر شده، افزایش تورم در کشور بوده است. در چنین شرایطی با توجه به آنکه دستمزدهای اسمی در مناطق شهری کشور تنها ۱۲۹۱ درصد رشد داشته است لذا

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

درآمد واقعی خانوارها کاهش و بدین ترتیب، توانایی خانوار برای خرید و مصرف و درنتیجه، دریافت کالری، کاهش یافته است.

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی پژوهش

الگوی کوتاه‌مدت				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	سطح معنی-داری
عرض از مبدأ	C	۳/۰۲۰	۳/۵۶۸	۰/۰۰۰
تغییرات لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی	ΔLnp	-۰/۱۴۹	-۱/۶۹۴	۰/۰۸۲
تغییرات لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق شهری	ΔLnI	۰/۶۵۵	۱/۷۵۰	۰/۰۷۶
تغییرات نوسانات نرخ ارز	ΔEX	-۰/۰۰۰۰۲	-۱/۷۲۹	۰/۰۷۳
تغییرات اثر متقابل ارز ترجیحی و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی	$\Delta Lnp \times D$	۰/۰۴	۲/۰۱۸	۰/۰۰۰
الگوی بلندمدت				
متغیر	**نماد**	**ضریب**	**آماره t**	**سطح معنی-داری**
متغیر مجازی ارز ترجیحی	D	۰/۰۳	۷/۲۴۳	۰/۰۰۰
متغیر اثر متقابل ارز ترجیحی و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی	$Lnp \times D$	۰/۰۵	۷/۳۳۰	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی	Lnp	-۰/۱۷۸	-۴/۸۸۹	۰/۰۰۰
لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق شهری	LnI	۰/۴۷۷	۱/۷۷۹	۰/۰۷۹
نوسانات نرخ ارز	EX	-۰/۰۰۰۰۵	-۱۱/۴۹۷	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی سرعت تعدیل و یا به عبارت دیگر، سرعت حرکت به سمت تعادل بلندمدت، به طور معمول، از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود. وجود هم‌جمعی و یا به عبارت دیگر، ارتباط بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از ECM را فراهم می‌کند. الگوی ECM، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط داده و سرعت تعدیل و حرکت به سمت تعادل بلندمدت را مشخص می‌سازد. نتایج حاصل از برآورد این الگو برای مدل رگرسیونی تحت بررسی، در جدول (۶) ارائه شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

بررسی نتایج جدول مذکور، نشان می‌دهد که ضریب ECM، برای مدل مطابق انتظار منفی، کوچک‌تر از یک و از لحاظ آماری، معنی‌دار می‌باشد. مقدار این ضریب برابر با ۰/۶۸۲- می‌باشد که نشان دهنده آن است که حدود ۶۸/۲ درصد عدم تعادل متغیر مصرف کالری در مناطق شهری ایران، از مقادیر بلندمدت آن پس از گذشت یک دوره، از بین می‌رود. با توجه به این نتیجه، مشخص است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در الگو، نسبتاً پایین می‌باشد؛ و بر این اساس، اگر به علت هرگونه شوکی در اقتصاد، الگو از تعادل اولیه خارج گردد، زمانی به اندازه ۱/۵ دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت، تصحیح گردد و مدل، به تعادل بلندمدت اولیه باز گردد.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد الگوی ECM

ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
-۰/۶۸۲	-۶/۰۴۷	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

به دنبال تشدید تلاطم‌های ارزی در اواخر سال ۱۳۹۶، ستاد اقتصادی دولت برای مقابله با آثار این رویداد و مدیریت بازار ارز، به تخصیص ارز ترجیحی جهت واردات کالاهای اساسی اقدام کرد. هدف اصلی اجرای این سیاست، ممانعت از سرایت التهابات ارزی به بازار کالاهای اساسی مورد نیاز مردم و منتفع کردن دهک‌های پایین جامعه، عنوان شده بود. با این حال، باگذشت ۳ سال از اجرای این طرح، بسیاری از کارشناسان، معتقدند که اجرای سیاست یارانه ارز ترجیحی، هزینه‌های زیادی را به دنبال داشته و به علت ناکامی در کنترل افزایش قیمت‌ها، نتوانسته است ثبات مصرف مواد غذایی را بین خانوارها تضمین کند.

در مقابل، موافقان اجرای این سیاست، معتقدند که تأثیر سیاست ارز ترجیحی در کنترل نوسانات و رشد قیمت محصولات در بازار نهایی و درنهایت، مصرف خانوارها قابل ملاحظه بوده است. از این رو، همواره این پرسش در محافل علمی و سیاسی کشور مورد بحث بوده که آیا یارانه پرداختی در قالب سیاست ارز ترجیحی، به مصرف‌کننده نهایی رسیده و بر سطح مصرف او اثر معنی‌دار داشته است؟

با این رویکرد، پژوهش پیش‌رو، به ارزیابی اثر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران، پرداخته است. نتایج، نشان داد که اگر چه سیاست ارز ترجیحی بر مصرف خانوار اثر مثبت و معنی‌دار داشته اما این تأثیر، قابل توجه نبوده است. در این رابطه، سیاست‌های جایگزین از

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

جمله پرداخت نقدی-کالایی، می‌تواند نقیصه‌های موجود را برطرف و موجبات توزیع مناسب‌تر یارانه‌ها را فراهم نماید.

البته باید توجه نمود که توفیق این سیاست، در گرو شناسایی مناسب گروه‌های هدف در سمت تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان است. ضمن آنکه باید توجه نمود که پرداخت نقدی-کالایی، نباید برای دولت یک تعهد دائمی ایجاد کند. از ابتدای اجرای سیاست، باید اعلام شود که یک سیاست موقتی (مثلاً برای یک سال) برای عبور از تورم خواهد بود. همچنین پرداخت، نباید منظم باشد تا از سوی خانوار به صورت یک درآمد دائمی تلقی شود.

نکته قابل توجه و با اهمیت دیگر، آن است که کارت نقدی-کالایی، نباید مقدار مشخصی از کالا را تضمین کند؛ زیرا در این صورت، با افزایش قیمت کالا، منابع طرح نیز باید افزایش یابد. مقداری که در ابتدا در کارت شارژ می‌شود، می‌تواند براساس مقادیر به دست آمده برای جبران رفاه از دست رفته افراد بابت افزایش قیمت باشد. ضمن آنکه بر اساس نتایج، شاخص قیمت گروه‌های غذایی و نوسانات نرخ ارز بر مصرف مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر منفی و در مقابل، افزایش درآمد خانوارهای شهری بر مصرف مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معنی‌دار دارد. در این رابطه، تنظیم بازار مناسب بازار مواد غذایی و برقراری ثبات در بازار ارز، امری ضروری است. دولت با دخالت در بازار مواد غذایی استراتژیک و نظارت مناسب بر آن، می‌تواند توزیع نظام‌مند مواد غذایی را برنامه‌ریزی کند.

البته نوع دخالت دولت نباید به‌گونه‌ای باشد که با قیمتگذاری دستوری، به ضرر تولیدکننده و مصرف کننده عمل کند. ضمن آنکه اعمال سیاست‌های مناسب افزایش درآمد، می‌تواند سبب شود تا مصرف‌کنندگان، سبد غذایی خود را تنوع بخشیده و از مصرف غلات و محصولات ریشه‌ای و غده‌ای که ارزش غذایی پایینی دارند، به سمت مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها بروند. در این خصوص، بررسی تجربه بسیاری از کشورهای اروپایی، آمریکای لاتین و آسیایی، نشان می‌دهد که ثبات در قیمت مواد غذایی در کنار اعطای کمک‌های نقدی و بسته‌های غذایی هدفمند، می‌تواند سبب افزایش مصرف و تنوع غذایی خانوارها شده و امنیت غذایی را در خانوارهای فقیر و بخصوص زنان و کودکان افزایش دهد.

لذا کنترل تورم و به دنبال آن، افزایش درآمد واقعی و قدرت خرید مصرف‌کنندگان بخصوص در دهک‌های پایین درآمدی، باعث می‌شود تا تنوع غذایی و امنیت غذایی خانوارها بهبود یابد. در این راستا، با توجه به آنکه بخش قابل توجهی از منابع کشور، سالانه به صورت یارانه پنهان و غیرهدفمند هدر می‌رود و از این منظر، ایران در رتبه نخست پرداخت یارانه‌های غیرهدفمند غذا و سوخت جهان قرار گرفته است. از این رو، هدفمندسازی یارانه‌ها و پرداخت یارانه نقدی و غیرنقدی، با شناسایی مناسب جامعه هدف، مسأله مهمی است که باید مدنظر سیاستگذاران قرار گیرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

منابع و مآخذ

ابراهیمی، محسن؛ ممی‌پور، سیاب و موحدی، سید فرهاد (۱۳۹۷). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در ایران: رویکرد NARDL. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶(۸۷): ۳۴۵-۳۰۹.

اسماعیلی‌مقدم، علیرضا (۱۳۹۹). بررسی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی. *پژوهشنامه مطالعات راهبردی در علوم انسانی و اسلامی*، ۲۶(۳)، https://civilica.com/doc/1243341

الماسی، فاطمه و زارع، هاشم (۱۳۹۵). تأثیر تلاطم نرخ ارز بر مصرف داخلی. نهمین کنفرانس بین‌المللی اقتصاد و مدیریت، اهر.

الهیاری، رضا؛ یوسفی شیخ رباط، محمدرضا و الهی، ناصر (۱۳۹۹). موانع ساختاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با استفاده از روش PCA و ARDL. *فصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۷(۱): ۱۱۹-۹۵.

توکلی کاشانی، علی؛ سرتیبی، زهرا و افشارپور، مهلا (۱۳۹۸). مدل اثرات توأم دو متغیر کلان اقتصادی تولید ناخالص داخلی و قیمت بنزین بر تلفات حوادث ترافیکی با استفاده از داده‌های پانل. *پژوهشنامه حمل و نقل*، ۱(۱۶): ۴۲-۲۹.

جعفری، رضا؛ مظلومی، نادر و صفری، امیر (۱۳۹۸). ارائه روشی جدید برای محاسبهٔ ضریب ریسک بازار مدل توانگری مالی صنعت بیمهٔ ایران: رویکرد ARDL-GARCH. *پژوهشنامه بیمه*، ۳۴(۳): ۳۷-۹.

حسینی، سیدصفدر؛ پاکروان چروده، محمدرضا و سلامی، حبیب‌اله (۱۳۹۵). تأثیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۷): ۸۲-۵۳.

رفعتی، محسن؛ شعبان‌زاده خوشرودی؛ مهدی و جاودان، ابراهیم (۱۴۰۰). مصرف مواد مغذی، تنوع و امنیت غذایی در دهک‌های درآمدی استان تهران. *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۵(۲): ۱۶۰-۱۴۷.

زارعی، مبینا؛ حیدری، حسن و جلیلی کامجو، سید پرویز (۱۳۹۸). ارزیابی فضایی نوسانات نرخ ارز بر مصرف کالای بادوام توسط خانوارهای شهری در استان‌های ایران. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۴(۴): ۱۰۶-۸۱.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

لطفی هروی، محمد مهدی و آقاجانی، فائزه (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نرخ ارز واقعی و نوسانات آن بر مصرف بخش خصوصی در ایران. دومین کنفرانس بین‌المللی چالش‌ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و مدیریت و حسابداری، دامغان.

محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین؛ فیضی، سلیمان و موسوی، اکرم (۱۳۹۶). اثر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۳): ۲۱۴-۱۹۵.

میرزامحمدی، سعید و انجم‌شعاع، سجاد (۱۳۹۳). اثر نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر بر مصرف در ایران. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۵(۱۹و۲۰): ۱۸۱-۱۶۵.

نجفی شریعت‌زاده، ایرج؛ شعبان‌زاده، مهدی و زمردیان، غلامرضا (۱۳۹۵). بررسی مؤلفه‌های مؤثر بر سودآوری بانک‌های تجاری ایران با استفاده از الگوی پانل ARDL. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۷(۲۹): ۱۷۲-۱۵۱.

Abbott, P., & Borot de Battisti, A. (2011). Recent global food price shocks: Causes, consequences and lessons for African governments and donors. *Journal of African Economies*, 20(suppl_1): i12-i62.

Alexander, S. S. (1952). Effects of a devaluation on a trade balance. *Staff Papers-International Monetary Fund*, 2(2): 263-278.

Anríquez, G.; Daidone, S., & Mane, E. (2013). Rising food prices and undernourishment: A cross-country inquiry. *Food policy*, 38: 190-202.

Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D. (2012). Exchange rate volatility and domestic consumption: Evidence from Japan. *Economic Systems*, 36(2): 326-335.

Bahmani-Oskooee, M.; Kutan, A. M., & Xi, D. (2015). Does exchange rate volatility hurt domestic consumption? Evidence from emerging economies. *International economics*, 144: 53-65.

Carroll, C. D. (2006). Consumption and Saving: Theory and Evidence. NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Chou, K. W. (2019). Re-examining the time-varying nature and determinants of exchange rate pass-through into import prices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 49: 331-351.

Conforti, P.; Pierani, P. P., & Rizzi, P. L. (2001). Food and nutrient demands in Italy. Actual behavior and forecast through a multistage quadratic system with heterogeneous preferences. SSRN´s eLibrary: https://papers-ssrn-com.translate.goog/sol3/papers.cfm

Dercon, S., & Krishnan, P. (1998). Changes in poverty in rural Ethiopia 1989-1995: Measurement, robustness tests and decomposition. Centre for the Study of African Economies, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford: https://www.researchgate.net/publication/5020262

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

FAO (2002). The State of Food Insecurity in the World 2001, Rome.

Ikuemonisan, E.; Ajibefun, I., & Mafimisebi, T. E. (2018). Food price volatility effect of exchange rate volatility in Nigeria. *Review of Innovation and Competitiveness: A Journal of Economic and Social Research*, 4(4): 23-52.

Ginn, W., & Pourroy, M. (2019). Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies. *Economic Modelling*, 81: 551-575.

Hausman, J. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46: 1251-71.

Iddrisu, A. A., & Alagidede, I. P. (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: A quantile regression analysis. *Food Policy*, 91: 101816.

Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2020). Consumption and exchange rate uncertainty: Evidence from selected Asian countries. *The World Economy*, 43(9): 2437-62.

Kim, D. H.; Lin, S. C., & Suen, Y. B. (2010). Dynamic effects of trade openness on financial development. *Economic Modelling*, 27(1): 254-261.

Laborde, D.; Lakatos, C., & Martin, W. J. (2019). Poverty Impact of Food Price Shocks and Policies. World Bank Policy Research Working Paper, (8724).

Meade, B., & Thome, K. (2017). *International Food Security Assessment, 2017-2027* (No. 1490-2017-2030).

Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1998). Risk and exchange rates. NBER Working Papers No. w6694, National Bureau of Economic Research.

Oseni, I. O. (2016). Exchange rate volatility and private consumption in Sub-Saharan African countries: A system-GMM dynamic panel analysis. *Future Business Journal*, 2(2): 103-115.

Pavlidis, E. G.; Paya, I., & Peel, D. A. (2015). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the real exchange rate-consumption relation. *Economics Letters*, 132: 13-17.

Pesaran, M.H., & Pesaran, B. (1997). *Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press, Oxford.

Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge Chapter 11.

Pesaran, M.H., & Smith, R.P. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Survey*, 12: 471-505.

Pesaran, M.H.; Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]

Reboredo, J. C., & Ugando, M. (2014). US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management. *The North American Journal of Economics and Finance*, 30: 72-89.

Rudolf, R. (2019). The impact of maize price shocks on household food security: Panel evidence from Tanzania. *Food Policy*, 85: 40-54.

Savoie-Chabot, L., & Khan, M. (2015). Exchange rate pass-through to consumer prices: Theory and recent evidence (No. 2015-9). Bank of Canada Discussion Paper.

Villagómez, F. A. (1994). Aggregate consumption, interest rates and inflation in LDCs: An error correction model. *The Journal of Development Studies*, 31(1): 157-178.

Zhao, Y. (2020). The influence and impact of the exchange rate on the economy. In *E3S Web of Conferences* (Vol. 214, p. 03007). EDP Sciences.

Zheng, Z., & Henneberry, S. R. (2012). Estimating the impacts of rising food prices on nutrient intake in urban China. *China Economic Review*, P(4), 1090-1103.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0]