Agricultural Economics and Development
Vol.31, No.123, Autumn 2023

**Research Paper**

# Investigating the Effect of Exchange Rate Fluctuations on Food Consumption in Rural Areas of Iran

*M. Shabanzadeh-Khoshrody [1], E. Javdan [2], M. Rafati [3]*

Received: 14 March, 2023 Accepted: 12 June, 2023

**Introduction:** Exchange rate is a variable that can affect the performance of economy and economic variables. By any change in the exchange rate, food prices and consequently, food consumption is affected. The exchange rate is one of the most important factors affecting the food consumption due to its effects on the price of imported goods. Fluctuations in the exchange rates and consequently, food price fluctuations, by affecting the access dimension, make it impossible to realize food security. With this approach, in the present study, the effects of fluctuations in free market exchange rates on the food consumption in rural areas of Iran were examined. In addition, in order to examine the effectiveness of government policies to control currency fluctuations over recent years, the effect of preferential currency subsidy policy on consumption in the rural areas was analyzed. Achieving these goals provides the necessary knowledge to modify current policies or adopt new currency policies.

**Materials and Methods:** Theoretical model of the research was first explained by applying theoretical foundations and various studies. Then, the information needed to conduct the study was collected during the period of 2005-2021. Next, the stationary of the model variables was examined through Levin, Lin and Chu

1. Corresponding Author and Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran (m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir).
2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.
3. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.

DOI: 10.30490/AEAD.2023.361801.1510

(LLC) and Fisher-Dickey Fuller (Fisher-ADF) tests. Finally, the short and long term relationship between variables analyzed in the formwork of ARDL panel model.

**Results and Discussion:** The results showed that the increase in exchange rate fluctuations reduced household consumption in rural areas in the short and long terms; in addition, although the preferential currency subsidy policy had a positive and significant effect on the household consumption, this effect was not noticeable. On the other hand, based on the results, the price index of food groups had a negative effect on the food consumption in the rural areas of Iran in the short and long terms and by contrast, the increase in household income had a positive and significant effect on the food consumption in the rural areas in the short and long terms. Finally, the results of the Error Correction Model (ECM) showed that due to the low speed of adjustment, currency shocks had a long lasting effect (nearly two years) on food prices in Iran's economy.

**Conclusions:** According to the study results, the preferential currency policy does not provide the possibility of achieving the goal of food consumption stability; therefore, it is necessary to remove it and use managed floating currency policies. With the removal of the mentioned policy in order to support the food security of the weak classes of the society in the short term, the distribution of food packages through trustee institutions including the relief foundation and the welfare organization can be considered. The cash-in-kind payment policy is also one of the policies that can provide more appropriate distribution of subsidies in the short term. However, in the long term, increasing or stabilizing the purchasing power of people, especially the low-income and weak classes, is only possible through employment creation policies as well as strengthening production and supply.

***Keywords:*** *Exchange Rate Fluctuations, Preferential Currency Subsidy Policy, Rural Areas, Food Consumption, ARDL Panel Model.*

**JEL Classification:** F31, O24, P25, D12, C01

**اقتصاد کشاورزی و توسعه**

سال ۳۱، شماره ۱۲۳، پاییز ۱۴۰۲

***مقاله پژوهشی***

# بررسی اثر نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران

*مهدی شعبان‌زاده خوشرودی[۱]، ابراهیم جاودان[۲]، محسن رفعتی[۳]*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۲

## چکیده

نرخ ارز، با توجه به تأثیرات آن بر قیمت تمام‌شدهٔ کالاهای وارداتی، یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر مصرف مواد غذایی به‌شمار می‌رود، به‌گونه‌ای که نوسان‌های نرخ ارز و به تبع آن، نوسان‌های قیمت مواد غذایی، با اثرگذاری بر بعد دسترسی به غذا، امکان تحقق امنیت غذایی را با چالش‌های جدی مواجه می‌سازد. با این رویکرد، در مطالعهٔ حاضر، به بررسی تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بازار آزاد بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران پرداخته شد؛ همچنین، برای بررسی میزان اثربخشی سیاست‌های سال‌های اخیر دولت در راستای مهار نوسان‌های ارزی، تأثیر سیاست یارانه ارز ترجیحی بر مصرف در مناطق روستایی نیز تحلیل شد، چراکه دستیابی بدین اهداف زمینه‌ساز شناخت لازم برای تصحیح سیاست‌های جاری و یا اتخاذ سیاست‌های جدید ارزی است. بدین منظور، ابتدا با به‌کارگیری مبانی نظری و مطالعات مختلف، مدل نظری تحقیق تبیین شد و سپس، اطلاعات مورد نیاز طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۴ جمع‌آوری و در قالب مدل پانل خودتوزیعی (خودتوضیح) با وقفه‌های گسترده (ARDL) تحلیل شدند. نتایج نشان داد که افزایش نوسان‌های نرخ ارز، مصرف خانوارها را در مناطق روستایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌دهد؛ همچنین، سیاست یارانه ارز ترجیحی، اگرچه بر مصرف خانوار اثر مثبت و معنی‌دار داشته، اما این تأثیر قابل توجه نبوده است. از سوی دیگر، بر اساس نتایج پژوهش، طی دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر شاخص قیمت گروه‌های غذایی بر مصرف مواد غذایی در مناطق

---

۱- نویسندهٔ مسئول و استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران. (m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir)

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران.

۳ - استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران.

روستایی ایران منفی و در مقابل، اثر افزایش درآمد خانوارها بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی مثبت و معنی‌دار بود. در نهایت نیز جزء تصحیح خطا نشان داد که به‌دلیل سرعت پایین تعدیل، تأثیر شوک‌ها یا همان تکانه‌های ارزی بر قیمت مواد غذایی در اقتصاد ایران بسیار ماندگار است (نزدیک به دو سال). با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، با اجرای سیاست ارز ترجیحی، امکان دستیابی به هدف ثبات مصرف مواد غذایی فراهم نمی‌شود؛ از این‌رو، حذف آن و استفاده از سیاست‌های ارزی شناور مدیریت‌شده ضروری می‌نماید. با حذف سیاست یادشده برای حمایت از امنیت غذایی اقشار ضعیف جامعه در کوتاه‌مدت، می‌توان به توزیع بسته‌های غذایی از طریق دستگاه‌های متولی از جمله کمیته امداد و سازمان بهزیستی روی آورد؛ سیاست پرداخت نقدی- کالایی نیز یکی از سیاست‌هایی است که در دوره کوتاه‌مدت، امکان توزیع مناسب‌تر یارانه‌ها را فراهممی‌سازد. با این همه، در دوره بلندمدت، افزایش و یا ثبات قدرت خرید مردم به‌ویژه اقشار کم‌درآمد و ضعیف تنها از طریق اجرای سیاست‌های ایجاد اشتغال، تقویت تولید و عرضه امکان‌پذیر خواهد بود.

***کلیدواژه‌ها:*** *نوسان‌های نرخ ارز، سیاست یارانهٔ ارز ترجیحی، مناطق روستایی، مصرف مواد غذایی، الگوی پانل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL).*

**طبقه‌بندی JEL :** F31, O24, P25, D12, C01

## مقدمه

نرخ ارز متغیری است که می‌تواند بر عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار باشد. تغییر نرخ ارز نیز بر قیمت و به تبع آن، مصرف مواد غذایی تأثیر می‌گذارد. بر اساس نتایج مطالعات متعدد، با توجه به تأثیرات نرخ ارز بر تصمیمات مصرف و پس‌انداز، میزان آن از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر قیمت و در نتیجه، مصرف مواد غذایی به‌شمار می‌رود (Abbott and Borot de Battisti, 2011; Reboredo and Ugando, 2014; Chou, 2019). به‌طور کلی، عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در چارچوب آثار مستقیم و غیرمستقیم قابل بررسی است. اثر مستقیم نشان‌دهندهٔ عبور نرخ ارز به قیمت واردات از طریق بخش خارجی یک کشور است؛ برای نمونه، اگر E نرخ ارز و $P^*$ قیمت کالای وارداتی بر حسب پول خارجی باشد، آنگاه $E \times P^*$ نشان‌دهندهٔ ارزش کالای وارداتی بر حسب پول داخلی است. اگر $P^*$ ثابت باشد و پول داخلی تضعیف شود (E افزایش یابد)، قیمت کالای وارداتی بر حسب پول داخلی افزایش می‌یابد. از آنجا که کالای وارداتی نوعاً کالای نهایی و سرمایه‌ای و واسطه‌ای است، اولی به‌طور مستقیم و دومی از طریق افزایش هزینه تولید و قیمت تمام‌شدهٔ کالای داخلی موجب افزایش قیمت مصرف‌کننده می‌شود؛ یعنی، با افزایش نرخ ارز یا تضعیف پول داخلی، قیمت کالای وارداتی افزایش می‌یابد (Chishti et al., 2019). اثر غیرمستقیم نیز با اثر عبور نرخ ارز به رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی ارتباط دارد. تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای

خریداران خارجی می‌شود که به افزایش صادرات و تقاضای کل می‌انجامد و با وجود مازاد تقاضا در بازار داخلی، سطح قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد.[1] از آنجا که در قراردادها، سطح دستمزد اسمی در کوتاه‌مدت ثابت است، سطح دستمزد واقعی در نتیجهٔ این تحولات سیر نزولی یافته، تولید نیز افزایش می‌یابد. با گذشت زمان و تعدیل دستمزدها به سطح اولیه خود، با افزایش هزینه تولید، سطح قیمت‌ها افزایش و در نتیجه، تولید کاهش می‌یابد. بنابراین، کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها و افزایش موقتی در تولید می‌شود (Zhao, 2020).

بهمنی اسکویی و شی (Bahmani-Oskooee and Xi, 2012) نشان دادند که دو متغیر نرخ ارز و نوسان‌های آن عوامل تعیین‌کنندهٔ مصرف در تابع مصرف خانوارهای ژاپنی به‌شمار می‌روند. بروز هرگونه نوسان در نرخ ارز باعث بروز عدم اطمینان در قیمت‌ها می‌شود و بر تصمیمات مصرفی خانوارها و همچنین، دولت تأثیر می‌گذارد (Pistaferri, 2015). در تحلیل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد خرد و کلان، تأثیرپذیری مصرف به دو دلیل اهمیت دارد؛ یکی آنکه مصرف با تأثیرگذاری بر چرخه‌های تجاری، تصمیمات در خصوص سیاست پولی را در کوتاه‌مدت شکل می‌دهد و دیگر آنکه سطح پس‌انداز نیز تأثیر می‌پذیرد، که خود می‌تواند بر شکل‌گیری میزان سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد؛ این موضوع هم به‌نوبهٔ خود، روی دستمزد، نرخ بهره و سطح زندگی در بلندمدت تأثیرگذار خواهد بود (Iyke and Ho, 2020). افزایش نرخ ارز در کشورهای مختلف و به‌ویژه کشورهای واردکنندهٔ بخش قابل توجهی از مواد غذایی مورد نیاز خود پیامدهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی مختلف به‌دنبال دارد، که به افزایش قیمت مواد غذایی می‌انجامد (Ikuemonisan et al., 2018). در این‌گونه کشورها، با افزایش نرخ ارز، ارزش پول ملی کاهش و در نتیجه آن، تورم افزایش می‌یابد. در این ارتباط، از آنجا که دستمزد نیروی‌کار هم‌زمان با تورم تعدیل نمی‌شود، عموماً انتظار بر این است که دستمزد از آثار تورمی کاهش ارزش پول ملی عقب بماند که بر اثر آن، در نهایت، سطح مصرف در جوامع کاهش می‌یابد (Bahmani-Oskooee et al., 2015). بهمنی اسکویی و همکاران (Bahmani-Oskooee et al., 2015) نشان دادند که کاهش ارزش پول ملی در کشورهای مجارستان، جمهوری چک، بولیوی و مالزی باعث کاهش مصرف شده و بر توسعه اقتصادی آنها تأثیر منفی گذاشته است، به‌گونه‌ای که با کاهش درآمد واقعی خانوارها، نحوه تخصیص بودجه به مخارج و پس‌انداز تأثیر می‌پذیرد؛ و بدین ترتیب، گروهی از خانوارها برای حفظ سطح مصرف استاندارد خود در آینده بیشتر پس‌انداز و کمتر مصرف می‌کنند، اما گروه دیگری از خانوارها ممکن است برای غلبه بر تورم انتظاری در آینده، بیشتر مصرف و کمتر پس‌انداز کنند.

---

۱ – در چنین شرایطی، در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، محدودیت و ممنوعیت صادرات اعمال می‌شود.

تاکنون، مطالعات گوناگون در زمینهٔ تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف در داخل و خارج کشور انجام شده است. از میان مطالعات داخلی، محسنی زنوزی و همکاران (Mohseni Zonozi et al., 2017)، اثر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی طی دوره ۹۳-۱۳۶۷ را بررسی کردند. بدین منظور، از الگوهای اتورگرسیو واریانس شرطی ناهمسان تعمیم‌یافته[1]، خودتوزیعی (خودتوضیح) با وقفه‌های گسترده[2] و تصحیح خطا[3] استفاده شد. نتایج نشان داد که تأثیر نرخ ارز بر مصرف مثبت و معنی‌دار و اثر نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف منفی و معنی‌دار است. ابراهیمی و همکاران (Ebrahimi et al., 2018) به بررسی اثرات نامتقارن نوسان‌های نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در ایران پرداختند. در این مطالعه، با استفاده از الگوی اتورگرسیو واریانس شرطی ناهمسان تعمیم‌یافتهٔ یکپارچه[4] استخراج و به تکانه‌های مثبت و منفی تجزیه شد؛ سپس، اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی نوسان‌های نرخ ارز بر رفتار مصرفی بخش خصوصی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) غیرخطی طی دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۵ تحلیل شد. نتایج نشان داد که رفتار مصرفی بخش خصوصی، به‌جای تأثیرپذیری از سطح مطلق نرخ ارز واقعی، تابعی از نوسان‌ها و نااطمینانی‌های آن است. همچنین، متغیرهای درآمد و تورم از متغیرهای مؤثر بر مصرف به‌شمار می‌روند که به‌ترتیب، اثر مثبت و منفی بر مصرف بخش خصوصی دارند. زارعی و همکاران (Zarei et al., 2019) اثر نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف کالای بادوام خانوارهای شهری را بررسی کردند. در این پژوهش، از پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل فضایی دوربین[5] و ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند[6] به‌منظور برآورد مدل اقتصادسنجی استفاده شد. نتایج 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. ذکی و همکاران (Zaki et al., 2020) به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف خانوار در اقتصاد ایران طی بازه زمانی ۹۶-۱۳۶۰ پرداختند. بدین منظور، از الگوهای اتورگرسیو واریانس شرطی ناهمسان تعمیم‌یافته (GARCH)، انگل- گرنجر[7] و تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. نتایج نشان داد که در بلندمدت، نااطمینانی نرخ ارز با مصرف خانوار رابطه منفی دارد؛ اما در کوتاه‌مدت، این دو متغیر با هم رابطه مثبت دارند. در مطالعهٔ کریم و همکاران (Karim et al., 2021)، برای بررسی

1. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
2. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)
3. Error Corection Model (ECM)
4. Integrated Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity (IGARCH)
5. Spatial Durbin Model
6. Arellano-Bauer/Bundel-Bond two-stage coefficients
7. Engle-Granger

تأثیر تحریم‌ها بر مخارج مصرف داخلی (خانوارها)، با تأکید بر نوسان‌های نرخ ارز و درآمد ملی، از داده‌های آماری ۹۷-۱۳۵۸ و برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، از الگوی ARDL استفاده شد. نتایج نشان داد که متغیر نوسان‌های نرخ ارز ناشی از تحریم دارای بیشترین تأثیرگذاری بر مخارج مصرفی خانوارها در بلندمدت است. همچنین، لطفی هروی و آقاجانی (Lotfi Heravi and Aghajani, 2021) اثر نرخ ارز واقعی و نوسان‌های آن را بر مصرف بخش خصوصی طی دوره ۹۸-۱۳۶۸ را بررسی کردند. بدین منظور، ابتدا با استفاده از الگوی اتورگرسیو واریانس شرطی ناهمسان تعمیم‌یافتهٔ یکپارچه (IGARCH)، نوسان‌های نرخ واقعی ارز استخراج و سپس، با بهره‌گیری از روش ARDL، تأثیر نرخ واقعی ارز و نوسان‌های آن بر مصرف بخش خصوصی بررسی شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت، متغیرهای نوسان‌های نرخ واقعی ارز و نرخ تورم تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت بر مصرف بخش خصوصی دارند؛ همچنین، در کوتاه‌مدت، یافته‌ها وجود رابطه مثبت بین نوسان‌های نرخ واقعی ارز و مصرف بخش خصوصی و رابطه منفی میان نرخ واقعی ارز و مصرف بخش خصوصی را تأیید می‌کنند. از میان مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور نیز اوسنی (Oseni, 2016) به یررسی تأثیر نوسان‌های نرخ ارز را بر مصرف خصوصی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا[1] پرداخت. دوره زمانی انجام این مطالعه سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۹ بود و برای تجزیه‌وتحلیل اطلاعات، از روش پانل پویا استفاده شد و اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز از طریق مدل GARCH(1,1) صورت گرفت. نتایج نشان داد که نوسان‌های نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌دار بر مصرف خصوصی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا (SSA) دارد. چیشتی و همکاران (Chishti et al., 2019) آثار نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف در کشورهای توسعه‌یافته، در حال توسعه و نوظهور را بررسی کردند. در این مطالعه، با استفاده از روش داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۵، تلاش شد تا اثرات نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف خانوارها در اقتصادهای توسعه‌یافته، در حال توسعه و نوظهور بررسی شود. نتایج نشان داد که در اقتصادهای توسعه‌یافته، نوسان‌های نرخ ارز به‌گونه‌ای چشمگیر بر مصرف داخلی تأثیر می‌گذارد. با این همه، در خصوص اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه، شواهدی مبنی بر ارتباط مصرف و نوسان‌های نرخ ارز مشاهده نشد. آیکه و هو (Iyke and Ho, 2020) به بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف خانوارها در نُه کشور شرق آسیا پرداختند. دوره زمانی این مطالعه ۲۰۱۴-۱۹۹۱ بود و برای بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف، از شیوهٔ داده‌های پانل پویا استفاده شد. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر قابل توجهی بر مصرف ندارد؛ اما در بلندمدت، آثار بی‌ثباتی نرخ ارز بر مصرف

1. Sub-Saharan Africa (SSA)

خانوارها قابل توجه بوده و همچنین، درآمد، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، بر مصرف خانوار، اثر مثبت و معنی‌دار داشته است. موکالایی (Mukalayi, 2021) به بررسی تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف داخلی در آفریقای جنوبی پرداخت. در این مطالعه، از اطلاعات دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰و برای تحلیل اطلاعات، از الگوی خودرگرسیون برداری بیزی استفاده شد؛ همچنین، کمی‌سازی نوسان‌های نرخ ارز با استفاده از رویکرد GARCH(1,1) صورت گرفت. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت، افزایش نوسان‌های ارز مصرف داخلی را کاهش می‌دهد. ممتاز و علی (Mumtaz and Ali, 2022) اثر نرخ ارز و نوسان‌های آن بر مصرف در پاکستان و هند را بررسی کردند. در این مطالعه، از داده‌های سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۸ استفاده و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از الگوی ARDL بررسی شد. نتایج نشان داد که در پاکستان، نرخ واقعی و اسمی ارز رابطه معنی‌دار با مصرف ندارند. با این همه، نوسان‌های نرخ واقعی ارز رابطه مثبت با مصرف در پاکستان دارد؛ در هند نیز افزایش نرخ واقعی ارز باعث افزایش مصرف و افزایش نرخ اسمی ارز باعث کاهش مصرف می‌شود، که نشان‌دهندهٔ عبور تورم است؛ و افزون بر این، در هند، نوسان‌های نرخ اسمی ارز رابطه منفی با مصرف دارد، که نشان‌دهندهٔ وجود عبور تورم در هند است. به‌طور کلی، یک رابطه بلندمدت بین نوسان‌های نرخ ارز و مصرف در هر دو کشور وجود دارد و تثبیت نرخ ارز می‌تواند پایداری مصرف در هند و پاکستان را بهبود بخشد؛ همچنین، مصرف در هند در مقایسه با پاکستان بیشتر مستعد تکانه‌های خارجی است، که احتمالاً دلیل آن درجه نسبتاً بالاتر باز بودن تجارت خارجی در هند است.

ایران از جمله کشورهایی است که در اغلب سال‌ها، با تورم بالا روبه‌رو بوده است. بخشی از این تورم از تغییرات و نوسان‌های نرخ ارز ناشی شده و سبب تغییرات قیمت مواد غذایی شده است. این مسئله از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی سیاست‌گذاران در ایران است، زیرا تداوم آن می‌تواند اثرات منفی بر مصرف و رفاه جامعه به‌ویژه اقشار کم‌درآمد و فقیر در مناطق روستایی داشته باشد. بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که مطالعات مرتبط داخلی اغلب در سطح کلان و برای کل کشور بوده و در آنها، ارتباط مصرف (شامل کلیه کالاهای خوراکی و غیرخوراکی) با نوسان‌های نرخ ارز بررسی شده است. از این‌رو، در زمینهٔ تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بر اقلام خوراکی و به‌ویژه در مناطق روستایی مطالعه‌ای انجام نشده است؛ این در حالی است که بخش قابل توجهی از جمعیت کشور در مناطق روستایی زندگی می‌کنند. همچنین، وضعیت امنیت غذایی تا حد زیادی به قیمت مواد غذایی و سطح درآمد خانوارها وابسته است. چنانچه سطح قیمت مواد غذایی کم‌نوسان 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 پایین دارند، به مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها روی آورند (Meade and Thome, 2017). نوسان‌های نرخ ارز و به تبع آن، نوسان‌های قیمت مواد غذایی عامل مهمی است که با اثرگذاری بر بعد دسترسی، امکان تحقق کامل این هدف را در جوامع روستایی با چالش‌های جدی مواجه می‌سازد (Rudolf, 2019). این مسئله، در کشورهای در حال توسعه، به سبب سهم بالای مخارج مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها، به شکل حادتری بروز می‌کند و بر امنیت غذایی و سطح رفاه خانوارها تأثیر می‌گذارد (Ginn and Pourroy, 2019; Iddrisu and Alagidede, 2020). از این‌رو، 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). برای نمونه، در همین زمینه، می‌توان به سیاست ارز ترجیحی که از سال ۱۳۹۷ تا سال ۱۴۰۱ در ایران به واردات کالاهای اساسی اختصاص یافت، اشاره کرد. به‌دنبال افزایش تلاطم‌های ارزی ایجادشده در ایران، در ۲۰ فروردین ۱۳۹۷، ستاد اقتصادی دولت وقت برای مدیریت بازار ارز اعلام کرد که برای واردات کالاهای اساسی اقدام به اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲ هزار ریالی برای هر دلار آمریکا خواهد کرد. مهار نوسان‌های بازار داخلی، جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای اساسی و نرخ تورم کشور و همچنین، جبران رفاه از دست‌رفتهٔ خانوارها از اهداف اصلی این سیاست به‌شمار می‌رفت. پس از این تاریخ، به‌مرور، تعداد اقلام دریافت‌کننده ارز با نرخ ترجیحی کاهش یافت، به‌گونه‌ای که در فروردین ۱۴۰۰، تنها به واردات محصولاتی از قبیل ذرت دانه‌ای، کنجاله سویا، جو، دانه‌های روغنی و روغن خام ارز ترجیحی اختصاص داده شد (IPRC, 2019). در پی موافقت مجلس شورای اسلامی ایران با حذف سیاست ارز ترجیحی در بودجه ۱۴۰۱ در اسفند ۱۴۰۰، ارز ترجیحی در اردیبهشت ۱۴۰۱ حذف شد. با این رویکرد و با توجه به مطالب پیش‌گفته، هدف اصلی پژوهش پیش رو ارزیابی تأثیر نوسان‌های نرخ ارز و سیاست‌های دولت (به‌طور مشخص، سیاست ارز ترجیحی یا همان ارز ۴۲ هزار ریالی) بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران است. شایان ذکر است که با دستیابی بدین هدف، شناخت لازم در ارتباط با تصحیح سیاست‌های جاری و یا اتخاذ سیاست‌های جدید ارزی فراهم می‌شود.

## مواد و روش‌ها

### تصریح مدل

بر پایه بررسی‌های کانفورتی و همکاران (Conforti et al., 2001)، ژنگ و هنبری (Zheng and Henneberry, 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. هنچنین، بر اساس نتایج مطالعات موکالایی (Mukalayi, 2021)، ممتاز و علی (Mumtaz and Ali, 2022) و حسینی و همکاران (Hosseini et al., 2016)، سیاست‌های دولت از جمله نوسان‌های نرخ ارز یکی از دلایل مهم تغییر در سطح قیمت‌ها و در نتیجه، رژیم غذایی است. با توجه به آنچه گفته شد، برای بررسی اثر یارانه ارز ترجیحی و تأثیر آن بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران، الگوی نظری تحقیق حاضر به‌صورت رابطه (۱) تصریح شده است:

$$LnE = f(LnP, LnI, LnEx, D, LnEx.D, LnEx.LnP) \qquad (۱)$$

که در آن، $LnE$ لگاریتم مقدار انرژی دریافتی یک فرد بالغ در مناطق روستایی ایران، $Lnp$ لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی، $LnI$ لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق روستایی، $LnEx$ لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و متغیر $D$ متغیر مجازی نشانگر ارز ترجیحی است. شایان ذکر است که با توجه به لگاریتمی بودن رابطه (۱) برای برخی از متغیرها، ضرایب محاسبه‌شده برای این متغیرها به‌عنوان کشش تفسیر می‌شوند. در مطالعه حاضر، تعاریف عملیاتی متغیرهای رابطه (۱) به‌صورت زیر است:

*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 صد درصد خوراکی و اما برخی دیگر مانند گوشت دارای استخوان و نیز میوه‌هایی چون موز، هلو و گردو دارای پوست هستند. برای این جداسازی از ضریب تعدیل[1] استفاده شده و در ادامه، برای استخراج محتوای ریزمغذی‌ها و درشت‌مغذی‌ها، لازم است که ماتریس عملکرد تغذیه‌ای محاسبه شود. ماتریس عملکرد تغذیه‌ای از حاصل‌ضرب دو ماتریس به‌دست می‌آید؛ ماتریس اول شامل مقادیر مصرف اقلام خوراکی مختلف و ماتریس دوم شامل میزان ماده مغذی دریافتی از هر کیلوگرم ماده خوراکی است. سطرهای

1. refuse factor

ماتریس اول را اقلام غذایی تشـکیل داده و سـتون‌های این ماتریس از مقادیر مصـرف اقلام مختلف غذایی توسط خانوارها تشکیل شده است. همچنین، سطر ماتریس دوم از ارزش غذایی (انرژی) تشکیل شده و ستون‌های آن نیز نشان‌دهندهٔ میزان ماده دریافتی از اقلام خوراکی در هر گرم است. از ضرب دو ماتریس یادشـده ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوارها محاسـبه می‌شـود. با فرض یک تابع خطی، معادلهٔ محتوای غذایی را می‌توان به‌صورت رابطه (۲) ارائه کرد:

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

که در آن، $y_h^*$ سطح ماده مغذی (انرژی) جذب‌شده توسط اعضای خانوار hام بوده و $X_{hj}$ مقدار کالای خوراکی jام مصرف‌شده توسط خانوار hام و $\beta_j$ محتوای غذایی کالای خوراکی jام است. با تقسیم این ماتریس بر تعداد اعضای خانوار، ماتریس نفر در سال محاسبه می‌شود. همچنین، با تقسیم هر کدام از درایه‌های این ماتریس بر ۳۶۵، سرانه محتوای غذایی دریافتی از مواد مختلف خوراکی در طول روز به‌دست می‌آید (Rafati et al., 2021). نکتهٔ مهمی که باید در برآورد ماتریس عملکرد تغذیه‌ای بدان توجه کرد، سن اعضای خانوار است. سن اعضای مختلف متفاوت است و این موضوع باعث می‌شود که مقدار مصرف هر فرد با توجه به سن او متفاوت باشد. برای غلبه بر این مسئله، از روش پیشنهادی درکان و کریشنان (Dercon and 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 ۱۴۰۰-۱۳۸۴ استخراج شده است.

*شاخص قیمت گروه‌های مواد غذایی*: این متغیر بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده خانوارهای روستایی کشور به‌تفکیک سال و گروه‌های عمده بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ است. در مطالعه حاضر، گروه‌های عمده بر اساس دسته‌بندی مرکز آمار ایران شامل نُه گروه بوده، که عبارت‌اند از: (۱) نان، غلات و فرآورده‌های آن، (۲) سبزیجات (سبزی‌ها و 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) میوه و خشکبار، (۸) ادویه، چاشنی و سایر ترکیب‌های خوراکی و (۹) چای، قهوه و سایر نوشیدنی‌ها. اطلاعات مربوط به شاخص قیمت گروه‌های مواد غذایی برای دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۴ از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج شده است.

*سطح درآمد خانوار در مناطق روستایی*: این متغیر بیانگر متوسط درآمد کل سالانهٔ یک خانوار روستایی شامل وجوه و ارزش پولی کالاها و خدماتی است که در برابر کار انجام‌شده و یا سرمایه به‌کار افتاده و یا از طریق منابع دیگر (حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از دارایی، دریافتی‌های انتقالی و نظایر آن) به هر کدام از اعضای خانوار تعلق گرفته است. اطلاعات مربوط به سطح درآمد خانوار در مناطق روستایی برای دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۴ از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج شده است.

*نوسان‌های نرخ ارز*: این متغیر بیانگر نوسان‌های نرخ ارز است که از روی نرخ ارز بازار غیررسمی و با استفاده از مدل ARIMA و انواع مدل‌های خانواده GARCH استخراج شده و اطلاعات مربوط به نرخ ارز بازار غیررسمی برای دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۴ از داده‌های بانک مرکزی ایران گردآوری شده است.[۱]

*متغیر مجازی ارز ترجیحی (۴۲ هزار ریالی)*: دولت در ۲۰ فروردین ۱۳۹۷، اعلام کرد که برای واردات کالاهای اساسی، اقدام به اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا خواهد کرد. هدف اصلی این سیاست مهار نوسان‌های بازار داخلی، جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای اساسی و نرخ تورم کشور و همچنین، جبران رفاه از دست‌رفتهٔ 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.

*الگوی پانل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (پانل ARDL)*: با معرفی و تبیین فرم تابعی ارتباط یارانه ارز ترجیحی و مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران در قالب رابطه (۱)، ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها در قالب الگوی پانل ARDL 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

---

۱- برای استخراج متغیر نوسان‌های نرخ ارز، با پیروی از بهمنی اسکویی و شی (Bahmani-Oskooee and Xi, 2012)، ابتدا با در نظر گرفتن درجات مختلف p و q، مدل‌های مختلف ARIMA برآورد و در نهایت، با توجه به نتایج و با استفاده از معیار SBC، ARIMA(1,0,0) به‌عنوان معادله میانگین انتخاب شد. در ادامه، به‌منظور اطمینان از ثابت و یا متغیر بودن واریانس جمله خطا و یا به دیگر سخن، اثر ARCH، از آزمون ضریب وایت استفاده شد. با توجه به معنی‌داری آماره آزمون در سطح احتمال یک 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 الگو برای توضیح و مدل‌سازی تلاطم‌ها و نوسان‌ها انتخاب شد.

مشاهده می‌شود. داده‌های مقطعی و سری زمانی صرف، ناهمسانی‌های فردی را لحاظ نمی‌کنند و از این‌رو، 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 است (Tavakoli Kashani et al., 2020). الگوی ARDL نیز ابتدا توسط پسران و پسران (Pesaran and Pesaran, 1997) ارائه و سپس، توسط پسران و اسمیت (Pesaran and Smith, 1998)، پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) و پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) بسط داده شد.

به‌علت وجود محدودیت‌های استفاده از روش‌های انگل- گرنجر، جوهانسن- جوسیلیوس[1] و ECM، پژوهشگران یادشده کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص این روش‌ها، درصدد دستیابی بهتر به متغیرها برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین آنها برآمدند. 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 (Najafi Shariatzadeh et al., 2017).

همچنین، در مورد نمونه‌های کوچک، روش ARDL دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالاست. از این‌رو، به‌دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، برآوردهای روش ARDL نااُریب و کارآ هستند. همچنین، این روش روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند (Jafari et al., 2019). برای رابطه (۱)، الگوی پانل ARDL را می‌توان به‌صورت رابطه (۳) بیان کرد:

1. Johansen-Josilius

$$\begin{aligned}\Delta LnE_{it} = \alpha + \gamma_1 LnP_{it-1} + \gamma_2 LnI_{it-1} + \gamma_3 LnEX_{it-1} + \gamma_4 LnP_{it-1}.D_{t-1} \\ + \gamma_5 LnP_{it-1}.LnEX_{it-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta LnE_{it-i} \\ + \sum_{i=1}^{\varphi} b_{1i} \Delta Lnp_{it-i} + \sum_{i=1}^{\omega} b_{2i} \Delta LnI_{it-i} \\ + \sum_{i=1}^{\delta} b_{3i} \Delta LnEX_{it-i} + \sum_{i=1}^{\tau} b_{4i} \Delta(Lnp_{it-1}.D_{t-1}) \\ + \sum_{i=1}^{\tau} b_{5i} \Delta(Lnp_{it-1}.LnEX_{it-i}) + u_{it}\end{aligned} \quad (۳)$$

که در آن، $LnE$ لگاریتم مقدار انرژی دریافتی یک فرد بالغ در مناطق روستایی ایران، $Lnp$ لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی، $LnI$ لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق روستایی، $LnEx$ لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و متغیر $D$ به‌عنوان متغیر مجازی است که نشانگر ارز ترجیحی است؛ افزون بر این، $\gamma$ها ضرایب بلندمدت و $\alpha_i$ و bها ضرایب کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. در رابطه (۳)، فرضیه «صفر» مبنی بر وجود هم‌جمعی و فرضیه مقابل آن مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی به‌صورت زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\begin{aligned}&H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = 0 \\ &H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq \gamma_5 \neq 0\end{aligned} \quad (۴)$$

چنانچه بعضی از متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک باشند، آماره F برای آزمون دارای توزیع مجانبی استاندارد نیست؛ اما صرف‌نظر از اینکه متغیرها جمعی از مرتبه یک یا صفر باشند، پسران و پسران (Pesaran and Pesaran, 1997) و پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) جدول مقادیر صحیح بحرانی را برای آزمون یادشده به ازای تعداد رگرسورهای مختلف ارائه کردند. همچنین، این جدول بر حسب اینکه الگو شامل عرض از مبدأ و روند باشد نیز متفاوت خواهد بود. اگر آماره F محاسبه‌شده بالاتر از مقدار بحرانی حد بالای جدول باشد، فرض «صفر» مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد می‌شود؛ اگر آماره F در دامنه یادشده قرار گیرد، آزمون F بی‌حاصل بوده و نتیجه‌گیری قطعی امکان‌پذیر نیست؛ و سرانجام، اگر آماره F پایین‌تر از مقدار بحرانی حد پایین جدول باشد، فرضیه «صفر» مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی پذیرفته می‌شود (Allahyari et al., 2020).

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

$$\Delta LnE_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} \alpha_{\mathrm{i}}\, \Delta LnE_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\varphi} \mathrm{b}_{1\mathrm{i}}\, \Delta Lnp_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\omega} \mathrm{b}_{2\mathrm{i}}\, \Delta LnI_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\delta} \mathrm{b}_{3\mathrm{i}}\, \Delta LnEX_{\mathrm{it-i}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\tau} \mathrm{b}_{4\mathrm{i}}\, \Delta(Lnp_{\mathrm{it-1}}.\, D_{\mathrm{t-1}}) + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\tau} \mathrm{b}_{5\mathrm{i}}\, \Delta(Lnp_{\mathrm{it-1}}.\, LnEX_{\mathrm{it-i}}) + \theta ecm_{it-1} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \qquad (۵)$$

که در آن، $\Delta$ عملگر تفاضل مرتبه اول است و $\theta$ سرعت تعدیل پارامتر مورد نظر یا سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند؛ همچنین، $ecm_{it}$ جملات پسماندی است که از برآورد رابطه بلندمدت به‌دست آمده است.

### آزمون‌های مورد استفاده در الگوی پانل

در الگوی پانل مطالعه حاضر، دوره زمانی تحقیق ۱۴۰۰-۱۳۸۴ بوده و مقاطع شامل نُه گروه مواد غذایی پیش‌گفته است، که عبارت‌اند از: (۱) نان، غلات و فرآورده‌های آن، (۲) سبزیجات (سبزی‌ها و 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) میوه و خشکبار، (۸) ادویه، چاشنی و سایر ترکیب‌های خوراکی و (۹) چای، قهوه و سایر نوشیدنی‌ها.

در الگوی داده‌های پانل، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن (Hausman, 1978) بسیار مهم و ضروری است. بر اساس آزمون همگنی، نادیده گرفته شدن ناهمگنی پارامترها در بین افراد و مقاطع یا در طول سری ممکن است به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها منجر شود (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها، چنان‌که آشکار است، از رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبدأهای ناهمگن را نادیده می‌گیرند، نباید استفاده کرد (Tavakoli Kashani et al., 2020). برای انجام آزمون همگنی در ادبیات اقتصادسنجی، به‌طور معمول، از آزمون F لیمر استفاده و بر این اساس، مدل مناسب انتخاب می‌شود. این آزمون را می‌توان به‌صورت رابطه (۶) بیان کرد:

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

که در آن، $R^2_{LSDV}$ و $R^2_{POOLED}$، به‌ترتیب، ضریب تعیین مدل‌های با متغیر مجازی و رگرسیون ادغامی است؛ همچنین، n تعداد مقاطع، t تعداد مشاهدات در هر مقطع و K تعداد رگرسورها را نشان می‌دهد که در مطالعه حاضر، به‌ترتیب، نُه مقطع، هفده مشاهده در هر مقطع و پنج رگرسور است. 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 شود که کدامیک از روش‌های اثرات ثابت[1] یا اثرات تصادفی[2] مناسب است. بدین منظور نیز در مطالعات مرتبط، به‌طور معمول، از آزمون هاسمن (Hausman, 1978) استفاده می‌شود. آماره آزمون هاسمن که دارای توزیع کی‌دو است، بر اساس رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

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

که در آن، $beta_f$ و $beta_r$، به‌ترتیب، بردار ضرایب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی است؛ $var_f$ و $var_r$ نیز ماتریس واریانس- کوواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان 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 (Esmaeili Moghaddam, 2020).

## نتایج و بحث

در مدل‌های پانل، همانند مدل‌های سری زمانی، قبل از برآورد الگو و بررسی نتایج، ابتدا لازم است که پایایی متغیرها بررسی شود. 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 مورد بررسی است؛ بنابراین، رد فرضیه صفر به معنی عدم وجود ریشه واحد و ایستا بودن متغیرهاست. در جدول ۱، نتایج این آزمون‌ها ارائه

1. fixed effects
2. random effects

شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، کلیه متغیرها یا در سطح ایستا و یا با یک بار تفاضل‌گیری، ایستا شده‌اند؛ به دیگر سخن، مقادیر کلیه متغیرها در الگوی مورد بررسی هم‌انباشته از درجه صفر یا یک است. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون ایستایی، می‌توان مدل پانل ARDL را به‌عنوان الگوی مناسب برای بررسی ارتباط یارانه ارز ترجیحی و مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران انتخاب کرد.

**جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها**

| متغیرها | نماد | آزمون‌های 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 روستایی | LnI | I(1) | I(1) |
| لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز | LnEX | I(1) | I(1) |
| اثر متقابل لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و سیاست یارانه ارز ترجیحی | LnEx. D | I(0) | I(0) |
| اثر متقابل لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | LnEX × LnP | I(1) | I(1) |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی این است که «آیا باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟». بنابراین، 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. بر این اساس و برای بررسی این موضوع، این دو آزمون انجام و نتایج آن در جدول ۲ آمده 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. در نتیجه، در برآورد الگو، لازم است که اثرات گروهی در نظر گرفته شود و مدل به‌صورت پانل برآورد شود. همچنین، بر اساس آزمون هاسمن، با توجه به معنی‌داری آماره کی‌دو محاسبه‌شده در سطح احتمال کمتر از پنج درصد، فرضیه «صفر» مبنی بر به‌کارگیری روش اثرات تصادفی رد می‌شود و بنابراین، برای تخمین ضرایب، باید از روش اثرات ثابت استفاده شود.

**جدول ۲- نتایج آزمون همگنی و هاسمن**

| آزمون همگنی | |
|---|---|
| آزمون F | سطح معنی‌داری |
| ۵۳۹/۷۷۱ | ۰/۰۰۰ |
| **آزمون هاسمن** | |
| آزمون کی دو ($\chi^2_1$) | سطح معنی‌داری |
| ۱۳/۴۴۹ | ۰/۰۴۲ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد الگوی پانل ARDL و ارائه نتایج، 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 بررسی شود.

در این راستا، در مطالعه حاضر، به‌منظور 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 به‌همراه حد بالا و حد پایین مقادیر که توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) ارائه شده، نشان‌دهندهٔ آن است که آماره F محاسباتی برای مدل رگرسیونی بیش از مقدار F بحرانی حد بالا در سطح پنج درصد است؛ بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود؛ به دیگر سخن، متغیرهای رابطه (۱) هم‌جمع هستند و میان آنها ارتباط بلندمدت وجود دارد.

**جدول ۳- نتایج آزمون کرانه‌ها برای بررسی ارتباط هم‌جمعی (بلندمدت)**

| آماره F محاسباتی | مقادیر بحرانی آزمون F کرانه‌ها در سطح ۵ درصد | |
|---|---|---|
| | I(1) | I(0) |
| ۴/۶۷۵ | ۳/۳۸ | ۲/۳۹ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی پانل ARDL (در جدول ۴) اعتبار بالای مدل مورد بررسی را تأیید می‌کنند. همان‌گونه که از نتایج جدول ۴ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین ($R^2$) بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو بوده و به دیگر سخن، گویای آن است که ۷۲/۵ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظورشده در مدل توضیح داده می‌شود.

معنی‌داری آماره F مبین معنی‌داری کلی الگوست و فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. همچنین، با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۴، الگوی برآوردشده دارای شرایط صحیح آماری است و فروض کلاسیک را تأیید می‌کند و هیچ‌گونه مشکلی را از نظر نرمال نبودن، خودهمبستگی و یا واریانس ناهمسانی نشان نمی‌دهد.

**جدول ٤- نتایج مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگو**

| آزمون | آماره آزمون |
|---|---|
| نرمال بودن | $J - B_{0.231}$=۱/۶۵۷ |
| خودهمبستگی | $LR_{0.355}$=۲/۷۴۴ |
| واریانس همسانی | $\chi^2_{(0.157)}$=۱/۴۵۲ |
| $R^2$=۰/۷۲۵ | F = ۲۱/۰۹۷(۰/۰۰۰) |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوی رگرسیونی پژوهش، در جدول ۵ آمده است. بر اساس نتایج این جدول، با افزایش در نوسان‌های نرخ ارز، انرژی دریافتی یا مصرف خانوارها در مناطق روستایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌یابد، که این کاهش، به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. در این ارتباط، باید اذعان کرد که نوسان در نرخ ارز سبب بروز نوسان در تورم می‌شود؛ و همین مسئله 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[۱] که از یک سو، بر قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد استفاده تولیدکنندگان داخلی و به تبع آن، بر قیمت تمام‌شده محصولات داخلی اثر گذاشته و از سوی دیگر، با کاهش ارزش پول کشور، قیمت تمام‌شده کالاهای نهایی وارداتی را افزایش داده است. نتیجه هر دو مورد یادشده افزایش تورم در کشور بوده است. در چنین شرایطی، از آنجا که دستمزدهای اسمی در مناطق روستایی کشور تنها ۱۱۲۰ درصد

۱ – اطلاعات در خصوص تغییرات نرخ ارز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

رشد داشته[۱]، درآمد واقعی خانوارها کاهش و بدین ترتیب، توانایی خانوار برای خرید و مصرف و در نتیجه، دریافت کالری خانوار کاهش یافته است. از سوی دیگر، ضریب متغیر اثر متقابل لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی منفی و به‌ترتیب، ۰/۰۱۷ و ۰/۱۳۳ به‌دست آمده است. بر اساس این نتایج، می‌توان گفت که با افزایش یک درصد در نوسان‌های نرخ ارز، شاخص قیمت مواد غذایی افزایش و به تبع آن، امنیت غذایی خانوارهای روستایی در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌ترتیب، ۰/۰۱۷ و ۰/۱۳۳ درصد کاهش خواهد یافت. افزون بر این، بر اساس نتایج، ضریب اثر متقابل ارز ترجیحی و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی مثبت و از لحاظ آماری، معنی‌دار است، بدین معنی که سیاست ارز ترجیحی، با ثبات قیمت مواد غذایی، بر کالری دریافتی خانوار یا همان مصرف خانوار اثر مثبت و معنی‌دار داشته است. با این همه، همان‌گونه که از نتایج مشخص است، ضریب کوتاه‌مدت و بلندمدت این متغیر، به‌ترتیب، ۰/۰۵۱ و ۰/۰۴۳ به‌دست آمده، که می‌تواند نشانگر تأثیر پایین این سیاست بر مصرف باشد. به دیگر سخن، اگرچه سیاست ارز ترجیحی بر مصرف خانوار اثر مثبت و معنی‌دار داشته، اما این تأثیر قابل توجه نبوده است. در این ارتباط، باید اذعان داشت که بر اساس گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (IPRC, 2019)، در حالی که به‌علت 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، به‌دلایل گوناگون از جمله پدیده قاچاق و صادرات مجدد پس از فرآوری جزئی، به چرخه مصرف خانوارها وارد نشده است. بدین ترتیب، اجماع کلی وجود دارد که اجرای سیاست ارز ترجیحی به‌علت 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 و اما در مقابل، هزینه‌های زیادی از قبیل رانت‌جویی، گسترش فساد، تضعیف تولید داخلی، هدررفت منابع و خروج منابع ارزی را سبب شده است؛ بنابراین، سیاست یادشده در دستیابی به اهداف، آن‌گونه که انتظار می‌رفت، موفق نبوده و نتوانسته است که هدف ثبات قیمت کالاهای اساسی و در نتیجه، ثبات مصرف مواد غذایی را محقق سازد.

نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که با یک درصد افزایش در شاخص قیمت گروه‌های مواد غذایی، انرژی دریافتی یا همان مصرف خانوارها در مناطق روستایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌ترتیب،

۱ – اطلاعات در خصوص تغییرات دستمزد اسمی در مناطق روستایی ایران از نتایج طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای مرکز آمار ایران استخراج شده است.

۰/۲۰۱ و ۰/۲۷۱ درصد کاهش می‌یابد که به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. در این زمینه، باید گفت که شاخص قیمت مواد غذایی متغیری است که در راستای دسترسی فیزیکی و اقتصادی به مواد غذایی، مؤثر است. از این‌رو، افزایش این شاخص می‌تواند به‌منزلهٔ کاهش دسترسی اقتصادی و فیزیکی به مواد غذایی باشد. در این ارتباط، افزایش قیمت اقلام غذایی طی دو دهه گذشته کاهش رفاه و کاهش عناصر غذایی دریافتی خانوار را به‌همراه داشته و با افزایش قیمت‌ها، علاوه بر آنکه الگوی مصرف مواد غذایی به سوی عناصر غذایی ارزان‌قیمت و اما دارای ارزش غذایی پایین تغییر کرده، بلکه بر اساس گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (IPRC, 2019)، کمیت مصرف مواد غذایی نیز به‌ویژه در میان خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی، به‌شدت تأثیر گذاشته و کاهش قابل توجهی را تجربه کرده است.

همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مقدار کشش درآمدی برای دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌ترتیب، ۰/۵۶۰ و ۰/۶۱۴ درصد به‌دست آمده است. این نتیجه بیانگر آن است که با یک درصد افزایش در درآمد، مقدار انرژی دریافتی خانوارهای روستایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌ترتیب، ۰/۵۶۰ و ۰/۶۱۴ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. در این ارتباط، باید گفت که قدرت خرید و توانایی در تأمین نیازهای غذایی با سطح درآمد خانوار ارتباط مستقیم دارد. به دیگر سخن، 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 از این‌رو، امنیت غذایی خانوار نیز افزایش یابد.

**جدول ۵- نتایج برآورد الگوی رگرسیونی پژوهش**

| الگوی کوتاه‌مدت | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **متغیر** | **نماد** | **ضریب** | **آماره t** | **سطح معنی‌داری** |
| عرض از مبدأ | C | -۰/۲۷۸ | -۰/۷۹۸ | ۰/۴۲۷ |
| تغییرات لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | ΔLnp | -۰/۲۰۱ | -۳/۶۱۱ | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق روستایی | ΔLnI | ۰/۵۶۰ | ۴/۶۶۸ | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز | ΔLnEX | -۰/۰۴۵ | -۲/۸۲۳ | ۰/۰۰۶ |
| تغییرات اثر متقابل ارز ترجیحی و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | Δ(Lnp × D) | ۰/۰۵۱ | ۳/۹۴۷ | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات اثر متقابل لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | Δ(Lnp × LnEX) | -۰/۰۱۷ | -۱/۷۲۷ | ۰/۰۹۷ |
| **الگوی بلندمدت** | | | | |
| **متغیر** | **نماد** | **ضریب** | **آماره t** | **سطح معنی‌داری** |
| لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | Lnp | -۰/۲۷۱ | -۲/۱۳۶ | ۰/۰۳۶ |
| لگاریتم سطح درآمد خانوار در مناطق روستایی | LnI | ۰/۶۱۴ | ۷/۹۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز | LnEX | -۰/۱۹۱ | -۴/۳۶۰ | ۰/۰۰۰ |
| اثر متقابل ارز ترجیحی و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | Lnp × D | ۰/۰۴۳ | ۳/۴۷۱ | ۰/۰۰۱ |
| اثر متقابل لگاریتم نوسان‌های نرخ ارز و لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های غذایی | Lnp × LnEX | -۰/۱۳۳ | -۴/۱۱۶ | ۰/۰۰۰ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی سرعت تعدیل یا همان سرعت حرکت به سمت تعادل بلندمدت، به‌طور معمول، از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود. وجود هم‌جمعی یا ارتباط بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از ECM را فراهم می‌کند. الگوی ECM نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط داده و سرعت تعدیل و حرکت به سمت تعادل بلندمدت را مشخص می‌سازد. نتایج برآورد این الگو برای مدل رگرسیونی مورد بررسی در جدول ۶ آمده است. بررسی نتایج این جدول نشان می‌دهد که ضریب ECM، برای مدل مطابق انتظار منفی، کوچک‌تر از یک و از لحاظ آماری، معنی‌دار است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۶۵۴- بوده و نشان‌دهندهٔ آن است که حدود ۶۵/۴ درصد عدم تعادل متغیر مصرف کالری در مناطق روستایی ایران، از مقادیر بلندمدت آن

پس از گذشت یک دوره، از بین می‌رود. با توجه بدین نتیجه، مشخص است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در الگو نسبتاً پایین است؛ بر این اساس، اگر به‌علت هرگونه تکانه‌ای در اقتصاد، الگو از تعادل اولیه خارج شود، تقریباً زمانی به اندازه ۱/۵ دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تصحیح شود و مدل به تعادل بلندمدت اولیه بازگردد.

**جدول ٦- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)**

| ضریب | آماره t | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|
| -۰/۶۵۴ | -۴/۷۶۵ | ۰/۰۰۰ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در ایران، نرخ ارز با توجه به تأثیرات آن بر قیمت تمام‌شدهٔ کالاهای وارداتی، یکی از مهم‌ترین عواملی است که بر مصرف مواد غذایی تأثیر می‌گذارد؛ این در حالی است که بر اساس اطلاعات بانک مرکزی ایران، نرخ ارز بازار آزاد طی ده سال اخیر تقریباً نوزده برابر شده است. نوسان‌های نرخ ارز و به تبع آن، نوسان‌های قیمت مواد غذایی، با اثرگذاری بر بعد دسترسی، امکان تحقق امنیت غذایی را در مناطق شهری و روستایی ایران با چالش‌های جدی مواجه ساخته است. با این رویکرد، در مطالعه حاضر، تأثیر نوسان‌های نرخ ارز و سیاست‌های دولت (به‌طور مشخص، سیاست ارز ترجیحی ۴۲ هزار ریالی) بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران بررسی و تحلیل شده است. برای دستیابی بدین هدف، ابتدا با به‌کارگیری مبانی نظری و مطالعات مختلف، مدل نظری تحقیق تبیین شد. در ادامه، گردآوری اطلاعات مورد نیاز برای مطالعه و تحلیل آن در قالب مدل پانل ARDL صورت گرفت. نتایج، نشان داد که افزایش نوسان‌های نرخ ارز مصرف خانوارها را در مناطق روستایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌دهد؛ همچنین، اگرچه سیاست ارز ترجیحی بر مصرف خانوار اثر مثبت و معنی‌دار داشته، اما این تأثیر قابل توجه نبوده است. از سوی دیگر، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، شاخص قیمت گروه‌های غذایی بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی ایران طی دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و در مقابل، افزایش درآمد خانوارها بر مصرف مواد غذایی در مناطق روستایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار داشته است. در نهایت نیز نتایج حاصل از ضریب تصحیح خطا نشان داد که به‌دلیل سرعت پایین تعدیل، ماندگاری تکانه‌های ارزی بر قیمت مواد غذایی در اقتصاد ایران بالاست. شایان ذکر است که این نتایج با نتایج مطالعات اوسنی (Oseni, 2016)، محسنی زنوزی و همکاران

(Mohseni Zonouzi et al., 2017)، ابراهیمی و همکاران (Ebrahimi et al., 2018)، زارعی و همکاران (Zarei et al., 2019)، آیکه و هو (Iyke and Ho, 2020)، کریم و همکاران (Karim et al., 2021)، لطفی هروی و آقاجانی (Lotfi Heravi and Aghajani, 2021) و موکالایی (Mukalayi, 2021) مشابهت فراوان دارد. با توجه به نتایج و تجربه کشورهای مختلف، استفاده از سیاست ارز ترجیحی امکان دستیابی به هدف امنیت غذایی را فراهم نمی‌سازد و با ایجاد انحراف در بازار، رانت‌های فراوان برای گروهی معدود فراهم می‌کند. از این‌رو، حذف این سیاست و استفاده از سیاست ارزی شناور مدیریت‌شده ضروری است. بر این اساس، برای دوره بلندمدت، به‌منظور افزایش و یا ثبات قدرت خرید مردم به‌ویژه اقشار کم‌درآمد و ضعیف، باید سیاست‌های ایجاد اشتغال، تقویت تولید و عرضه مد نظر قرار گیرند. در این راستا، دولت باید با برنامه‌ریزی جامع و مدون، با تقویت تولید در چارچوب اقتصاد مقاومتی، عرضه کالاها به‌ویژه کالاهای اساسی را در بازار افزایش دهد و از سوی دیگر، با استفاده از نظارت‌های حاکمیتی (نه دستوری)، قیمت‌های منصفانه را بر بازار حاکم کند. در کوتاه‌مدت نیز به‌منظور حمایت از امنیت غذایی اقشار ضعیف جامعه، توزیع بسته‌های غذایی از طریق دستگاه‌های متولی از جمله کمیته امداد و سازمان بهزیستی می‌تواند مورد توجه قرار گیرد. سیاست پرداخت نقدی- کالایی نیز یکی از سیاست‌هایی است که می‌تواند برای دوره کوتاه‌مدت موجبات توزیع مناسب‌تر یارانه‌ها را فراهم سازد. البته باید توجه کرد که توفیق این سیاست در گرو شناسایی مناسب گروه‌های هدف در سمت تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان است. افزون بر این، باید توجه داشت که نباید پرداخت نقدی- کالایی برای دولت یک تعهد دائمی ایجاد کند؛ بنابراین، از ابتدای اجرای سیاست، باید اعلام شود که یک سیاست موقتی (مثلاً به‌مدت یک سال) برای عبور از تورم خواهد بود؛ همچنین، نباید منظم باشد تا از سوی خانوار به‌صورت یک درآمد دائمی تلقی شود. نکته قابل توجه و مهم دیگر آن است که نباید کارت نقدی- کالایی مقداری مشخص از کالا را تضمین کند، زیرا در این صورت، با افزایش قیمت کالا، منابع طرح نیز باید افزایش یابد. مقداری که ابتدا در کارت شارژ می‌شود، می‌تواند بر اساس مقادیر لازم برای جبران رفاه از دست‌رفتهٔ افراد متناسب با افزایش قیمت باشد. از سوی دیگر، از آنجا که شاخص قیمت گروه‌های غذایی و نوسان‌های نرخ ارز بر مصرف مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و در مقابل، افزایش درآمد خانوارهای روستایی بر مصرف مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار دارد؛ از این‌رو، در این ارتباط، تنظیم مناسب بازار مواد غذایی و برقراری ثبات در بازار ارز ضروری می‌نماید. دولت، با دخالت در بازار مواد غذایی راهبردی و نظارت مناسب بر آن، می‌تواند توزیع نظام‌مند مواد غذایی را برنامه‌ریزی کند. البته، نباید نوع دخالت دولت به‌گونه‌ای باشد که با قیمت‌گذاری

دستوری، به زیان تولیدکننده و مصرف‌کننده عمل کند. همچنین، اعمال سیاست‌های مناسب افزایش درآمد می‌تواند سبب شود تا مصرف‌کنندگان، سبد غذایی خود را تنوع بخشند و از مصرف غلات و محصولات ریشه‌ای و غده‌ای با ارزش غذایی پایین به مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها روی آورند. 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 با افزایش مصرف و تنوع غذایی خانوارها، امنیت غذایی خانوارهای فقیر را نیز افزایش دهد. از این‌رو، کنترل تورم و به‌دنبال آن، افزایش درآمد واقعی و قدرت خرید مصرف‌کنندگان به‌ویژه در دهک‌های پایین درآمدی باعث می‌شود که تنوع غذایی و امنیت غذایی خانوارها بهبود یابد. در این راستا، با توجه به آنکه بخش قابل توجهی از منابع کشور سالانه به‌صورت یارانه پنهان و غیرهدفمند هدر می‌رود و از این نظر، ایران در پرداخت یارانه‌های غیرهدفمند غذا و سوخت در رتبه نخست جهان قرار گرفته، هدفمندسازی یارانه‌ها و پرداخت یارانه نقدی و غیرنقدی، با شناسایی مناسب جامعه هدف، مسئله‌ای مهم است که باید مد نظر سیاست‌گذاران قرار گیرد. در نهایت، بر اساس نتایج مطالعه حاضر، کوچک‌تر از واحد بودن کشش درآمدی برای مواد غذایی بدین معنی است که محصولات غذایی کالاهای ضروری به‌شمار می‌روند، ضمن آنکه پایین بودن قدر مطلق کشش قیمتی نشان‌دهنده اثر کم قیمت بر مصرف این کالاهاست. از آنجا که در مطالعات مختلف نیز اذعان شده است که کشش قیمتی برای گروه‌های کم‌درآمد و مناطق روستایی بیش از گروه‌های پردرآمد است، تغییرات قیمتی اثر بیشتری بر قشر کم‌درآمد جامعه خواهد داشت؛ بنابراین، در این زمینه، چنانچه منابع ناشی از حذف ارز ترجیحی توسط دولت به‌طور مساوی بین خانوارها تقسیم شود، نه‌تنها این بازتوزیع درآمد نمی‌تواند افزایش قیمت را برای گروه‌های کم‌درآمد جبران کند، بلکه گروه‌های بالای درآمدی شهری از آن بیشتر منتفع می‌شوند. بنابراین، لازم است که در بازتوزیع درآمد، با به‌کارگیری ابزارهای سیاستی جایگزین، به مناطق روستایی توجه ویژه شود.

## منابع

1. 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(1), 12-62.

2. Allahyari, R., Yousefi Sheikh Robat, M.R. & Elahi, N. (2020). Structural barriers to foreign direct investment in Iran using PCA and ARDL methods. *Journal of Economic Studies and Policies*, 7(1), 95-119. [In Persian]
3. Anríquez, G., Daidone, S. & Mane, E. (2013). Rising food prices and undernourishment: a cross-country inquiry. *Food Policy*, 38, 190-202.
4. Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D. (2012). Exchange rate volatility and domestic consumption: evidence from Japan. *Economic Systems*, 36(2), 326-335.
5. 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.
6. Chishti, M.Z., Azeem, H.K., Mahmood, F. & Sheikh, A. (2019). Exchange rate volatility and domestic consumption: a comparative study of developed, developing and emerging economies. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 9, 164-179.
7. 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.
8. 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. Available at https://ssrn.com/abstract=253055 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.253055.
9. 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. Available at https://www.researchgate.net/publication/5020262.
10. Ebrahimi, M., Mamipour, S. & Movahedi, S.F. (2018). Investigating the asymmetric effects of real exchange rate fluctuations on private sector consumption in Iran: NARDL approach. *Economic Research and Policies*, 26(87), 345-309. [In Persian]

11. Esmaeili Moghaddam, A.R. (2020). Investigating the relationship between foreign trade and economic growth in member countries of the Islamic Conference. *Journal of Humanities and Islamic Strategic Studies*, 26(3), 93-104. [In Persian]
12. Ginn, W., & Pourroy, M. (2019). Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies. *Economic Modelling*, 81, 551-575.
13. Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(6), 1251-1271.
14. Hosseini, S.S., Pakravan Charvadeh, M.R. & Salami, H. (2016). The effect of implementing the policy of targeting subsidies on food security in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(67), 53-82. [In Persian]
15. 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.
16. Iddrisu, A.A., & Alagidede, I.P. (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: a quantile regression analysis. Food Policy, 91, 101816. DOI: 10.1016/j.foodpol.2019.101816.
17. IPRC (2019). The alternative support policies for preferred currency. Report No. 16430. Islamic Parliament Research Center (IPRC) of Iran. [In Persian]
18. Iyke, B.N., & Ho, S.Y. (2020). Consumption and exchange rate uncertainty: evidence from selected Asian countries. *The World Economy*, 43(9), 2437-2462.
19. Jafari, R., Mazloumi, N. & Safari, A. (2019). Presenting a new method for calculating the market risk coefficient of the financial wealth model of Iran's insurance industry: the ARDL-GARCH approach. *Iranian Journal of Insurance Research (IJIR)*, 34(3), 9-37. [In Persian]
20. Karim, M.H., Ghaemi Asl, M. & Mousavi Qasemi, S.M. (2021). The effect of sanctions on domestic consumption expenditures of households with an emphasis on exchange rate fluctuations and national income. *Journal of Urban Economics and Management*, 9(34), 69-84. [In Persian]

21. Laborde, D., Lakatos, C. & Martin, W.J. (2019). Poverty impact of food price shocks and policies. World Bank Policy Research Working Paper, 8724.
22. Lotfi Heravi, M.M., & Aghajani, F. (2021). Investigating the effect of real exchange rate and its fluctuations on private sector consumption in Iran. The Second International Conference on New Challenges and Solutions in Industrial Engineering and Management and Accounting, Damghan, Iran. [In Persian]
23. Meade, B., & Thome, K. (2017). International food security assessment, 2017-2027. Food Security Assessment Situation and Outlook No. (GFA-28) 46 pp.
24. Mohseni Zonouzi, S.J., Feizi, S. & Mousavi, A. (2017). The effect of exchange rate and exchange rate uncertainty on domestic consumption in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 195-214. Available at https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6811_78c7c93ea607ec7aa890e7ddd8ce6ba8.pdf. [In Persian]
25. Mukalayi, N. (2021). Does exchange rate volatility reduce South African domestic consumption? SA-TIED Working Paper 160. SA-TIED Young Scholars Programme, South Africa-Towards Inclusive Economic Development (SA-TIED).
26. Mumtaz, S., & Ali, M. (2022). Impact of exchange rate and its volatility on domestic consumption in India and Pakistan. *Journal of Public Affairs*, 22(2), e2479.
27. Najafi Shariatzadeh, I., Shabanzadeh-Khoshroudy, M. & Zomorodian, G. (2017). Examining the effective factors on commercial bank profitability of Iran using panel ARDL method. *Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management)*, 7(29), 151-172. [In Persian]
28. 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.

29. Pesaran, M.H., & Pesaran, B. (1997). Working With Microfit 4.0: interactive econometric analysis. Oxford: Oxford University.
30. Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis (Chapter 11). In: S. Strom (Ed.) Econometrics and economic theory in 20th century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge: Cambridge University.
31. Pesaran, M.H., & Smith, R.P. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Survey*, 12, 471-505.
32. 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.
33. Pistaferri, L. (2015). Household consumption: research questions, measurement issues, and data collection strategies. *Journal of Economic and Social Measurement*, 40(1-4), 123-149.
34. Rafati, M., Shabanzadeh-Khoshroudy, M. & Javdan, E. (2021). Nutrient consumption, diversity and food security in income deciles of Tehran province. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(2), 147-160. [In Persian]
35. 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.
36. Rudolf, R. (2019). The impact of maize price shocks on household food security: panel evidence from Tanzania. *Food Policy*, 85, 40-54.
37. Tavakoli Kashani, A., Sartibi, Z. & Afsharpoor, M. (2019). The model of simultaneous effects of two economic macroscale variables, GDP and gasoline price, on road traffic fatalities by panel data. *Journal of Transportation Research*, 1(16), 29-42. [In Persian]
38. Zaki, N., Meskinyar, M.S., Shaker, A. & Ansari, S.M.M. (2020). Investigating the effect of exchange rate uncertainty on the consumption of Iranian households (1981-2017). The Second International Conference on Innovation in Business Management and Economics, Tehran, Iran. [In Persian]

39. Zarei, M., Heydari, H. & Jalili Kamjou, S.P. (2019). Spatial evaluation of exchange rate fluctuations on the consumption of durable goods by urban households in the provinces of Iran. *Quarterly Journal of New Economy and Trade (QJNET)*, 14(4), 81-106. [In Persian]
40. 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. DOI: 10.1051/e3sconf/202021403007.
41. Zheng, Z., & Henneberry, S. R. (2012). Estimating the impacts of rising food prices on nutrient intake in urban China. *China Economic Review*, Elsevier, 23(4), 1090-1103. DOI: 10.1016/j.chieco.2012.07.001.