Rural Development Strategies
Homepage: https://rdsj.torbath.ac.ir

Research Article
Vol. 11, No. 3, Fall 2024, p. 437-450

Investigating the Factors Affecting The Import Demand Of Livestock Inputs in Iran and its Effect on the Country's Villages

Soheila Biria[1*] and Ali Fakour[2]

Article history:	**How to cite this article:**
Submitted: 12 June 2024	Shirmohammadi, Y., and Latifi, E. 2024. Effects of data Mining Quality on
Revised: 26 July 2024	Tourist Acceptance of Information on Social Media Platforms: the Cast of
Accepted: 21 October 2024	Tourism Target Villages of Khuzestan province. Rural Development
Available Onlin: 21 October 2024	Strategies, 11(2): 437-450.
	DOI: 10.22048/rdsj.2024.462650.2184

Abstract

Domestic production of livestock inputs takes place in villages. However, the high costs of animal feed production and recent droughts have made it increasingly difficult to produce these products locally. Since the production of livestock inputs, particularly corn, is highly water-intensive, cultivating these products domestically is currently not cost-effective. As a result, importing these products has become a more economical solution to meet domestic demand. This has caused an increase in the demand for livestock inputs in recent years. Therefore, it is very important to investigate the factors affecting the import of these inputs and its impact on the villages. In this way, it is possible to choose a suitable strategy for importing livestock inputs. Therefore, in this research, the factors affecting the import of livestock inputs and its impact on the country's villages are analyzed. For this purpose, the import of livestock corn and soybean meal from the 4 target countries from which the most imports were made has been investigated. The necessary statistics and information have been collected through the statistics of the Ministry of Agricultural Jihad, Iran Customs, Iran Statistics Center, Central Bank of Iran and other library sources. According to the econometric issues between economic variables, panel data method has been used in the period of 2001-2023 to develop the model. According to the results obtained, the increase in tariff (-%0.051), relative price (-%0.076), domestic production of Soybean meal (-%1.95), real exchange rate (-%3.685), real exchange rate fluctuations (-%1.824) and sanctions (-%1.351) have caused a decrease in import demand, and oil income (%0.093471). Income of villagers (0.524) and gross domestic product (2.933) had a positive and significant effect on imports. It is suggested that the government adopt a policy to support producers of these products by increasing the guaranteed purchase price. Additionally, implementing key plans, such as using modified and high-yielding seeds, optimizing water resource usage to expand the area under cultivation of water-intensive crops, and improving the efficiency of other input consumption, will encourage villagers to increase domestic production of these products.

Keywords: corn, Exchange Rate, Panel Data, Soybean Meal.

1 - Member of the faculty of the Office of Higher Education Extension, Ministry of Science, Research and Technology, Iran
2 - Researcher, Faculty and Research Institute of Resistance Economy, Imam Hossein University (AS), Tehran, Iran.
Corresponding Author: soheilabiria@yahoo.com
© 2022, University of Torbat Heydarieh. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0).

فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی
جلد ۱۱، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۳ ص. ۴۵۰-۴۳۷

Rural Development Strategies
Homepage: http:// rdsj.torbath.ac.ir

مقاله پژوهشی

بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای واردات نهاده دامی ایران و تأثیر آن بر روستاهای کشور

سهیلا بی‌ریا*[۱] و علی فکور[۲]

تاریخ دریافت: ۲۳ خرداد ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۵ مرداد ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۳۰ مهر ۱۴۰۳

چکیده

تولید داخلی نهاده‌های دامی در روستاها انجام می‌شود لیکن هزینه‌های سنگین تولید خوراک دام و خشکسالی‌های سال‌های اخیر، تولید داخلی این محصولات را با مشکل مواجه ساخته است. از آنجایی که تولید نهاده‌های دامی به ویژه ذرت بسیار آب‌بر است، کشت این محصولات در داخل کشور در حال حاضر مقرون به صرفه نیست و واردات آن مقرون به صرفه می‌باشد. این موضوع موجب افزایش تقاضای واردات نهاده‌های دامی طی سالیان اخیر شده است. به‌همین‌دلیل بررسی عوامل مؤثر بر واردات این نهاده‌ها و تأثیر آن بر روستاها بسیار حائز اهمیت است. بدین ترتیب می‌توان استراتژی مناسبی برای واردات نهاده‌های دامی انتخاب نمود. از این‌رو در این پژوهش عوامل مؤثر بر واردات نهاده‌های دامی و تأثیر آن در روستاهای کشور تجزیه و تحلیل می‌شود. به منظور شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر واردات نهاده‌های دامی، واردات ذرت دامی و کنجاله سویا از ۴ کشور هدف که بیش‌ترین واردات از آن‌ها صورت گرفته، مورد بررسی قرار گرفته است. آمار و اطلاعات لازم از طریق آمارنامه‌های وزارت جهاد کشاورزی، گمرک ایران، مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران و سایر منابع کتابخانه‌ای جمع‌آوری گردیده است. با توجه به مباحث اقتصادسنجی بین متغیرهای اقتصادی، از روش داده تابلویی یا پانل دیتا در دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۰ برای برآورد مدل استفاده شده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده برای محصول ذرت دامی افزایش تعرفه(۰/۰۵۰۱- درصد)، قیمت نسبی(۰/۰۷۶- درصد)، تولید داخلی ذرت(۱/۹۵- درصد)، نرخ ارز حقیقی(۳/۶۸۵- درصد)، نوسانات نرخ ارز حقیقی(۱/۸۲۴- درصد) و تحریم(۱/۳۵۱- درصد) باعث کاهش در تقاضای واردات شده و درآمد نفتی(۰/۰۹۳۴۷۱ درصد)، درآمد روستاییان(۰/۵۲۴ درصد) و تولید ناخالص داخلی(۲/۹۳۳ درصد) تأثیر مثبت و معناداری بر واردات داشته است. برای محصول کنجاله سویا نیز با توجه به خروجی مدل، متغیرها همانند مدل حاصل از ذرت دامی بر واردات تأثیرگذار بوده است. پیشنهاد می‌شود دولت سیاست حمایت از تولید نهاده‌های دامی در روستاها را در پیش گرفته و از طریق افزایش قیمت خرید تضمینی، اجرای طرح‌های محوری مانند استفاده هر چه بیشتر از بذر اصلاح‌شده و پر محصول، استفاده بهینه از منابع آبی به‌منظور افزایش سطح زیر کشت محصولات آبی و افزایش کارایی در زمینه مصرف سایر نهاده‌ها، روستائیان را به افزایش تولید داخلی این محصولات تشویق نمود.

کلمات کلیدی: پانل دیتا، ذرت، کنجاله سویا، نرخ ارز.

۱- استادیار دفتر گسترش آموزش عالی، معاونت آموزشی، وزارت علوم، تحقیقات و فناوری، تهران، ایران.
۲- پژوهشگر، دانشکده و پژوهشکده اقتصاد مقاومتی، دانشگاه جامع امام حسین (ع)، تهران، ایران.
(*- نویسنده مسئول: soheilabiria@yahoo.com)

DOI: 10.22048/rdsj.2024.462650.2184

مقدمه

بخش عمده‌ای از تجارت خارجی کشور، مربوط به واردات محصولات مختلف کشاورزی است. ایران به‌رغم وجود مزیت نسبی در تولید برخی محصولات کشاورزی، یکی از بزرگ‌ترین واردکنندگان محصولات بخش کشاورزی می‌باشد. (ملکان، ۱۳۹۳) نهاده‌های دامی ازجمله کنجاله سویا و ذرت دامی جزء اقلام مهم خوراک دام و طیور کشور است. خشکسالی‌های اخیر موجب شده است کشت این محصولات در سال‌های اخیر مقرون به صرفه نباشد و واردات نهاده‌های دامی در اولویت قرار گیرد. بطور کلی ایران به ۱۸ میلیون تن علوفه در سال برای تامین خوراک دام خود نیاز دارد. اما تولید داخلی کشور تنها چیزی در حدود ۸ میلیون تن می‌باشد. (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۴۰۰) در نتیجه سالانه بیش از ۴/۵ میلیارد دلار نهاده‌های دامی وارد کشور می‌شود. از این حجم واردات، ۷۳ درصد را واردات ذرت دامی و ۱۳ درصد آن را کنجاله سویا تشکیل می‌دهد. ذرت دامی نخستین محصول و کنجاله سویا نیز چهارمین محصول وارداتی کشاورزی ایران به شمار می‌آید (گمرک ایران،۱۴۰۰).

بدلیل عدم تولید متناسب با نیاز داخلی در کشور، در سال‌های اخیر واردات این نهاده‌ها در حجم زیاد در دستور کار بوده است. خوراک دام و طیور ۷۰ درصد قیمت تمام‌شده گوشت و مرغ را تشکیل می‌دهد. بر اساس آمار اتحادیه واردکنندگان نهاده‌های دام و طیور در ۱۱ ماهه سال ۱۴۰۰، حدود ۱۵/۹ میلیون تن انواع نهاده دامی (ذرت، جو ،کنجاله سویا و دانه سویا) وارد شده است و این میزان نهاده بیشترین ارز را به خود اختصاص داده است. تقریباً بیش از ۷۰ درصد خوراک دام موردنیاز دامداری‌ها و روستاهای کشور از واردات تأمین می‌شود. (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۴۰۰) آنچه بر اهمیت ذرت و کنجاله سویا به‌عنوان نهاده‌های اصلی خوراک دام و طیور می‌افزاید، آن است که این اقلام عمدتاً وارداتی بوده و نوسانات ناشی از قیمت واردات این محصولات همواره باعث نوسانات شدید قیمت محصول نهایی (گوشت دام و طیور)، این صنعت گردیده است. از این رو، نرخ ارز بی‌تردید یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر قیمت نهاده‌های وارداتی مانند نهاده‌های مصرفی بخش دام و طیور می‌باشد.

مناطق روستایی ایران مهم‌ترین بخش تولید محصولات کشاورزی و دامی کشور هستند. به همین دلیل قیمت نهاده‌های دامی و واردات آن بر درآمد و رفاه اقتصادی روستائیان اثرگذار است. قائد و همکاران (۱۴۰۰) در بررسی‌های خود نشان دادند که شاخص درجه باز بودن تجاری یکی از متغیرهای مؤثر بر توزیع درآمد و رفاه روستائیان می‌باشد. زیرا با افزایش قیمت واقعی نهادها، قیمت کالاهای داخلی افزایش یافته و درآمد و رفاه روستائیان افزایش می‌یابد. همچنین رسولیان و حکیم‌پور (۱۳۹۹) نشان دادند که رشد تجارت خارجی می‌تواند به بهبود توسعه روستایی منجر شود.

با توجه به اینکه واردات یک کشور ارتباط تنگاتنگی با بسیاری از عامل‌های مستقیم و غیرمستقیم اقتصادی ازجمله تجارت جهانی، رشد اقتصادی، تعادل تراز پرداخت‌ها، سیاست‌های پولی و نرخ ارز دارد (سهاباندو و آسانکا، ۲۰۱۸)، در نتیجه شناخت عوامل مؤثر بر واردات می‌تواند اطلاعات ارزشمندی برای سیاست‌گذاران در بخش تجارت خارجی جهت سیاست گذاری فراهم کند. با توجه به کمبود تولید داخلی گوشت قرمز و نهاده‌های دامی و ضرورت تأمین نیاز داخل با واردات، بررسی عوامل مؤثر بر واردات این محصولات برای سیاست‌گذاری مناسب در این بخش ضروری به نظر می‌رسد. مدل‌های تجارت به دو گروه عمده مدل جانشینی کامل و مدل جانشینی ناقص تقسیم می‌شوند (بابیک، ۲۰۰۹)، فرض اساسی مدل جانشینی کامل، حضور کالاهای همگن در بازارهای بین‌المللی است که در قالب یک قیمت رایج دادوستد کالاها

صورت می‌گیرد و تقابل عرضه و تقاضا فقط به تفاوت قیمت بین کالاهای وارداتی و داخلی بستگی ندارد(فارینلی، ۲۰۰۹) فرض اساسی مدل جانشینی ناقص این است که نه صادرات و نه واردات جایگزین مناسب برای کالاهای داخلی ارائه نمی‌کنند.(پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۲) مدل‌های جانشینی ناقص را می‌توان به دو گروه تقسیم نمود که مدل‌های گروه اول، تجارت جهانی را در چارچوب یک مدل چند معادله‌ای مورد بررسی قرار می‌دهند. به‌طوری‌که هر معادله برآوردی از صادرات یک کشور به سایر کشورها است. در مدل‌های پیچیده‌تر تجارت جهانی، هر معادله جریان‌های تجاری میان دو کشور متفاوت را به هم مرتبط می‌سازد. گروه دوم جانشین‌های ناقص مدل‌هایی هستند که به بررسی عوامل مؤثر بر حجم صادرات بین یک کشور با کشور دیگر و یا سایر نقاط جهان می‌پردازند(کینگ، ۱۹۹۷).

فریادرس و همکاران با بررسی عامل‌های مؤثر بر تقاضای واردات محصولات کشاورزی ایران نشان دادند که تولید ناخالص داخلی، درآمد نفتی، نرخ تعرفه و تولید داخلی محصولات کشاورزی بیشترین تأثیر را بر تقاضای واردات این محصولات داشته‌اند (فریادرس و همکاران، ۱۳۹۵). علیزاده و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه ای نشان دادند که نرخ تعرفه تأثیر معنی‌دار و شایان توجهی بر تقاضای واردات گوشت گوساله، گوشت مرغ، ذرت دامی و کنجاله سویا دارد بنابراین استفاده از این ابزار برای کنترل واردات این محصولات بسیار اثرگذار می‌باشد.

سوپریانا و همکاران (۲۰۱۹) عوامل اثرگذار بر واردات سویا را برای اندونزی با استفاده از روش‌های آزمون هم انباشتگی Engle-Granger و مدل تصحیح خطا (ECM) ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که واردات سویا به‌طور قابل‌توجهی تحت تأثیر تولید داخلی سویا، نرخ ارز و قیمت نسبی سویا قرار دارد.

ژنگ و همکاران (۲۰۱۲) و کرباسی و همکاران (۱۳۹۵) عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات پسته آمریکا را با استفاده از مدل داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج نشان داد افزایش قیمت صادراتی پسته آمریکا و کاهش نرخ ارز اثر منفی و تولید ناخالص داخلی و شوک‌های امنیت غذایی در آمریکا اثر مثبتی بر تقاضای صادرات این محصول دارند. رایمر و همکاران (۲۰۱۲) کشش تقاضای صادرات محصولات مهم آمریکا را محاسبه کردند. آن‌ها از مدل سادلت و جاتری (۱۹۹۵) برای برآورد توابع عرضه و تقاضای کشورهای واردکننده محصولات ذرت، سویا و گندم استفاده کردند. نتایج نشان داد تقاضای صادرات این محصولات در کوتاه‌مدت کم‌کشش و در بلندمدت باکشش می‌باشد (رایمر و همکاران، ۲۰۱۲) و (کرباسی و همکاران، ۱۳۹۵).

تسیوناس و کریستوپولوس تابع تقاضای واردات برای فرانسه، ایتالیا، هلند، بریتانیا و ایالات‌متحده را برای دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹ با استفاده از حداقل مربعات معمولی و رویکرد همگرایی یوهانسن برآورد کردند. آن‌ها تقاضای واردات را به‌عنوان تابعی از قیمت و درآمد نسبی واردات مشخص کردند و نتایج، اثرات معنی‌دار قیمت‌ها و درآمدهای نسبی و اثرات کوتاه‌مدت شوک‌های موقت را تأیید کردند (تسیوناس و کریستوپولوس،۲۰۰۴).

هوتاکر و مگی در مطالعه ای با استفاده از روشOLS به بررسی کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات و واردات برای پانزده کشور توسعه یافته، طی دوره ۶۶-۱۹۵۱ پرداختند. نتایج نشان داد که کشش‌های درآمدی برای واردات و صادرات در اکثر کشورها به طور معنی داری متفاوت از هم نیستند و تشابه دو کشش در کشورهایی با نسبت زیاد تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی به این دلیل است که این کشورها بخش زیادی از نهاده های وارداتی را برای تولید کالاهای صادراتی استفاده می‌کنند. (هتاکر و مگی، ۱۹۶۹). شفائیه نجار و همکاران او (۱۴۰۱) به بررسی عوامل مؤثر بر توسعه یافتگی

روستاهای استانهای شمالی پرداختند و نتیجه گرفتند که مهمترین عامل مؤثر بر توسعه یافتگی روشتاها میزان عملکرد تولید محصولات زراعی آن استان می‌باشد. لازم به ذکر است در زمینه تأثیر واردات نهاده‌های دامی بر توسعه روستا پژوهشی انجام نشده است.

با توجه به کاستی‌های موجود در مطالعات قبلی از جمله اینکه در مطالعات قبل تمامی متغیرهای مؤثر بر تقاضای واردات نهاده های دامی به طور جامع در مدل دیده نشده‌اند و همچنین اینکه تأثیر واردات نهاده‌های دامی بر توسعه روستا مورد بررسی قرار نگرفته است، لذا در این پژوهش به بررسی جامع و کامل عوامل مؤثر بر تقاضای واردات نهاده های دامی پرداخته شده است و از داده‌های بروز برای بررسی مدل بهره گرفته شده است. همچنین تأثیر واردات نهاده‌های دامی بر توسعه روستا مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. از این جهت این پژوهش دارای نوآوری در مطالعه نسبت به مطالعات پیشین می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر برای بررسی تأثیر متغیرها بر تقاضای واردات دو محصول از مدل داده‌های تابلویی برای برآورد ضرایب استفاده‌شده است (سوپرینا و همکارانش (۲۰۱۹). چون در چنین مدل‌هایی که تأثیر متغیرها بر چند متغیر وابسته مورد ارزیابی قرار می‌گیرد بهترین مدل قابل استفاده مدل داده های تابلویی می باشد. برای بررسی و تخمین تابع تقاضای واردات ذرت از ۴ کشور (امارات متحده عربی، برزیل، انگلستان و فدراسیون روسیه) و تابع تقاضای واردات کنجاله سویا نیز از ۴ کشور (امارات متحده عربی، آرژانتین، برزیل و سوئیس) از مدل پانل دیتا در بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۰ استفاده می‌شود. آمار و اطلاعات لازم از طریق آمارنامه‌های وزارت جهاد کشاورزی، گمرک ایران، مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران و سایر منابع کتابخانه‌ای جمع‌آوری گردید. با در نظر گرفتن شکل لگاریتمی برای متغیرهای مورد بررسی و اضافه کردن وقفه اول واردات به الگو، تابع تقاضای واردات پویای ذرت دامی ($\ln C_{1t}$) و کنجاله سویا ($\ln C_{2t}$) به‌صورت معادله‌های زیر تصریح می‌شود. این روش قبلا توسط زنگ و همکارانش (۲۰۱۲) برای برآورد تابع تقاضای واردات نهاده های دامی در کشور چین و توسط سوپرینا و همکارانش (۲۰۱۹) برای برآورد همین تابع در کشور اندونزی استفاده شده است.

(۱)

$$\ln C_{it1}= \alpha_0 + \alpha_1 \ln PR_{1t} + \alpha_2 \ln Q_{1t} + \alpha_3 \ln GDP_{1t} + \alpha_4 \ln T_{1t} + \alpha_5 \ln RER_{1t} + \alpha_6 \ln VOL_{1t} + \alpha_7 \ln OI_{1t} + \ln IV_{1t} + D_{sa} + V_t$$

$$\ln C_{it2}= \alpha_0 + \alpha_1 \ln PR_{2t} + \alpha_2 \ln Q_{2t} + \alpha_3 \ln GDP_{2t} + \alpha_4 \ln T_{2t} + \alpha_5 \ln RER_{t2t} + \alpha_6 \ln VOL_{2t} + \alpha_7 \ln OI_{2t} + \ln IV_{2t} + D_{sa} + V_t$$

در معادله بالا، اندیس t بعد زمانی و اندیس i نشان‌دهنده‌ی کشورها درداده ها است.C_1 نشان‌دهنده میزان واردات برحسب تن برای ذرت و C_2 نشان‌دهنده میزان واردات برحسب تن برای کنجاله(منبع داده: گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۸۰)، PR قیمت نسبی محصول وارداتی(منبع داده: محاسبات تحقیق)، Q میزان تولید داخلی محصول برحسب تن(منبع داده: وزارت جهاد کشاورزی در سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۸۰)، GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ برحسب تومان (منبع داده: آمار و داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی،۱۴۰۲)، نرخ تعرفه واردات (درصد)(منبع داده: گمرک جمهوری اسلامی ایران،۱۴۰۲)، RER نرخ مؤثر واقعی ارز، vol بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی، OI درآمد نفتی (منبع داده: محاسبات تحقیق)، IV درآمد خانوار روستایی (منبع: مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲) و Dsa متغیر مجازی تحریم (برای سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲) است. α_0 متغیر عرض از مبدأ برای در نظر

گرفتن اثرات ثابت و v_t متغیر جمله اخلال است. همچنین در این مقاله قیمت نسبی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$PR = \frac{PEX}{PIM} \quad (۲)$$

PEX شاخص قیمت محصولات صادراتی و PIM شاخص قیمت محصولات وارداتی است.

تصریح مدل بی‌ثباتی نرخ ارز

شاخص بی‌ثباتی که به‌صورت آهنگ شدت تغییرات یک متغیر تعریف می‌شود، ازنقطه‌نظر اقتصاد کلان بی‌ثباتی و ازنظر عاملان اقتصادی نا اطمینانی تلقی می‌شود. علاوه بر این، شاخص، معرف ریسک همراه با نوسانات شدید پیش‌بینی‌نشده در نرخ واقعی ارز می‌باشد. برای محاسبه شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز روش‌های متعددی وجود دارد که مبتنی بر محاسبه انحراف معیار تغییرات نرخ ارز واقعی می‌باشد. نقطه‌ضعف شاخص‌های فوق این است که این شاخص‌ها پویایی تغییرات نرخ ارز را طی زمان در نظر نگرفته و لذا لازم است از روش خود رگرسیونی تعمیم‌یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس (GARCH) که یک روش پویا برای محاسبه بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز است، استفاده شود. در این مطالعه جهت برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، ابتدا با استفاده از آماره‌های آزمون فیشر و ضریب لاگرانژ، ناهمسانی واریانس در رفتار مجذور جملات اخلال معادله میانگین، آزمون گردیده و سپس در صورت تائید ناهمسانی واریانس از مدل GARCH با مرتبه مناسب جهت استخراج شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز استفاده می‌شود (فکور و همکاران، ۱۴۰۰).

آزمون F-Limer

این آزمون برای تشخیص این مسئله انجام می‌شود که آیا مدلی که قرار است ارائه شود، پنل است یا خیر. به این منظور از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون بیانگر برابر بودن تمام عرض از مبدأها است و فرضیه مقابل بیانگر این است که حداقل یکی از عرض از مبدأها متفاوت است، ازاین‌رو رد فرضیه‌ی صفر مبین لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم توانایی در رد فرضیه صفر بیانگر لزوم استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده است.

آزمون هاسمن

پس از اطمینان از اینکه مدل به کار گرفته‌شده، پنل است لازم می‌نماید به کمک انجام آزمون هاسمن دریابیم که مدل از نوع الگو با اثرات ثابت است یا از نوع الگو با اثرات تصادفی. همچنین برای آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل از آزمون سارگان استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون سارگان که با استفاده از آماره J و رتبه متغیرهای ابزاری به دست می‌آید. نشان‌دهنده عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال است که دلالت بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل را دارد.

نتایج و بحث

بررسی پایایی متغیرها

برای جلوگیری از برازش یک رگرسیون کاذب، از پایایی متغیرها اطمینان حاصل می‌کنیم. برای انجام این امر از آزمون لوین و لین استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون به شرح زیر است. چنانچه در جدول ۱ دیده می‌شود، تمام متغیرها در سطح I(0) پایا می‌باشند و لذا استفاده از آن‌ها به تخمین یک مدل کاذب منجر نمی‌شود.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که توزیع جملات اختلال معادله میانگین از توزیع نرمال برخوردار نبوده و لذا برای تخمین معادله واریانس شرطی می‌توان توزیع خطای تعمیم‌یافته را در نظر گرفت. ازاین‌رو مناسب‌ترین مدل برای تخمین شاخص

بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز مدل GARCH(0,1) بوده که نتایج آن در جدول ۳ ارائه‌شده است:

جدول۱- نتایج بررسی پایایی متغیرها

نام متغیر	lnC1	lnC2	lnPR	lnQ	lnGDP	lnT	lnRER	LIV	lnVOL	lnOI
وضعیت	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
آماره(عدد)	-۲/۹۸	-۱/۵۳	-۳/۶۱	-۳/۳۵	-۲/۷۷	-۳/۸۹	-۳/۹۱	-۴/۷۳	-۱/۶۰	-۲/۰۸
احتمال(درصد)	۰/۰۰۱۴	۰/۰۴۲۵	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۴۶	۰/۰۱۸۵

جدول۲- نتایج آزمون جارک-برا برای بررسی نرمال بودن توزیع جملات اختلال معادله واریانس شرطی

مقدار آماره جارک-برا (J-B)(عدد)	ارزش احتمال(درصد)
۸۱/۳۴	۰/۰۰۰۰

جدول۳- تخمین مدل GARCH(0,1)

نام متغیر	ضریب(عدد)	مقدار آماره Z (عدد)	ارزش احتمال(درصد)
H_t	----	----	----
C	۰/۰۰۴	۲/۱۱۲۲	۰/۰۳۴۷
H_{t-1}	۰/۸۶	۶/۴۶۷۸	۰/۰۰۰۰

مدل تخمین زده‌شده در جدول ۳، مدل GARCH(0,1) بوده که بر اساس معیار تعیین وقفه بهینه شوارتز بیزین تخمین زده شده است. مدل فوق، شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را تأمین می‌نماید. زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد این است که مجموع ضرایب مدل کوچک‌تر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با ۰/۸۶ و کوچک‌تر از یک می‌باشد. شرط کافی برای مدل GARCH این است که ضرایب عرض از مبدأ و ضریب وقفه دار واریانس شرطی مثبت باشد که مدل تخمین زده‌شده این شرط را نیز تأمین نموده است (Nowfresti,2021). بنابراین با توجه به تأمین شرایط لازم و کافی مدل خود رگرسیونی تعمیم‌یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس، مدل GARCH(0,1) برآورده شده نسبت به سایر مدل‌های رقیب دیگر مدل مناسبی می‌باشد.

آزمون همجمعی

آزمون همجمعی پدرونی[۱] یکی از روش‌های آماری برای بررسی وجود رابطه بلندمدت (همجمعی) بین متغیرهای سری زمانی در داده‌های پانلی است. دلیل استفاده از این آزمون در تحلیل‌های اقتصادی و مالی به چند دلیل زیر می‌باشد:

قابلیت استفاده در داده‌های پانلی: آزمون پدرونی برای داده‌های پانلی طراحی شده است، یعنی داده‌هایی که شامل مشاهدات متغیرها در طول زمان و بین واحدهای مختلف (مانند کشورها، شرکت‌ها، یا افراد) هستند. این ویژگی امکان تحلیل دقیق‌تر و کامل‌تری را فراهم می‌کند. توجه به وابستگی‌های مقطعی: آزمون پدرونی توانایی شناسایی وابستگی‌های مقطعی بین واحدها را دارد. این امر به محققان اجازه می‌دهد تا روابط بلندمدت بین متغیرها را بدون نادیده گرفتن تأثیرات خاص واحدها بررسی کنند. آزمون‌های مختلف برای همجمعی: این روش شامل چندین آزمون مختلف است که هر کدام به نحوی

۱- Pedroni cointegration test

متفاوت به بررسی وجود همجمعی می‌پردازند. این امر به محققان امکان می‌دهد تا نتایج خود را با استفاده از آزمون‌های مختلف تأیید و تقویت کنند. انعطاف‌پذیری در مقابل فروض آماری: آزمون پدرونی نسبت به برخی فروض آماری سخت‌گیرانه‌تر مانند همسانی واریانس‌ها حساس نیست، بنابراین می‌تواند در شرایط متنوع‌تری استفاده شود. کاربرد گسترده در مطالعات تجربی: این آزمون در بسیاری از مطالعات اقتصادی و مالی کاربرد دارد و نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌دهد، به همین دلیل به یکی از روش‌های محبوب در تحلیل‌های تجربی تبدیل شده است. با توجه به این دلایل، آزمون همجمعی پدرونی ابزاری قدرتمند و مفید برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای مختلف در داده‌های پانلی محسوب می‌شود(نوفرستی، ۱۴۰۰).

با توجه به نتایج جدول‌های ۴ و ۵ متغیرهای مدل با استفاده از آماره‌های مختلف معنی‌دار هستند و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم جمعی بین متغیرها رد و هم جمعی میان متغیرها در بلندمدت تائید می‌شود.

جدول٤- نتایج آزمون هم جمعی پدرونی(ذرت)

آماره آزمون	آماره Statistic(عدد)	احتمالProb(درصد)
Panel ADF-Statistic	-۴/۱۷۵۱	۰/۰۰۰۰

جدول۵- نتایج آزمون هم جمعی پدرونی(کنجاله سویا)

آماره آزمون	آماره Statistic(عدد)	احتمالProb(درصد)
Panel PP-Statistic	-۴/۰۱۳۷	۰/۰۰۷۹

محاسبه همبستگی مقطعی

تحلیل جدول خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی جزئی (PAC)برای یک سری زمانی بسیار مهم است تا بتوانیم الگوها و پویایی‌های موجود در داده‌ها را شناسایی کنیم. در جدول داده شده، نتایج خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای ۱۲ وقفه (lag)آمده است.جدول ۶، خودهمبستگی‌ها (AC) و خودهمبستگی‌های جزئی (PAC) را برای هر وقفه نشان می‌دهد:

مقدار خودهمبستگی (AC) برای lag 1 برابر ۰,۴۷۱ است که نشان‌دهنده وجود همبستگی قوی در این وقفه است. همچنین، مقدار PAC نیز برای lag 1 برابر ۰/۴۷۱ است. مقدار Q-Statبرای این وقفه برابر ۱۸/۴۴۳ است که با توجه به مقدار p-valueبرابر ۰,۰۰۰ معنادار است.

جدول ٦: جدول نتایج خودهمبستگی‌ها (AC) و خودهمبستگی‌های جزئی برای ۱۲ وقفه(PAC)

ردیف	خودهمبستگی‌ها (AC)	خودهمبستگی‌های‌جزئی برای ۱۲ وقفه (PAC)	Q-Stat	احتمال Prob
۱	۰/۰۴۷۱	۰/۴۷۱	۱۸/۴۴۵	۰/۰۰۰
۲	۰/۰۵۹	−۰/۲۱۰	۱۸/۷۳۱	۰/۰۰۰
۳	۰/۰۶۱	۰/۱۷۱	۱۹/۰۵۱	۰/۰۰۰
۴	−۰/۰۳۳	−۰/۱۸۴	۱۹/۱۴۷	۰/۰۰۱
۵	−۰/۰۴۰	۰/۱۰۵	۱۹/۲۸۹	۰/۰۰۲
۶	−۰/۰۴۳	−۰/۱۲۳	۱۹/۴۵۶	۰/۰۰۳
۷	−۰/۰۴۳	۰/۰۶۸	۱۹/۶۲۲	۰/۰۰۶
۸	−۰/۰۴۰	−۰/۰۹۰	۱۹/۷۶۸	۰/۰۱۱
۹	−۰/۰۳۹	۰/۰۴۱	۱۹/۹۰۹	۰/۰۱۸
۱۰	−۰/۰۱۴	−۰/۰۳۳	۱۹/۹۲۷	۰/۰۳۰
۱۱	۰/۰۱۰	۰/۰۴۴	۱۹/۹۳۶	۰/۰۴۶
۱۲	۰/۰۰۸	−۰/۰۳۴	۱۹/۹۴۲	۰/۰۶۸

مقدار Q-Stat آمار آزمون (Ljung-Box) نشان‌دهنده مجموع مربعات خودهمبستگی‌ها تا آن وقفه خاص است .مقادیر p-valueکمتر از ۰,۰۵ نشان می‌دهد که خودهمبستگی‌ها در آن وقفه معنادار هستند. به عبارتی، برای lag 1 تا lag 10، خودهمبستگی‌ها به طور معناداری از صفر متفاوت هستند.

PAC برای lag 2 برابر ۰/۲۱۰− است که نشان‌دهنده وجود رابطه منفی بین سری زمانی و وقفه دوم آن است. به طور کلی، مقادیر PAC در وقفه‌های مختلف می‌توانند الگوهای پیچیده‌تری از داده‌ها را نشان دهند که در مقادیر AC مشاهده نمی‌شوند. مقادیر بالای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی در وقفه‌های ابتدایی نشان می‌دهد که سری زمانی مورد بررسی دارای الگوهای خودهمبستگی قوی است. مقادیر p-value کمتر از ۰/۰۵ نشان می‌دهد که خودهمبستگی‌ها در بسیاری از وقفه‌ها معنادار هستند، که می‌تواند نشان‌دهنده وجود الگوها و پویایی‌های مهمی در داده‌ها باشد.

نتیجه آزمون F-Limer

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این آزمون که در جدول‌های ۶ و ۷ مطرح شده است، می‌توان دریافت که مدل موردنظر این تحقیق پنل است که در جدول ۸ و ۷، نتایج برای هر چهار کشور باهم حاصل‌شده است.

جدول۷– نتایج مربوط به آزمون F-Limer برای چهار کشور(ذرت)

Effect test	آماره Statistic(عدد)	احتمالProb(درصد)	df
Cross-section F	۲/۵۶	۰/۰۰۱۵	(۳,۶۸)

جدول۸– نتایج مربوط به آزمون F-Limer برای چهار کشور(کنجاله سویا)

Effect test	آماره Statistic(عدد)	احتمالProb(درصد)	df
Cross-section F	۱۰/۴۹	۰/۰۰۰۰	(۳,۶۸)

جدول۹- نتایج مربوط به آزمون هاسمن برای چهار کشور(ذرت)

Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq.df	Prob	Test Summary
۳/۶۶۴۲	۳	۰/۰۰۴۹	Period random

جدول ۱۰- نتایج مربوط به آزمون هاسمن برای چهار کشور (کنجاله سویا)

Statistic Chi-Sq.	Chi-Sq.df	Prob	Test Summary
۲/۴۳۶۵	۳	۰/۰۰۰۰	Period random

جدول۱۱- نتایج مربوط به برآورد مدل پویا با استفاده از رویکرد GMM(برای چهار کشور-ذرت)

Prob	t-statistic	Std.Error	Coefficient	Variable	متغیر
۰/۰۰۰	-۸/۲۸۳۶۸۰	۰/۰۴۴۲۹۰	۰/۳۶۶۸۸۴	LC1(-1)	میزان واردات برحسب تن برای ذرت
۰/۰۴۵۶	۴/۱۶۶۲۳۶۰	۰/۷۰۴۰۴۱	۲/۹۳۳۲۰۱	LGDPIR	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰۱۳	۴/۴۳۶۷۸۲	۰/۰۱۷۱۹۹	-۰/۰۷۶۳۹۳	LPR	قیمت نسبی محصول وارداتی
۰/۰۰۰۰	۹/۹۷۷۳۵۱	۲/۰۳۷۲۱۳	۰/۰۹۳۴۷۱	LOI	درآمد نفتی
۰/۰۰۰۰	۱۰/۷۴۶۹۲۰	۳/۸۲۶۱۰۴	-۰/۰۵۰۱۰۳	LT1	نرخ تعرفه واردات ذرت
۰/۰۳۹۲	۲/۴۸۹۰۰۲	۰/۰۳۸۵۰۲	-۱/۹۵۰۳۶۴	LQ1	میزان تولید داخلی ذرت
۰/۰۰۰۵	۵/۰۷۹۲۱۸	۰/۱۳۵۰۴۴	-۳/۶۸۵۹۱۸	LRER	نرخ مؤثر واقعی ارز
۰/۰۴۱۵	-۲/۱۰۶۶۳۷	۰/۷۳۸۹۱۰	-۱/۸۲۴۹۶۷	LVOL	بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی
۰/۰۰۳۴	۲/۷۰۹۲۸۱	۰/۱۹۳۵۴۸	۰/۵۲۴۳۷۶	LIV	درآمد روستاییان
۰/۰۲۰۸	-۳/۷۷۳۱۸۷	۰/۲۸۳۹۲۵	-۱/۳۵۱۰۷۳	Dsa	متغیر مجازی تحریم

J-statistic= ۱۰/۲۰۱۶۶ Prob=۰/۱۷۷۴۳۱

نتیجه آزمون هاسمن

از نتایج جدول هاسمن که در جدول ۱۰و ۹ به آن اشاره‌شده است می‌توان دریافت که مدل از آثار تصادفی تبعیت می‌کند.

با توجه به جدول ۱۰ و ۹ از آنجایی که احتما آماره زیر ۰/۰۵ شده است لذا فرض صفر مبنی بر عدم تصادفی بودن آثار رد شده و فرض ۱ مبنی بر تبعیت مدل از آثار تصادفی مورد قبول واقع می شود.

ازآنجاکه مدل موردبررسی ما در این مطالعه استفاده از روش داده‌های پویا است لذا بنا بر نظر آرنالو و باند۱ برای تخمین مدل پویا از روش GMM استفاده می‌شود. روش GMM به طور گسترده‌ای در تحلیل داده‌های پانل (panel data) استفاده می‌شود، زیرا می‌تواند با مشکلات خاص این نوع داده‌ها مانند اثرات ثابت و متغیر و هم‌خطی میان متغیرها مقابله کند. به همین دلیل در این مقاله این روش مورد استفاده قرار می گیرد.

بر اساس جداول ۹ ، ۱۰و ۱۱ ملاحظه می‌شود که افزایش تولید ناخالص داخلی ایران (GDP)، درآمد روستاییان و درآمد نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای واردات ذرت و کنجاله دارد و متغیرهای تعرفه، قیمت نسبی، تولید داخلی، نرخ ارز حقیقی، نوسانات نرخ ارز و تحریم تأثیر منفی و معناداری بر تقاضای واردات داشته‌اند. به طوری که واردات نسبت به بی ثباتی نرخ ارز کشش پذیری بالایی داشته است و در صورتی که نرخ ارز ۱ درصد نوسان داشته باشد (نوسان روبه بالا) میزان واردات ۱/۸۱ درصد کاهش می یابد.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از مدل، در هر سه حال فرضیه صفر، مبنی بر عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل تائید شده و مدل نیازی به

۱. Arrelano and Bonad

متغیرهای ابزاری بیشتری ندارد.

کشش‌های بلندمدت از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\text{کشش بلند مدت} = \frac{\text{کشش کوتاه‌مدت}}{1-\text{ضریب متغیر وابسته با وقفه}} \quad (۳)$$

همانطور که در جدول ۱۳ مشخص است با توجه نتایج مدل کشش‌های کوتاه‌مدت برای چهار کشور در محصول ذرت دامی به ترتیب برای متغیرهای نرخ ارز حقیقی (۰/۷۳-) بوده است یعنی اگر نرخ ارز حقیقی ۱ درصد افزایش یابد در کوتاه مدت میزان واردات ۰/۷۳ درصد کاهش خواهد یافت.

جدول ۱۲- نتایج مربوط به برآورد مدل پویا با استفاده از رویکرد GMM(برای چهار کشور-کنجاله سویا)

متغیر	variable	Coefficient	Std.Error	t-statistic	Prob
میزان واردات برحسب تن برای کنجاله	LC2(-1)	۰/۸۴۶۲۱۰	۰/۰۷۴۷۱۲	-۷/۶۳۵۲۸۱	۰/۰۰۰۰
تولید ناخالص داخلی	LGDPIR	۲/۷۴۹۳۰۱	۳/۴۷۶۷۳۹	-۲/۶۳۶۱۰۱	۰/۰۲۹۵
قیمت نسبی محصول وارداتی	LPR	-۰/۰۹۸۲۵۱	۰/۹۹۲۷۰۳	۴/۸۵۱۰۲۵	۰/۰۰۸۳
درآمد نفتی	LOI	۲/۸۳۹۲۷۱	۲/۷۶۵۱۹۴	-۵/۶۸۹۲۰۰	۰/۰۰۰۲
نرخ تعرفه واردات کنجاله	LT2	-۰/۰۱۴۷۸۲	۰/۷۰۰۳۶۲	۹/۹۴۷۶۲۰	۰/۰۰۰۰
میزان تولید داخلی کنجاله	LQ2	-۰/۰۴۶۴۸۱	۲/۴۸۷۲۰۱	۸/۷۳۶۱۰۱	۰/۰۰۱۲
نرخ مؤثر واقعی ارز	LRER	-۲/۸۳۹۵۷۱	۰/۴۱۸۲۰۷	-۸/۰۰۹۳۶۱	۰/۰۰۰۹
بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی	LVOL	-۱/۴۶۲۸۱۰	۰/۷۱۹۰۴۵	-۳/۹۲۵۴۰۴	۰/۰۲۹۱
درآمد روستاییان	LIV	۰/۰۵۲۴۸۱	۰/۰۰۵۳۴۵	۹/۸۱۸۷۰۹	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی تحریم	Dsa	-۱/۴۷۹۱۰۳	۰/۱۹۴۰۲۷	-۵/۸۴۶۲۴۹	۰/۰۰۰۱

J-statistic= ۹/۰۹۶۳۶ Prob=۰/۱۵۶۲۹۴

جدول۱۳- کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بر اساس برآورد به روش GMM برای چهار کشور(ذرت)

دوره	متغیر	ضرایب
کوتاه‌مدت	LRER	-۰/۴۴
	LPR	-۲/۲۳
	LGDPIR	۴/۳۸
	LOI	۲/۳۷
	LQ	-۲/۰۱
	LT	-۱/۹۰
	LIV	۲/۶۴
	LVOL	-۱/۷۳
بلندمدت	LRER	-۰/۶۸
	LPR	-۳/۴۸
	LGDPIR	۶/۸۴
	LOI	۳/۶۳
	LQ	-۲/۷۰
	LT	-۲/۰۲
	LIV	۴/۴۸
	LVOL	-۱/۷۶

جدول۱٤- کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بر اساس برآورد به روش GMM برای چهار کشور(کنجاله سویا)

دوره	متغیر	ضرایب
کوتاه‌مدت	LRER	-۰/۷۳
	LPR	-۲/۷۱
	LGDPIR	۲/۹۱
	LOI	۲/۶۱
	LQ	-۲/۸۱
	LT	-۱/۸۱
	LIV	۱/۳۹
	LVOL	-۱/۹۵
بلندمدت	LRER	-۰/۸۴
	LPR	-۳/۹۲
	LGDPIR	۴/۹۷
	LOI	۳/۹۰
	LQ	-۳/۴۵
	LT	-۱/۹۶
	LIV	۲/۶۵
	LVOL	-۲/۵۵

برای متغیر قیمت نسبی کشش(۲/۷۱-) بوده است یعنی اگر قیمت نسبی ذرت دامی ۱ درصد افزایش یابد میزان واردات ۲/۷۱ درصد کاهش می یابد. ضریب درآمد روستاییان نیز ۲/۶۴ شده است یعنی اگر درآمد روستاییان ۱ درصد افزایش یابد میزان واردات ۲/۶۴ درصد افزایش می یابد. برای سایر متغیرها نیز تحلیل ها به این شکل قابل بررسی و ارزیابی است. در بلند مدت نیز به عنوان مثال برای محصول کنجاله سویا متغیرهای نرخ ارز حقیقی(۰/۸۴-) بوده است یعنی اگر نرخ ارز حقیقی ۱ درصد افزایش یابد در کوتاه مدت میزان واردات ۰/۸۴ درصد کاهش خواهد یافت. برای متغیر قیمت نسبی کشش(۳/۹۲-) بوده است یعنی اگر قیمت نسبی ذرت دامی ۱ درصد افزایش یابد میزان واردات ۳/۹۲ درصد کاهش می یابد برای سایر متغیرها نیز تحلیل ها به این شکل قابل بررسی و ارزیابی است.

نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر برای بررسی و تخمین تابع تقاضای واردات ذرت از ۴ کشور (امارات متحده عربی، برزیل، بریتانیا و فدراسیون روسیه) و تابع تقاضای واردات کنجاله سویا نیز از ۴ کشور (امارات متحده عربی ، آرژانتین، برزیل و سوئیس) از مدل پانل دیتا در بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۰ استفاده شد. علت انتخاب این چهار کشور این است که عمده واردات کشور از این کشورها بوده است. نتایج حاصل‌شده بیانگر تأثیر مثبت و معنادار متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درآمد روستائیان و درآمد نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تقاضای واردات ذرت و کنجاله سویا از کشورهای مقصد بوده است و متغیرهای نرخ ارز حقیقی، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی، تعرفه، تولید داخلی، قیمت نسبی و تحریم تأثیر منفی و معناداری در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تابع تقاضای واردات ذرت و کنجاله سویا داشته‌اند. با توجه به جداول ۱۲و ۱۳ قدر مطلق کشش‌های تمام متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت برای هر دو محصول کوچک‌تر از قدر مطلق کشش‌های بلندمدت هستند. در بلندمدت حساسیت واردات ذرت و کنجاله نسبت به نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی، قیمت نسبی، بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی، تولید داخلی، تعرفه و درآمد نفتی بیشتر خواهد بود. به‌طوری‌که به‌عنوان‌مثال با افزایش یک درصد در نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی، بی‌ثباتی نرخ ارز و

قیمت نسبی برای ذرت و کنجاله برای ۴ کشور به ترتیب (۰/۶۸-، ۶/۸۴، ۱/۷۶- و ۳/۴۸-) و (۰/۸۴-، ۴/۹۷، ۲/۵۵- و ۳/۹۲-) درصد است.

با عنایت به نقش نهاده‌های دامی در تولید فرآورده‌های پروتئینی و تأمین امنیت غذایی کشور و کافی نبودن تولید داخلی این نهاده‌ها از یک‌سو و حساسیت بالای تقاضای واردات این نهاده‌ها نسبت به تغییرپذیری‌های نرخ ارز از سوی دیگر،باید از افزایش غیرمنطقی نرخ ارز و همچنین نوسان‌های شدید آن جلوگیری به عمل آید. از جمله راهکارهای عملی جهت جلوگیری از نوسان‌های شدید نرخ ارز، راه اندازی بورس ارز، افزایش مسیرهای درآمد ارزی در کشور، ممانعت از ایجاد بازارهای ارزی موازی با نهادهای رسمی، دلار زدایی از اقتصاد کشور از طریق رفتن به سمت تجارت با ارزهای محلی و غیره است.

لذا همانطور که مشاهده می‌شود نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعه علیزاده و همکاران (۱۳۹۸) همسو می‌باشد. ایشان در پژوهش خود نتیجه گرفتند که تقاضای واردات نهاده‌های دامی مورد بررسی نسبت به تغییرپذیری‌های نرخ مؤثر واقعی ارز کشش‌پذیری بالایی دارند لذا باید از افزایش غیرمنطقی نرخ ارز و همچنین نوسان‌های شدید آن جلوگیری شود. همان‌طور مطالعه حاضر نیز نشان می‌دهد افزایش قیمت وارداتی، باعث کاهش واردات ذرت به داخل می‌شود و کاهش قیمت وارداتی باعث افزایش تقاضا برای واردات ذرت در ایران خواهد شد. در واقع نتایج این مطالعه کاملاً با تئوری‌های واردات سازگار است. از طرف دیگر رابطه بین درآمد روستائیان و تقاضای واردات نهاده‌های دامی مثبت است. این امر نشان دهنده آن است که به دلایل مختلفی از جمله خشکسالی‌های سال‌های اخیر تمایل روستائیان به تولید نهاده‌های دامی کاهش یافته و آنها ترجیح می‌دهند از محصولات وارداتی استفاده نمایند. در نتیجه تولید داخلی نهاده‌های دامی کاهش و تقاضای واردات آن افزایش یافته است.

از این رو، لازم است به نوع سیاست‌های دولت توجه خاص شود. با در نظر گرفتن اهداف خودکفایی محصولات کشاورزی و ازدیاد روزافزون جمعیت ایران و مسئله امنیت غذایی، جز با افزایش تولیدات کشاورزی این مسائل قابل‌حل نخواهند بود و لازم است تا دولت با عنایت بیشتر به سیاست حمایت از تولیدکنندگان این محصولات، از طریق افزایش قیمت خرید تضمینی، اجرای طرح‌های محوری در ابعاد وسیع‌تر و توجه به نیازهای اساسی زارعین آن‌ها را در جهت استفاده هر چه بیشتر از فناوری‌های پیشرفته در زراعت نهاده‌های دامی، استفاده بهینه از منابع آبی به‌منظور افزایش سطح زیر کشت محصولات آبی و افزایش کارایی در زمینه مصرف سایر نهاده‌ها یاری رساند. اجرای این‌گونه فعالیت‌ها از طرف دولت گامی مؤثر در زمینه افزایش کمیت و کیفیت تولید غلات و نیز کاهش قیمت داخلی و درنهایت باعث کاهش نیاز به واردات این محصولات می‌باشد.

منابع

آمارنامه گمرک جمهوری اسلامی ایران. (۱۴۰۰) https://www.irica.ir/web_directory/55335.

آمار و داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران،(۱۴۰۰). https://www.cbi.ir/section/1378.aspx

آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی. (۱۴۰۰). https://www.kgc.ir/fa/

پیش‌بهار، الف.، دشتی، ق.، کهنموئی، ر.، حسین زاده، ج.، و راحلی، ح. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثربر تقاضا صادرات پسته ایران، اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۸۳)۱،۱۲-۱۷.

رسولیان،ع.، و حکیم‌پور، ح. (۱۳۹۹). سرمایه گذاری خارجی و رشد تجارت و تأثیر آن بر توسعه روستایی(مورد: خراسان رضوی)، راهبردهای توسعه روستایی، (۱)۷، ۴۷-۳۷.

شفائیه نجـار، ع.، کاوسـی کلاشـمی، م.، و قلیـزاده، ح. (۱۴۰۱). بررسـی توسـعه یـافتگی بخـش کشـاورزی روسـتاهای اسـتان‌های شـمالی ایـران و هلنـد بـا اسـتفاده از الگـو MARCOS، راهبردهای توسعه روستایی، (۱)۱۱، ۵۷-۴۲.

فکور، ع.، ورهرامی، و. و گوهرفر، ش.(۱۴۰۰). تعیـین و تخمـین عوامل مؤثر بـر عرضـه صـادرات محصـولات پتروشـیمیایی متانول به مقاصد صادراتی (امارات، ترکیـه، چـین، هنـد) بـا اسـتفاده از الگـوی خودرگرسـیون بـرداری بـا وقفـه توزیعی (ARDL)، راهبـرد اقتصـادی، (۳۶)۱۰، ۱۰۹-۱۴۴.

فریادرس، و.، شعبان‌زاده، م. و اسفنجاری کناری، ر. (۱۳۹۵). ارزیابی و تحلیل حساسیت عوامل مؤثر بـر تقاضـای واردات محصـولات کشـاورزی ایـران بـا رویکـرد شـبکه عصـبی مصنوعی، اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۹۳)۲۴، ۱-۲۶.

علیزاده، پ.، محمـدی، ح.، شاهندسـی، ن، سـقائیان نـژاد، ح.، و پویا، ع.(۱۳۹۸). بررسی عامل‌های مؤثر بـر تقاضـای واردات انواع گوشت و نهاده‌هـای دامـی ایـران، اقتصـاد کشـاورزی، (۳)۱۳، ۲۸-۱.

قائد، الف.، احمدی شادمهری،م.، شیرافکن لمسـو، ح.، و حسـین زاده،.ه.(۱۴۰۱). بررسـی تـأثیر آزادسـازی تجـاری و کیفیـت نبـروی انسـانی بـر ضـریب جینـی در منـاطق روسـتایی ایران،راهبردهای توسعه روستایی، (۳)۱۰، ۲۸۵-۳۶۳.

کرباسی، ع. و علیزاده، پریسا. (۱۳۹۵)، بررسی عوامـل مـؤثر بـر تقاضای واردات خرمای ایران به کشورهای بریکس (رهیافت داده‌های تابلویی)، تحقیقـات اقتصـاد کشـاورزی، (۱)۸، ۲۱-۳۴.

ملکان، م. (۱۳۹۳). بررسی تـابع واردات محصـولات کشـاورزی برگزیده ایران، رساله کارشناسـی ارشـد، دانشـگاه فردوسـی مشهد.

Arellano, M and Bond, S. (1991). Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. The Review of Economic Studies,58(2).277. Https://doi.org/10.2307/2297968

Babic, V. (2009). *Income and price elasticities of Croatian trade a panel data approach. Young Economists Seminar to 15th Dubrovnik Economic Conference*, Croatian National Bank.

Farinelli, B., Carter, C. A., Lin, C. Y. C., and Sumner, D. A. (2009). Import demand Brazilian ethanol: *A cross-country analysis*. Journal of Cleaner Production, 17: 9-17.

Houthakker H.S. and Magee S. P. (1969). Income and price elasticities in world trade. *Review of Economics and Statistics*. 51: 111-125.

King, A. (1997). From Demand Equations to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models. *Bulletin of Economic Research*. 49(2): 81-125.

Reimer J. Zheng X. and Gehlhar M. (2012). Export demand elasticity estimation for Major U.S. crops. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 44(4):501–515.

Sahabandu, R. V., and Asanka, P. P. G. D. (2018). Impact analysis of US dollar index volatility on imports and import categories of Sri Lanka. p. 54-59. In *2018 Moratuwa Engineering Research Conference* (MERCon), Moratuwa, Sri Lanka.

Supriana, T., Harahap, M A., and Nasution, S K H. (2019). Factors influencing the soyabean import volume in North Sumatrera Province. *E arth and Enviromental Science*, 260(1):1-7

Tsionas, EG .and Christopoulos, DK. (2004). *International Evidence on Import Demand*. Empirica, 31(1).43-53.

Zheng Z. Saghaian S. and Reed M. (2012). Factors Affecting the Export Demand for U.S. Pistachios. *International Food and Agribusiness Management Review*. 15(3), pages 1-16.