

اثر نا اطمینانی نرخ ارز در صادرات خشکبار ایران با استفاده از پانل سه بعدی

حسین صفری^۱اسماعیل ابونوری^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱/۱۴

رحمان سعادت^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۴/ ۲۳

حسین مهرابی بشرآبادی^۴

چکیده

ایران کشوری نسبتاً بزرگ با اقلیم های مختلف است که توانایی تولید انواع محصولات کشاورزی را دارد. در واقع قادر به صادرات محصولات کشاورزی مختلف در طول سال به کشورهای همسایه و همچنین فراتر از آن است. خشکبار یکی از مهمترین کالاهای بخش کشاورزی به دلیل قابلیت ذخیره و ماندگاری نسبتاً بالا، برای صادرات بوده است. برنامه ریزی در ابعاد مختلف صادرات، نوع خشکبار و مقصد کشور وارد کننده؛ از مهمترین دغدغه های این تجارت است. از یک طرف، تنوع، ذائقه و ترجیحات بازار خشکبار ایرانی از مزایای صادرات آن است. از طرف دیگر، نااطمینانی موجود در نرخ ارز یکی از مهمترین عوامل تعیین کننده تجارت بین الملل محسوب می شود و از اهمیت ویژه ای در بازارهای کشاورزی برخوردار است. هدف اصلی در این تحقیق برآورد تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات انواع خشکبار با استفاده از مدلی ترکیبی از گارچ و پنل سه بعدی در سال های ۱۳۷۱-۱۳۹۷ است. نتایج به دست آمده نشان می دهد که اثر نااطمینانی نرخ برابری ارز کشورهای واردکننده ۱۵.۰- است و در بین خشکبار، بعد از پسته، خرما با ضریب ۱۵.۰ در رشد صادرات خشکبار ایران مؤثر است.

طبقه بندی: F31, C40, Q : ۱۷Jel

واژه های کلیدی: پنل سه بعدی، صادرات خشکبار ایران، نااطمینانی نرخ ارز

^۱ دانشجوی دکتری اقتصاد سنجی گروه آموزشی اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Safarihuss@semnan.ac.ir

^۲ استادگروه آموزشی اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران (نویسنده مسئول). esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir

^۳ استادیار گروه آموزشی اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. saadatrah@semnan.ac.ir

^۴ استاد دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. hmehrab@uk.ac.ir

تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر جریان‌های تجاری، از زمان سقوط توافق‌نامه‌های برتون وودز در سال ۱۹۷۳، منبع اصلی نگرانی برای سیاست‌گذاران و دانشگاهیان شده است. در سال‌های اخیر، کشورهای در حال توسعه به راهبردهای رشد برای تبدیل اقتصاد خود به توسعه‌ی پایدار امیدوار بوده‌اند، اما بی‌ثباتی نرخ ارز ممکن است برای این کشورها در دستیابی به این هدف به مسئله‌ای مهم منجر شود. بحث اصلی، یعنی تأثیر ناپایداری نرخ ارز در جریان تجارت، به این‌که چگونه رفتار معامله‌گران دقیقاً پیش‌بینی شود بستگی دارد. از یک دیدگاه، معامله‌گران با رفتار ضد ریسک در مقابل تغییرات پیش‌بینی نشده در نرخ ارز بدبینانه پاسخ می‌دهند، به گونه‌ای که در نتیجه، کل بازدهی و جریان تجارت کاهش می‌یابد (Bahmani-Oskooee & Gelan, 2018).

ثابت نبودن نرخ ارز از عوامل اصلی تعیین‌کننده در تجارت بین‌الملل تلقی می‌شود. با این حال، موضوع تأثیرات ناپایداری نرخ ارز در تجارت بین‌المللی بحث‌برانگیز و نتایج آن متغیر است. این نتایج نامعین ممکن است تا حدی به تمرکز روی جریان معاملات تجاری و به طور عمده کالاهای تولیدی نسبت داده شود که می‌توانند نرخ ارز یا بخش تجارت را تحت تأثیر قرار دهند (Anderson, 1989).

طبق تعریف مرکز ارتقاء واردات از کشورهای در حال توسعه⁵، خشکبار میوه‌ای است که از یک پوسته‌ی سخت و یک دانه تشکیل شده است که بیشتر خوراکی است. اما در یک تعریف کلی، به انواع زیادی از دانه‌های خشک‌شده نیز خشکبار گفته می‌شود و شامل تعدادی دانه‌ی بدون پوسته‌ی سخت است (برای مثال، خشکبار کاج).

با توجه به شرایط اقلیمی ایران و کیفیت مناسب محصولات کشاورزی، خشکبار و زمینه‌های مستعد آن، می‌توان برای صادرات خشکبار به بازارهای جهان، شرایط بسیار خوبی را فراهم کرد. طبیعی بودن محصولات، قند پایین و سالم بودن از عوامل مؤثر در گرایش به مصرف میوه و خشکبار در جهان و افزایش آن است.

Ekanyake, et al (۲۰۱۰) با ارزیابی آثار نوسانات نرخ ارز بر صادرات ایالات متحده، با استفاده از داده‌های تفکیکی بخشی در صادرات این ایالات به شرکای تجاری اصلی خود می‌پردازند. در این مقاله، از مدل GARCH برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز استفاده می‌کنند و آن را در مدل صادرات ایالات متحده آزمایش می‌کنند. این تجزیه و تحلیل از داده‌های تجاری ماهانه از ژانویه ۱۹۹۰ تا دسامبر ۲۰۰۷ است. نتایج به دست

⁵ CBI: مرکز ارتقاء واردات از کشورهای در حال توسعه که از طریق گسترش صادرات به اروپا به توسعه‌ی اقتصادی پایدار و فراگیر کشورهای در حال توسعه کمک می‌کند.

آمده در این مقاله نشان می‌دهد که افزایش نوسانات نرخ ارز در تقاضای صادرات در اکثر محصولات تأثیر منفی دارد.

Haghighat, et al (۲۰۱۱) عوامل تأثیرگذار بر عرضه‌ی صادرات محصولات خشکبار در ایران را بررسی می‌کنند و با برآورد مدل از رهیافت سری زمانی (۱۳۸۵-۱۳۵۰) به تأثیر مثبت اثرگذاری قیمت نسبی، مقدار تولید و نرخ ارز مؤثر در صادرات کشمش در ایران و تأثیر منفی صادرات کشورهای رقیب و متغیرهای مجازی انقلاب و جنگ در این نوع صادرات پی می‌برند.

Dashti, et al (۲۰۱۱) به بررسی مزیت نسبی و بازار صادرات جهانی پسته و ساختار این بازار در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۶ می‌پردازند. برای تعیین مزیت نسبی کشورهای صادرکننده‌ی پسته از دو شاخص مزیت نسبی آشکار شده و مزیت نسبی آشکار شده‌ی متقارن و برای تبیین ساختار بازار صادرات جهانی پسته از شاخص‌های هرفیندال و نسبت تمرکز استفاده کرده‌اند.

Khalilian, S. & Farhadi, A (۲۰۰۲) عوامل مؤثر در عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در سال‌های ۱۳۴۱-۱۳۷۸ را با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و تکنیک‌های همگرایی بررسی می‌کنند. نتایج تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی کشور (ظرفیت تولیدی)، قیمت‌های نسبی صادرات و مصرف داخلی (تقاضای داخلی) بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی تأثیر معنی‌دار دارند.

۲. ادبیات تحقیق

تقاضای صادرات برای محصولات کشاورزی تابع عواملی است از جمله قیمت صادراتی محصول، قیمت جهانی صادرات، درآمد کشورهای واردکننده (هیلنر، ۱۹۹۰) و نرخ واقعی ارز (شو، ۱۹۷۴). برای این تحقیق، چند متغیر دیگر نیز اضافه می‌شود از جمله جمعیت کشور واردکننده، ناطمینانی نرخ دلار و نتیجه‌ی رابطه‌ی مبادله‌ی کشور واردکننده.

$$\log y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \log GNP_{it} + \alpha_2 \log er_{it} + \alpha_3 \log drr_{it} + \alpha_4 \log tot_{it} + U_{ijt} \quad (1)$$

$\log y_{ijt}$ لگاریتم صادرات خشکبار j ام به کشور i ام

$\log GDP_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور i ام

$\log er_{it}$ لگاریتم نرخ برابری دلار کشور i ام

$\log drr_{it}$ لگاریتم نااطمینانی نرخ برابری دلار کشور i ام

$\log tot_{it}$ لگاریتم رابطه‌ی مبادله‌ی کشور i ام

U_{ijt} جزء اختلال

$i = 1, \dots, 10$ (کشورها)

$j = 1, \dots, 6$ (خشکبار)

$T = 1371, \dots, 1397$ (سال‌ها)

داده‌ی متغیرهای تعریف شده از دو منبع اداره‌ی گمرک ایران و بانک جهانی⁶ تهیه شده است.

۲.۱. تصریح نااطمینانی در مدل تحقیق

نااطمینانی⁷ یا قطعی نبودن به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن چیزی معلوم یا مشخص نیست یا هیچ تصمیمی گرفته نشده است. زندگی سرشار از بلا تکلیفی است.

قطعی نبودن به وضعیت شناختی مربوط به اطلاعات ناقص یا اطلاعات ناشناخته اطلاق می‌شود و در مورد پیش‌بینی رویدادهای آینده، اندازه‌گیری‌هایی که قبلاً انجام شده‌اند یا در مورد ناشناخته‌ها صدق می‌کند. نااطمینانی در محیط‌های قابل مشاهده جزئی یا تصادفی است و به دلیل ناآگاهی، بی‌حوصلگی یا هر دو ایجاد می‌شود و در هر زمینه‌ای پدید می‌آید از جمله بیمه، فلسفه، فیزیک، آمار، اقتصاد، امور مالی، روانشناسی، جامعه‌شناسی، مهندسی، سنجش‌شناسی، هواشناسی، اکولوژی و علم اطلاعات.

درباره‌ی ریسک⁸ موضوع اندکی تفاوت دارد. ریسک را این‌گونه تعریف کرده‌اند: احتمال اینکه سرمایه‌گذاری منجر به از دست رفتن دائمی یا طولانی مدت ارزش شود یا به عبارتی، احتمال وقوع اتفاق بد. نوسانات⁹ یا بی‌ثباتی اصطلاحی مالی است و به نوسانات با روند صعودی و نزولی در شاخص‌های بازار/نرخ بهره اشاره دارد که سرمایه‌گذار روی آنها کنترل چندانی نخواهد داشت (فرهنگ لغت کمبریج¹⁰، ذیل واژه‌ی ریسک).

⁶ WDI

⁷ Uncertainty

⁸ Risk

⁹ Volatility

¹⁰ Cambridge Dictionary

برای به دست آوردن نااطمینانی نرخ برابری دلار کشور آام از مدل سنجی GARCH استفاده می‌کنیم (برای مثال، GARCH (1,1))

(3)

$$ER_t = \beta_0 + \beta_1 ER_{t-1} + \varepsilon_t$$

(4)

$$\sigma_t^2 = \theta_0 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta_2 \varepsilon_{t-1}^2 + v_t$$

۲.۲. مدل رگرسیون پنل سه بعدی

بر طبق نظریه Laszlo Matyas (۲۰۱۷) مدل رگرسیونی با دو مقطع و یک بعد زمان، به شرح ذیل است:

$$y_{ijt} = \alpha + X'_{ijt} \beta + u_{ijt}$$

$$i = 1, \dots, N_1$$

$$j = 1, \dots, N_2$$

$$t = 1, \dots, T$$

(5)

زیرنویس i نشان‌دهنده‌ی مقطع اول، j نشان‌دهنده‌ی مقطع دوم و t نشان‌دهنده‌ی بُعد سری زمانی است. از

طرفی، α کمیتی عددی، β ماتریسی $K \times 1$ و X_{ijt} امین مشاهده از متغیر مستقل K ام است. رابطه‌ی (۵)

را می‌توان به صورت برداری در زیر نوشت:

$$y = X\beta + D\pi + \varepsilon$$

(6)

که در رابطه‌ی بالا، y بردار متغیرهای توضیحی با ابعاد $N_1 N_2 T \times 1$ ، X ماتریس متغیرهای مستقل با ابعاد

$N_1 N_2 T \times K$ ، بردار پارامترهای شیب با ابعاد $K \times 1$ ، π پارامترهای آثار ثابت مرکب، D ماتریس

متغیرهای مجازی و ε بردار جزء خطاست.

روند شکل‌گیری این نظریه اینگونه بود که در ابتدا برای گسترش مدل پنل دیتا؛ اثرات ثابت به صورت زیر

مطرح گردید (Laszlo Matyas, ۱۹۹۷):

$$y_{ijt} = x'_{ijt} \beta + \alpha_i + \gamma_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt}$$

(7)

که α_i, γ_j و λ_i پارامترهای اثر ثابت ابعاد زمان و دو مقطع دیگر است. $\pi = (\alpha' \gamma' \lambda')'$ و $\alpha' = (\alpha_1, \dots, \alpha_{N_1})$ ، $\gamma' = (\gamma_1, \dots, \gamma_{N_2})$ و $\lambda' = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)$ و ε_{ijt} جزء اختلال با توزیع I.I.D.(0, σ_ε^2) است. برای مدل (۷) ماتریس D ویژه طبق فرمول (۶) داریم:

$$D = \left((I_{N_1} \otimes I_{N_2 T}), (I_{N_1} \otimes I_{N_2} \otimes I_T), (I_{N_1 N_2} \otimes I_T) \right) \quad (8)$$

اگر ماتریس (X, D) دارای رتبه‌ی کامل ستون باشد، آنگاه برای برآورد حداقل مربعات مدل (۶) از روش حداقل مربعات متغیرهای مجازی (LSDV) استفاده می‌شود.

$$\begin{pmatrix} \beta \\ \pi \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X'X & X'D \\ D'X & D'D \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} X'y \\ D'y \end{pmatrix} \quad (9)$$

این برآوردگر خصوصیات بهینه‌ی (BLUE) را دارد. پیاده‌سازی این برآوردگر در برخی موارد دشوار است،

برای مثال، برای مدل (۷)؛ باید ماتریس $(K + N_1 N_2)$ معکوس پذیر باشد، که تحقق آن برای $1N$ یا $2N$ بزرگ؛ دشوار باشد. با وجود این، با استفاده از قضیه‌ی فریش واف لول¹¹ یا از روش‌های معکوس جزئی، برآوردگرها به صورت زیر قابل برآورد است:

$$\beta = (X' M_D X)^{-1} X' M_D Y \quad (10)$$

$$\pi = (D'D)^{-1} D' (y - X\beta) \quad (11)$$

که در آن، ماتریس مستقل و متقارن $M_D = 1 - D(D'D)^{-1} D'$ به اصطلاح پروژکتور درونزا¹² است. که با جایگذاری آن معادلات زیر حاصل می‌شود:

$$D'D\pi + D'X\beta = D'y \quad (12)$$

¹¹ Frisch-Wugh-Lovell

¹² Within projector

$$X'D\pi + X'X\beta = X'y \quad (13)$$

معادله‌ی (۱۲) از معادله‌ی (۱۱) به دست می‌آید. با جایگذاری در معادله‌ی

(۱۳)، معادله‌ی (۱۰) به دست می‌آید. در پنل دیتا معمولی، ما β را در معادله‌ی (۱۰) برآوردگر بهینه‌ی درونی^{۱۳} می‌نامیم (به دلیل ویژگی‌های BLUE آن که در بالا ذکر شد). برآوردگر LSDV برای هر مدل خاص با پر کردن فرم D و M_D مخصوص آن مدل خاص به دست می‌آید. برآورد اثرات ثابت به شرح زیر است:

$$\gamma = \frac{1}{T} (I_{N_1 N_2} \otimes i_T') (y - X\beta) \quad (14)$$

$$\alpha = \frac{1}{N_2} (I_{N_1} \otimes i_{N_2}' \otimes I_T) (y - X\beta) \quad (15)$$

$$M_D = \left((I_{N_1} \otimes i_{N_2 T}), (i_{N_1} \otimes I_{N_2} \otimes i_T), (i_{N_1 N_2} \otimes I_T) \right) \quad (16)$$

اکنون که برای همه‌ی مدل‌ها برآوردگرهای مناسب به دست آورده‌ایم، زمان آن رسیده که خواص آنها را ارزیابی کنیم. در نمونه‌های محدود، فرضیات OLS تحمیل شده تضمین می‌کند که همه‌ی برآوردگرهای به‌دست آمده در بالا BLUE هستند، واریانس برای نمونه‌های محدود:

$$\text{var}(\beta) = \sigma_\varepsilon^2 (X'M_D X)^{-1} \quad (17)$$

$$\text{var}(\pi^*) = \sigma_\varepsilon^2 (D^* D^*)^{-1} + (D^* D^*)^{-1} D^* X V(\beta) X' D^* (D^* D^*)^{-1} \quad (18)$$

از آنجا که σ_ε^2 معمولاً ناشناخته است، بنابراین برآوردی از آن را به دست می‌آوریم:

¹³ The Optimal Within Estimator

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = \frac{1}{\text{rank}(M_D) - K} \sum_{i,j,t} \varepsilon_{ijt}^2$$

(19)

می‌توان نشان داد که β در تمامی موارد حدی برای تمامی مدل‌ها سازگار است. برای اینکه مدل‌ها برای استنتاج امکان‌پذیر شوند (مثلاً برای آزمون‌ها)، باید واریانس‌ها را نرمال‌سازی کنیم. برای مثال، N_1 به بی‌نهایت میل نماید و T ثابت باشند و $N_1 \text{var}(\beta)$ در بینهایت به مقدار ثابت میل می‌کند.

$$\text{plim}_{N_1 \rightarrow \infty} N_1 \text{var}(\beta) = \sigma_{\varepsilon}^2 \text{plim}_{N_1 \rightarrow \infty} \left(\frac{X' M_D X}{N_1} \right)^{-1} = \sigma_{\varepsilon}^2 Q_{XMX}^{-1}$$

(20)

۳. برآورد مدل تجربی

مدل استفاده شده در این تحقیق دارای دو قسمت است؛ در قسمت اول، به برآورد واریانس شرطی حاصل از نرخ ارز کشورها و در قسمت دوم، به برآورد اثر واریانس شرطی در صادرات خشکبار ایران می‌پردازیم.

۱.۳. برآورد واریانس شرطی حاصل از نرخ ارز کشورها

داده‌های نرخ برابری ارز کشورها در برابر دلار آمریکا برای ۱۰ کشور منتخب از طریق بانک جهانی تهیه شده است.

جدول ۱ - نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای متغیرهای نرخ برابری دلار کشورها

Table 1-Generalized Dickie Fuller (ADF) test results for dollar exchange rate variables

	امارات										
	پاکستان	هند	روسیه	آلمان	ایتالیا	عربی	کنگ	ترکیه	سوریه	لبنان	
تعداد مشاهده	8828	9561	9379	9561	9561	8828	9561	9561	28	28	
ADF در مرتبه اول	- 25.4 7	- 44.9 6	- - 16.62	- - 88.11	- -86.3	-93.94	-6.22	-71.35	-4.29	-	4.905

P-Value	0	0	0	0.000	0.000	-	0	0.0001	0.001	0.000
---------	---	---	---	-------	-------	---	---	--------	-------	-------

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در جدول یک نشان‌دهنده‌ی نبود ریشه‌ی واحد و پایایی در دو سری زمانی است.

۲.۳. برآورد Pool مدل

۱.۲.۳. بررسی ریشه‌ی واحد متغیرهای پانل

جدول ۲ نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای متغیرهای پانل

Table 2 Results of the Generalized Dickie Fuller Test (ADF) for panel variables

	log y	log GNP	log er	log drr	log tot
ADF	-12.5713	60.7783	-7.4893	-9.7786	-9.5549
P-Value	0	0	0	0	0

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به برآورد Pool مدل می‌پردازیم. Pool یک رگرسیون خطی مخلوط و بدون اثر ثابت یا تصادفی است. در داده‌های پانل تحقیق با ۶ خشکبار و ۲۷ دوره‌ی زمانی و ۱۰ کشور منتخب، POOL هیچ تفاوتی در شیب نوع خشکبار یا کشور منتخب یا تاریخ ندارد.

$$\log y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log GNP_t + \alpha_2 \log er_t + \alpha_3 \log drr_t + \alpha_4 \log tot_t + U_t$$

(21)

$$\log y_t = 9.829196 - .2367623 \log GNP_t - .1385399 \log er_t - .1291068 \log drr_t - .3102143 \log tot_t$$

(22)

$F = 9.52$	2.061825	$.145751$	$.1113717$	$.0307147$	$.1717163$
(0.0000)	(0.000)	(0.104)	(0.214)	(0.000)	(0.071)
← Std.Err.					
← P> t					

۳.۳. برآورد مدل اثر ثابت برای خشکبار و کشورهای واردکننده و زمان

مدل مورد نظر همان مدل ۷ است که برای کار تجربی ما به این صورت بیان می‌شود:

$$\log y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \log GNP_{it} + \beta_2 \log er_{it} + \beta_3 \log drr_{it} + \beta_4 \log tot_{it} + \alpha_1 + \dots + \alpha_{10} + \gamma_1 + \dots + \gamma_6 + \lambda_{1992} + \dots + \lambda_{2018} + \varepsilon_{ijt} \quad (23)$$

با توجه به اینکه دو اثر ثابت خشکبار پسته‌ی صادراتی آلمان اثر ثابت سال ۱۳۷۱ مخلوط گردیده است، به

تفکیک به برآورد مدل‌های زیر می‌پردازیم:

$$\log y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \log GNP_{it} + \beta_2 \log er_{it} + \beta_3 \log drr_{it} + \beta_4 \log tot_{it} + \alpha_1 + \dots + \alpha_{10} + \varepsilon_{ijt} \quad (24)$$

$$\log y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \log GNP_{it} + \beta_2 \log er_{it} + \beta_3 \log drr_{it} + \beta_4 \log tot_{it} + \gamma_1 + \dots + \gamma_6 + \varepsilon_{ijt} \quad (25)$$

$$\log y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \log GNP_{it} + \beta_2 \log er_{it} + \beta_3 \log drr_{it} + \beta_4 \log tot_{it} + \lambda_{1992} + \dots + \lambda_{2018} + \varepsilon_{ijt} \quad (26)$$

جدول ۳ نتایج برآورد مدل (۲۴)

Table 3 Model Estimation Results(24)

متغیر	logGD P	loger	logdrr	logtot	i ₂	i ₃	i ₄
ضریب	-2.01	-0.62	0.07	-0.30	-1.77	-4.80	-6.16
انحراف معیار	0.70	0.26	0.08	0.22	2.46	0.85	2.89
p	0.00	0.02	0.37	0.18	0.47	0.00	0.03
متغیر	i ₅	i ₆	i ₇	i ₈	i ₉	i ₁₀	ضریب ثابت
ضریب	-3.28	-11.53	-2.19	-7.75	-2.75	-8.49	40.00

انحراف	1.50	3.68	1.51	4.40	1.59	2.41	10.67
معیار							
p	0.03	0.00	0.15	0.08	0.08	0.00	0.00

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.۱۴

Source: Stata Ver.14 software output

جدول ۴ نتایج برآورد مدل (۲۵)

Table 4 Model Estimation Results(25)

متغیر	logGD P	loger	logdrr	logtot	j ₂
ضریب	-0.24	-0.14	-0.13	-0.31	-14.62
انحراف					
معیار	0.10	0.07	0.02	0.12	0.42
p	0.02	0.06	0.00	0.01	0.00
متغیر	j ₃	j ₄	j ₅	j ₆	ضریب ثابت
ضریب	-4.10	-11.64	-12.23	-13.29	19.14
انحراف					
معیار	0.42	0.42	0.42	0.42	1.41
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.۱۴

Source: Stata Ver.14 software output

جدول ۵ نتایج برآورد مدل (۲۶)

Table 5 Model Estimation Results(26)

متغیر	logGD P	loger	logdrr	logtot	t ₁₃₇₂	t ₁₃₇₃	t ₁₃₇₄	t ₁₃₇₅
ضریب	0.09	0.16	-0.15	0.45	1.06	1.60	1.44	-1.27
انحراف								
معیار	0.15	0.12	0.03	0.23	1.30	1.30	1.30	1.30
p	0.58	0.19	0.00	0.05	0.41	0.22	0.27	0.33

متغیر	t1376	t1377	t1378	t1379	t1380	t1381	t1382	t1383
ضریب	-1.56	-0.82	-0.86	-0.67	-1.44	-0.46	-1.42	-4.61
انحراف معیار	1.30	1.30	1.30	1.31	1.31	1.32	1.32	1.32
p	0.23	0.53	0.51	0.61	0.27	0.73	0.28	0.00
متغیر	t1384	t1385	t1386	t1387	t1388	t1389	t1390	t1391
ضریب	-4.07	-3.98	-3.68	-3.99	-3.98	-4.50	-3.96	-3.88
انحراف معیار	1.32	1.33	1.33	1.33	1.34	1.34	1.36	1.37
p	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
متغیر	t1392	t1393	t1394	t1395	t1396	t1397	ضریب ثابت	
ضریب	-4.06	-3.87	-3.77	-3.72	-2.05	-1.58	7.29	
انحراف معیار	1.39	1.40	1.41	1.42	1.42	1.43	2.20	
p	0.00	0.01	0.01	0.01	0.15	0.27	0.00	

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

طبق تفسیری که Park (۲۰۱۱) از ضرایب متغیرهای مجازی دارد، می توانیم ضرایب اثر ثابت جدول های

۳، ۴ و ۵ را این گونه بازنویسی کنیم:

جدول ۶ ضرایب اثر ثابت جدول ۳، ۴ و ۵

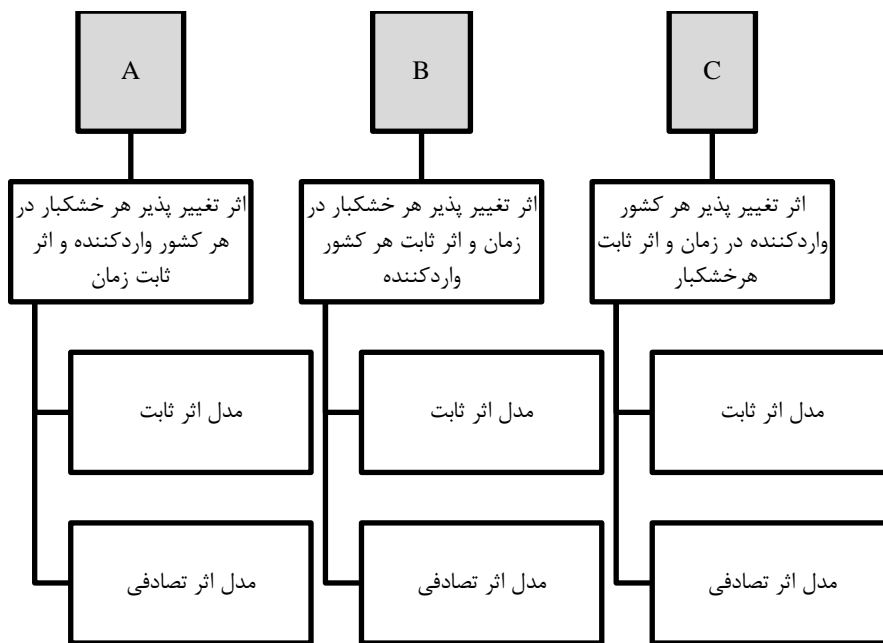
Table 6 The coefficients of the fixed effect of Tables 3, 4 and 5

متغیر	آلمان	امارات متحدہ عربی	ایتالیا	پاکستان	ترکیه	سوریه	روسیه	لبنان	هند
ضریب	40.0 0	38.22	35.2 0	33.84	36.7 1	28.4 7	37.81	32.25	37.24

انحراف معیار	10.6 7	2.46	0.85	2.89	1.50	3.68	1.51	4.40	1.59
p	0.00	0.47	0.00	0.03	0.03	0.00	0.15	0.08	0.08
متغیر	هنگ کنگ	پسته	کشم ش	خرما	گردو	بادام	انجیر	سال ۱۳۷۱	سال ۱۳۷۲
ضریب	31.5	19.1	4.5	15.0	7.5	6.9	5.9	7.3	8.4
انحراف معیار	2.4	1.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	2.2	1.3
p	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.4
متغیر	سال ۱۳۷۳	سال ۱۳۷۴	سال ۱۳۷۵	سال ۱۳۷۶	سال ۱۳۷۷	سال ۱۳۷۸	سال ۱۳۷۹	سال ۱۳۸۰	سال ۱۳۸۱
ضریب	8.89	8.73	6.02	5.73	6.47	6.43	6.62	5.85	6.83
انحراف معیار	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.31	1.31	1.32
p	0.22	0.27	0.33	0.23	0.53	0.51	0.61	0.27	0.73
متغیر	سال ۱۳۸۲	سال ۱۳۸۳	سال ۱۳۸۴	سال ۱۳۸۵	سال ۱۳۸۶	سال ۱۳۸۷	سال ۱۳۸۸	سال ۱۳۸۹	سال ۱۳۹۰
ضریب	5.87	2.68	3.22	3.31	3.61	3.30	3.31	2.79	3.33
انحراف معیار	1.32	1.32	1.32	1.33	1.33	1.33	1.34	1.34	1.36
p	0.28	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
متغیر	سال ۱۳۹۱	سال ۱۳۹۲	سال ۱۳۹۳	سال ۱۳۹۴	سال ۱۳۹۵	سال ۱۳۹۶	سال ۱۳۹۷		
ضریب	3.41	3.23	3.42	3.52	3.57	5.24	5.71		
انحراف معیار	1.37	1.39	1.40	1.41	1.42	1.42	1.43		
p	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.15	0.27		

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output



شکل ۲- روند شکل گیری آزمون ها

Figure 2- Test formation process

۵.۳. برآورد و آزمون مدل‌ها در حالت A

ابتدا مدل‌های اثر ثابت و اثر تصادفی حالت A را برآورد می‌کنیم.

جدول ۷ نتایج برآورد مدل اثر ثابت برای حالت A

Table 7 Results of estimating the fixed effect model for mode A.

متغیر	logGD P	loger	logdrr	Logtot	ضریب ثابت
ضریب	-2.01	-0.62	0.07	-0.30	35.13
انحراف معیار	0.41	0.15	0.04	0.13	5.14
p	0.00	0.00	0.13	0.02	0.00
F test that all u _i =0: F(59, 1556) = 59.62					Prob > F = 0.0000

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.۱۴

Source: Stata Ver.14 software output

جدول ۸ نتایج برآورد مدل اثر تصادفی برای حالت A

Table 8 Results of estimating the random effect model for mode A.

متغیر	logGD P	loger	logdrr	logtot	ضریب ثابت
ضریب	-1.36	-0.71	0.05	-0.42	26.81
انحراف معیار	0.31	0.14	0.04	0.12	4.02
p	0.00	0.00	0.25	0.00	0.00
corr(u_i, X) = 0 (assumed)				Prob > chi2	
= 0.0000					

منبع: خروجی نرم افزار استتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

آزمون هاسمن به ما نشان می دهد که $\chi^2 = chi2(4) = -4.52$ به اندازه ای کوچک است که فرضیه ی صفر را رد نمی کنیم. بنابراین تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.

آزمون چاو نیز بی معنی بودن فرضیه ی صفر را نشان می دهد $\chi^2 = chi2(4) = 3.03$ ، بنابراین روش داده های پانل پذیرفته می شود و فرضیه های پژوهش با استفاده از روش داده های پانل آزمون می شود.

۶.۳. برآورد و آزمون مدل ها در حالت B

جدول ۹ نتایج برآورد مدل اثر ثابت برای حالت B

Table 9 The results of estimating the fixed effect model for mode B.

متغیر	logGD P	loger	logdrr	Logtot	ضریب ثابت
ضریب	0.09	0.16	-0.15	0.45	5.06
انحراف معیار	0.08	0.07	0.02	0.13	1.20
p	0.31	0.02	0.00	0.00	0.00
F test that all u_i=0: F(161, 1454) = 25.27				Prob	
				> F = 0.0000	

منبع: خروجی نرم افزار استتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

جدول ۱۰ نتایج برآورد مدل اثر تصادفی برای حالت B

Table 10 Results of estimating the random effect model for state B

متغیر	logGD P	loger	logdrr	logtot	ضریب ثابت
ضریب	0.06	0.14	-0.15	0.38	5.43
انحراف معیار	0.08	0.07	0.02	0.12	1.29
p	0.48	0.04	0.00	0.00	0.00
corr(u_i, X) = 0 (assumed)				Prob > chi2	
				= 0.0000	

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

در پایان، آزمون هاسمن به ما نشان می‌دهد که $\chi^2 = chi2(4) = -7.78$ به اندازه‌ای کوچک است که فرضیه‌ی صفر را رد نمی‌کنیم. بنابراین تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.

آزمون چاو نیز بی‌معنی بودن فرضیه‌ی صفر را نشان می‌دهد زیرا به دلیل هم‌خطی برآوردپذیر نیست، بنابراین روش داده‌های پانل پذیرفته می‌شود و فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش داده‌های پانل آزمون می‌شود.

۷.۳. برآورد و آزمون مدل‌ها در حالت C

در این حالت، برای مدل اثر ثابت هم‌خطی شدیدی بین متغیرها وجود دارد، اما مدل اثر تصادفی نتیجه می‌دهد:

جدول ۱۱ نتایج برآورد مدل اثر تصادفی برای حالت C

Table 11 The results of estimating the random effect model for mode C.

متغیر	logGD P	loger	logdrr	Logtot	ضریب ثابت
ضریب	-0.24	-0.14	-0.13	-0.31	9.83
انحراف معیار	0.15	0.11	0.03	0.17	2.06
p	0.10	0.21	0.00	0.07	0.00

corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2
= 0.0000	

منبع: خروجی نرم افزار استاتا Ver.14

Source: Stata Ver.14 software output

بنابراین، آزمون هاسمن به دلیل هم‌خطی مدل اثر ثابت کاربرد ندارد. آزمون چاو نیز بی‌معنی بودن فرضیه‌ی صفر را نشان می‌دهد، زیرا به دلیل هم‌خطی برآوردپذیر نیست، بنابراین روش داده‌های پانل پذیرفته می‌شود و فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش داده‌های پانل آزمون می‌شود.

۴. نتیجه‌گیری

بخش کشاورزی در اقتصاد ایران به دلیل سهم آن در توسعه و گسترش صادرات غیرنفتی حائز اهمیت می‌باشد. در میان محصولات کشاورزی؛ خشکبار به عنوان اقلام مهم در اقتصاد ملی شناخته میشوند. لذا، و پیش بینی اثر نااطمینانی نرخ برابری ارز کشورهای هدف بر درآمد صادرات خشکبار ایران و ارزیابی نوع خشکبار و کشور هدف صادراتی در تاثیر گذاری بر درآمد صادراتی خشکبار هدف اصلی این مطالعه می باشد. با استفاده از داده های پانل مربوط به ده کشور هدف مقصد برای شش خشکبار مورد بررسی طی دوره ی ۹۷-۱۳۷۱، نتایج مطالعه نشان داد که مدل پانل سه بعدی به منظور اثر اجزای صادرات خشکبار بر درآمد صادرات خشکبار دارای دقت بالا و عملکرد مناسبی است. لذا، طبق مدل برآورد شده، بعد از پسته با ضریب ۱۹.۱، خرما با ضریب ۱۵ بیشترین اثر صادراتی را در رشد صادرات خشکبار در ایران داشته است. آلمان، امارات متحده‌ی عربی و هند، به ترتیب، مؤثرترین کشورها در صادرات خشکبار ایران هستند و با توجه به شکل‌گیری تجارت بین ایران و این سه کشور، سیاست‌های موثر دولتی و بخش خصوصی برای روان‌سازی امر تجارت می‌تواند مفید باشد. روند اثر ثابت سال‌های تحقیق (شکل) نشان می‌دهد که اثر سال در صادرات خشکبار در ایران به صورت توصیفی با روند رشد نرخ ارز داخلی غیر رسمی مجاورت دارد.

- Anderson, M. A. P. G. (1989). Exchange Rate Uncertainty and the Demand for U.S. Soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 721-729.
- Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2018). Exchange-Rate Volatility and International Trade Performance: Evidence from 12 African Countries. *Economic Analysis and Policy*, 58, 14-21.
- Balázsi, L., & Mátyás, L. (2017). The Econometrics of Linear Models for Multi-dimensional Panels. *Central European University Budapest, Hungary*.
- Baltagi, Badi H. (1987). On estimating from a more general time-series cum cross-section data structure. *The American Economist*, 31(2), 69-71.
- Baltagi, BH. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data 3rd Edition*, England JW & Sons.
- Baltagi, BH. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data (Fifth)*, John Wiley & Sons.
- Baltagi, Badi H, & Chang, Young-Jae. (1994). incomplete panels: A comparative study of alternative estimators for the unbalanced one-way error component regression model. *Journal of Econometrics*, 62(2), 67-89.
- Dashti, Gh., & Khodavardizadeh, M., & Mohammad Rezaei, R. (2010). Analysis of the comparative advantage and structure of the global pistachio export market. *Journal of Economics and Agricultural Development (Agricultural Sciences and Industries)*, 24 (1): 99-106. (In persian)
- Egger, P., & Pfaffermayr, M. (2003). The proper panel econometric specification of the gravity equation: A three-way model with bilateral interaction effects. *Empirical Economics*, 28(3), 571-580.
- E. M. Ekanayake, J. R. L., Sabrina D'souza. (2010). the Real Exchange Rate Volatility And U.S. Exports: An Empirical Investigation. *The International Journal Of Business And Finance Research*, 4(1), 23-35.
- Grogger, Jeffrey, & Hanson, Gordon H. (2011). Income maximization and the selection and sorting of international migrants. *Journal of Development Economics*, 95(1), 42-57.
- Haghighat, J. & Hosseinpour, Rasoul. & Khodaverdi Zadeh, Mohammad. (2011). Analyze the factors affecting the supply of Iranian exports of Nuts (raisin case study). *Journal of Quantitative Economics (Economic Studies)*, 8(3) (consecutive 30): 75-88. (In persian)
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal*

- of the econometric society*, 1251-1271.
- Helleinre, G.K. (1990), Trade Strategy in Medium-Term Adjustment, *World Development*, 18(6), 879-897.
- <https://www.cbi.eu/>
- <http://www.irica.ir>
- <http://www.fao.org/statistics/en/>
- <https://data.worldbank.org/>
- <https://dictionary.cambridge.org/>
- Kazeruni, A., & Rezazadeh, A., & Mohammadpour, S. (2011). The asymmetric effects of real exchange rate fluctuations on Iran's non-oil exports MS-VAR approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 5, 153-178. (In persian)
- Keshavarz, G., & Babaei, A. (2011). Modeling Cash Return in Tehran Stock Exchange Using Panel Data and Garch Model. *Journal of Financial Research*, 13 (31), 41-72. (In persian)
- Khalilian, S. & Farhadi, A. (2002). Investigating the factors affecting Iran's agricultural exports. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 10 (39): 71-84. (In persian)
- Krishnakumar, Jaya, Márquez, Monika Avila, & Balazsi, Laszlo. (2017). Random Coefficients Models. In *The Econometrics of Multi-dimensional Panels*, Springer, (pp. 125-161).
- Lovell, M. C. (2006). A simple proof of the fwl (frisch-waugh-lovell) theorem. *Available at SSRN 887345*.
- Mátyás, László. (1997). Proper econometric specification of the gravity model. *World Economy*, 20(3), 363-368.
- Matyas, Laszlo. (1998). The gravity model: Some econometric considerations. *World Economy*, 21(3), 397-401.
- Matyas, L., Konya, L., & Harris, M. N. (1997). Modelling export activity in a multicountry economic area: *The APEC case (No. 2012-2018-670)*.
- Matyas, L. (2017). *The econometrics of multi-dimensional panels*. Berlin: Springer.
- Park, H. M. (2011). Practical guides to panel data modeling: a step-by-step analysis using stata. Public Management and Policy Analysis Program, Graduate School of International Relations, *International University of Japan*, 1-52.
- Safari, H., & Abounoori, E. (2018). The impact of exchange rate uncertainty on pistachio export demand from Iran using panel GARCH model. In *AIP Conference Proceedings (Vol. 1978, No. 1, p. 200007)*. AIP Publishing LLC.

- Shajari, P. (2002). The effect of Terms of Trade on Macroeconomic variables in Iran (1997-2009). *Master Thesis. Al-Zahra University*. (In persian)
- Schuh, G.E. (1974), The Exchange Rate and the US Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 56, 1-13.