فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال شانزدهم، شماره ۴۶، تابستان ۱۳۸۷، صفحات ۱۰۰-۸۳

جهانی شدن اقتصاد و آثار آن بر عرضه و تقاضای داخلی و صادرات پسته در ایران: کاربرد روش الگوی خود توزیع با وقفه‌های گسترده

حمید محمدی*، مجیدرضا کریمی** و فردین بوستانی***

در این مقاله پیامدهای جهانی شدن اقتصاد از طریق تحلیل اثر شاخص سطح تجارت بین‌المللی در معادلات عرضه صادرات، عرضه و تقاضای داخلی پسته طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۹ بررسی شده است. در مورد عرضه داخلی نتایج مطالعه نشان می‌دهد که روابط بلندمدت به‌دست آمده در مجموع از نظر آماری حائز اهمیت است اما تغییرات هیچ یک از متغیرهای به‌کار رفته در مدل بلندمدت نظیر تغییر شاخص سطح تجاری به تنهایی موجب تغییرات قابل ملاحظه در عرضه داخلی نمی‌شوند. در کوتاه‌مدت نیز متغیرهای قیمت خرده‌فروشی پسته و سطح زیر کشت اثر معنی‌داری بر عرضه پسته نداشتند اما متغیر نرخ حمایت اسمی، بر عرضه پسته اثر مثبت دارد. آزادسازی در کوتاه مدت برخلاف رابطه بلندمدت خود اثر منفی و معنی‌داری بر عرضه پسته دارد. اثر منفی کوتاه مدت آزادسازی بر عرضه داخلی می‌تواند حاصل از افزایش صادرات این محصول پس از آزادسازی باشد. در بلندمدت متغیرهای درآمد ملی و شاخص سطح تجارت بین‌المللی به ترتیب اثر مثبت و منفی بر تقاضای داخلی پسته دارند. همچنین مشخص شد وقوع آزادسازی نیز می‌تواند صادرات پسته را افزایش دهد.

واژه‌های کلیدی: جهانی شدن، عرضه، تقاضا، صادرات، پسته.

---

* دکتری اقتصاد کشاورزی و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی جهرم
** دکتری علوم اجتماعی و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی جهرم
*** دکتری مهندسی آب و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی مرودشت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

۱. مقدمه

با به ثمر نشستن مذاکرات دور اروگوئه و امضاء موافقت نامه عمومی تعرفه و تجارت گات در سال ۱۹۹۴، همچنین تشکیل سازمان تجارت جهانی (WTO) روال گذشته حمایت از برخی بخشهای اقتصاد نظیر بخش کشاورزی دچار تغییر شد. بر این اساس تلاش همه‌جانبه‌ای برای آزادسازی تجارت کالاهای کشاورزی مشابه آنچه در مورد کالاهای صنعتی انجام می‌شد شروع شد. مجموع تلاشهای انجام شده در نهایت به ظهور توافق‌هایی در بین اعضای سازمان تجارت جهانی بر روی کالاهای کشاورزی منتهی شد.

اجرای توافق‌ها و تعهدات مربوط به آن دارای مفاهیم و آثار مهمی برای چگونگی توسعه بخش کشاورزی کشورهای عضو و غیرعضو است که بررسی آن برای کشورهایی نظیر ایران که هم واردکننده و هم صادرکننده کالاهای کشاورزی است بسیار ضروری به نظر می‌رسد.

عقاید مختلفی در خصوص آثار منافع و زیانهای حاصل از آزادسازی وجود دارد. بر این اساس برخی معتقدند فرآیند جهانی شدن از پتانسیلی برخوردار است که می‌تواند صنعتی شدن را در کشورهای در حال توسعه و در حال انتقال، تسریع و سود قابل توجهی را برای کشورها به‌وجود آورد. در چنین موقعیتی میزان موفقیت کشورها در بهره‌مندی از منافع آزادسازی و جهانی شدن در گرو ساختار اقتصادی، قوانین و مقررات حاکم بر اوضاع کشور و توانایی کشور در عرضه به بازارهای بین‌المللی و مشارکت فعال در زمینه تجارت خواهد بود. به اعتقاد بسیاری از محققان، آزادسازی عبارت است از هرگونه تغییری که نظام تجاری کشور را به موقعیتی نزدیک کند که در آن موقعیت، به دخالت دولت هیچ نیازی نباشد.

۲. پیشینه تحقیق

محدود کردن دخالتهای دولتی در فعالیتهای اقتصادی از دو دهه اخیر شروع شده است. تأثیر حذف دخالت دولت در بازار محصولات کشاورزی ایران توسط محققان مختلف نظیر بخشوده (۱۳۸۰) و گیلان‌پور (۱۳۷۶) مورد مطالعه قرار گرفته است. بخشوده با استفاده از مدل تعدیل جزئی به پیش‌بینی حذف دخالت دولت در بازار گندم پرداخت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

نتیجه این مطالعه نشان داد که حذف دخالت دولت باعث کاهش مخارج دولت و واردات می‌شود. همچنین گیلان‌پور (۱۳۷۶) با استفاده از این مدل اثر آزادسازی بازار برنج را مورد مطالعه قرار داد. نتیجه مطالعه وی نشان داد که سیاست آزادسازی به کاهش مازاد تولیدکننده و افزایش مازاد مصرف‌کننده منتهی می‌شود و در نهایت رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد. مطالعات مختلفی نیز در خارج از کشور صورت گرفته که می‌توان به مواردی از آنها اشاره کرد.

سشامانی[1] (۱۹۹۹) آثار آزادسازی بازار مواد غذایی و چالش‌های متعاقب آن بر فقر و امنیت غذایی در کشور زامبیا را مورد بررسی قرار داد. با حذف یارانه‌های ذرت میزان تولید آن کاهش یافت که بنا بر اعتقاد محقق، این کاهش به دلیل از بین رفتن مزیت نسبی و رقابت مصنوعی بوده است که این امر به علت حمایت دولت به‌وجود آمده بود.

۳. مباحث نظری

در این قسمت مباحث نظری توابع مورد استفاده برای بررسی آثار جهانی شدن و آزادسازی بر صادرات و واردات، عرضه و تقاضای داخلی مورد بررسی قرار گرفته است.

۳-۱. تابع عرضه صادرات

تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی در حالت کلی به این صورت در نظر گرفته می‌شود (نوری و یزدانی، ۱۳۷۹):

$$X = f(PD / PW, Y, ER, PR) \qquad (۱)$$

که در آن PD قیمت داخلی محصول، PW قیمت جهانی محصول، Y درآمد کشورهای واردکننده، ER نرخ ارز و PR تولید داخلی محصول است. علاوه بر این به‌منظور بررسی آثار جهانی شدن و آزادسازی نیز متغیر شاخص آثار جهانی شدن و آزادسازی (LIT) به مدل یاد شده اضافه شده است. بر این اساس مدل عرضه صادرات به این صورت خواهد بود:

1. Sechamani

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

$$X = f(PD / PW, Y, ER, PR, LIT) \qquad (۲)$$

بر اساس دیدگاه نظری پیش‌بینی می‌شود که ضریب متغیرهای نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی، منفی و ضرایب متغیرهای درآمد کشور واردکننده، نرخ ارز و تولید داخلی محصول موردنظر مثبت باشد.

۲-۳. تابع تقاضای داخلی

تابع تقاضای داخلی محصولات کشاورزی نیز در شکل کلی به این شرح است (نوری و یزدانی، ۱۳۷۹):

$$D = f(P, PS, Y) \qquad (۳)$$

که در آن P قیمت خرده‌فروشی محصول مورد نظر، PS قیمت محصولات مرتبط، Y درآمد مصرف‌کنندگان است. پیش‌بینی می‌شود ضرایب متغیرهای قیمت محصول مورد نظر و قیمت محصول مکمل، منفی و قیمت محصول جانشین و درآمد، مثبت باشد.

برای اندازه‌گیری جهانی‌شدن و آزادسازی نیز از معیار سطح تجارت بین‌المللی (LIT) استفاده شده است. این شاخص وسعت ارتباط بین‌المللی را برای یک صنعت (بخش) خاص نشان می‌دهد. این شاخص به این صورت محاسبه می‌شود:

$$LIT = (X_t + M_t)/(P_t + M_t - X_t) \qquad (۴)$$

که در آن LIT شاخص وسعت ارتباط بین‌المللی، X_t صادرات، M_t واردات، P_t تولید داخلی صنعت یا بخش موردنظر است. مقادیر کوچکتر LIT نشان می‌دهد که ارتباط بین‌المللی به شکل واردات و صادرات، یک جنبه مهم صنعت نیست، به‌عبارت دیگر صنعت (بخش) با توجه به حجم تولید خود کمتر در تجارت شرکت می‌کند.

۳-۳. تابع عرضه داخلی

مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر عرضه داخلی پسته، قیمت عمده‌فروشی، سطح زیرکشت و نرخ حمایت اسمی می‌باشد. همچنین به‌منظور تعقیب آثار آزادسازی، شاخص سطح تجارت بین‌المللی نیز پس از محاسبه به متغیرهای یادشده اضافه می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

۴. روش شناسی مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[1]

این مدل توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا است. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی است. در ضمن به دلیل اینکه این مدلها اغلب به دور از مشکلاتی نظیر خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمین‌های به دست آمده از آنها ناریب و کارا خواهند بود. (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰)

مدل ARDL تعمیم یافته را می‌توان به این صورت نوشت:

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,P)x_{it} + u_t \quad , \quad i = 1,2,...,k \qquad (۵)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به این صورت تعریف می‌شود:

$$L^j y_i = y_{t-j} \qquad (۶)$$

بنابراین

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p, \qquad (۷)$$
$$\beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L_i^q$$

x_{it} در واقع i امین متغیر مستقل است. روابطی که در ادامه بیان می‌شود، بین متغیرهای حاضر در مدل در بلندمدت صادق خواهد بود:

$$y_t = y_{t-1} = ... = y_{t-p}, \qquad x_{i,t} = x_{i,t-1} = ... = x_{i,t-q} \qquad (۸)$$

q عبارت است از q امین وقفه مربوط به i امین متغیر. رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به این صورت نیز بیان شود:

1. Autoregressive Distributed Lag

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

$$y=\alpha+\sum_{i=1}^{k}\beta_i x_i+v_i \qquad , \qquad \alpha=\frac{\alpha_0}{\alpha(1,P)}$$
$$\beta_i=\frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)}=\frac{\sum_{j=0}^{q}\beta_i}{\alpha(1,p)} \qquad , \qquad v_i=\frac{u_t}{\alpha(1,p)} \tag{۹}$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به این صورت نوشته می‌شود:

$$\Delta y_t=\Delta\hat{\alpha}_0-\sum_{j=2}^{p}\hat{\alpha}_j\Delta y_{t-j}+\sum_{i=0}^{k}\hat{\beta}_{i0}\Delta x_{it}-\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q}\hat{\beta}_{i,t-j}\Delta x_{i,t-j} \tag{۱۰}$$
$$-\alpha(1,p)ECT_{t-1}+u_t$$

جزء تصحیح خطا $$ECT=y_t-\hat{\alpha}-\sum_{i-1}^{k}\hat{\beta}_i x_{it}$$

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل است و $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورده شده هستند. $\alpha(1,p)$ ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند.

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله اول، وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را که به وسیله نظریه بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌دهیم. اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات شد پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت در مرحله دوم مورد تخمین قرار می‌گیرند.

فرض کنید در مرحله اول، وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای y و x و z توسط نظریه پیش‌بینی می‌شود. بدون داشتن هر گونه اطلاعات قبلی در مورد جهت ارتباط بلندمدت بین متغیرها اقدام به برآورد سه معادله رگرسیونی تصحیح نامقید می‌کنیم که در هر یک از معادلات یکی از متغیرهای سه گانه به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰)

$$\Delta y_t=\alpha_{0y}+\sum_{t=1}^{n}b_{iy}\Delta y_{t-i}+\sum_{i=1}^{n}c_{iy}\Delta x_{t-i}+\sum_{i=1}^{n}d_{iy}\Delta z_{t-i}+ \tag{۱۱}$$
$$\gamma_{1y}y_{t-1}+\gamma_{2y}x_{t-1}+\gamma_{3y}z_{t-1}+\varepsilon_{1t}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

$$\Delta x_t = a_{\circ x} + \sum_{t=1}^{n} b_{ix}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{ix}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{ix}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1x} y_{t-1} + \gamma_{2x} x_{t-1} + \gamma_{3x} z_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$\Delta z_t = a_{\circ z} + \sum_{t=1}^{n} b_{iz}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iz}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iz}\Delta z_{t-i} + \gamma_{iz} y_{t-1} + \gamma_{2z} x_{t-1} + \gamma_{3z} z_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

حال برای آزمون وجود رابطه بلندمدت می‌توان از آماره F استفاده کرد. وقتی چنین رابطه‌ای وجود داشته باشد آزمون F نشان می‌دهد که کدام یک از متغیرها باید نرمال شوند. فرضیه صفر برای آزمون نبود رابطه بلندمدت اول عبارت است از:

$$H_{\circ} = \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = \circ \qquad (۱۲)$$

به طور مشابه می‌توان این آزمون را برای روابط بلندمدت دوم و سوم تکرار کرد. آماره F مورد استفاده در این آزمونها دارای یک توزیع غیراستاندارد است که به سه عامل بستگی دارد: درجه همجمعی متغیرهای موجود در مدل ARDL (همجمعی از درجه اول یا درجه دوم)، تعداد رگرسورهای موجود در مدل و وجود یا نبودِ جزء عرض از مبدأ و روند در مدل.

برای تصمیم‌گیری در مورد رد یا رد نکردن فرضیات صفر، دو سری از مقادیر بحرانی توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) محاسبه شده است. سری اول با فرض اینکه تمامی متغیرهای مدل همجمع از درجه صفر هستند و سری دوم با فرض وجود همجمعی درجه یک بین متغیرهای مدل، مورد محاسبه قرار گرفته‌اند. اگر F محاسباتی خارج از محدوده بحرانی قرار بگیرد، تصمیم نهایی می‌تواند بدون نیاز به اطلاع از درجه همجمعی متغیرها اتخاذ شود. اما اگر F محاسباتی بین دو حد بحرانی قرار گیرد در این صورت برای تصمیم‌گیری در مورد رابطه بلندمدت، به اطلاعاتی در مورد درجه همجمعی متغیرهای مدل نیاز خواهیم داشت. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل در مرحله اول اثبات شود در مرحله دوم برای تخمین پارامترهای مدل از یک فرآیند دو قسمتی استفاده می‌شود. در گام اول، درجه همجمعی متغیرها با استفاده از شاخصهای آکائیک[1] یا

1. Akaike Information Criterion

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

شوارتز[1] تعیین می‌شود و سپس در گام دوم، مدل انتخابی به وسیله حداقل مربعات مورد تخمین قرار می‌گیرد.

۵. بحث و نتایج

۵-۱. تابع عرضه داخلی پسته

ابتدا نتایج بررسی ایستایی متغیرها به‌کمک آزمون دیکی فولر[2] افزوده ارائه شده است. همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود متغیر عرضه داخلی پسته با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده در حالی که سایر متغیرها در سطح ایستا هستند[3]. البته متغیر نرخ حمایت نیز با توجه به در نظر گرفتن اثر شکست ساختاری (به‌صورت تغییر شیب) به‌کمک متغیر موهومی برای سالهای پس از ۱۳۶۳ ایستاست.

جدول ۱. نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرهای تابع عرضه داخلی پسته

نام متغیر		مرتبه ایستایی	توضیحات
PP	قیمت عمده‌فروشی	I(0)	ایستا در سطح بستگی به در نظر گرفتن متغیر موهومی تغییر شیب برای سالهای پس از ۱۳۶۳ دارد.
S	عرضه پسته	I(۱)	ایستا با یک بار تفاضل‌گیری و با توجه به متغیر موهومی سال ۱۳۷۶
A	سطح زیرکشت	I(0)	ایستا در سطح
NP	نرخ حمایت اسمی	I(0)	ایستا در سطح
LIT	شاخص سطح تجارت بین‌المللی	I(0)	ایستا در سطح

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به وجود متغیرهایی با مرتبه ایستایی I(۰) و I(۱) از تحلیل همجمعی ARDL استفاده شد. نتایج تفصیلی تحلیل همجمعی ARDL نیز در جدول (۲) آمده است. براساس این رهیافت ابتدا لازم است وجود یا نبودِ رابطه بلندمدت میان متغیر عرضه داخلی پسته و سایر متغیرهای مندرج در جدول (۱) مورد آزمون قرار گیرد. طبق نتایج جدول (۲) وجود رابطه بلندمدت به کمک فرض‌هایی به این صورت مورد آزمون قرار گرفت:

$$H\circ: \beta_{۳} = \beta_{۶} = \beta_{۹} = \beta_{۱۲} = \beta_{۱۶} = \beta_{۱۷} = \circ \qquad (۱۳)$$

1. Schwartz
2. Augmented Dickey - Fuller
3. Level of Stationary

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

H۱ : حداقل یکی از ضرایب یادشده مخالف صفر است.

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد مقادیر ضرایب $\beta_{۱۷}$ و $\beta_{۹}$ مخالف صفر است. به این ترتیب $H_{۰}$ مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیر عرضه داخلی پسته و متغیرهای مستقل مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. در ادامه ابتدا روابط بلندمدت بررسی شده است.

جدول ۲. نتایج مدل عرضه پسته (۲, ۲ , ۲ , ۲ , ۲) ARDL

	نام متغیر	ضرایب		خطای معیار	آماره t
C	عرض از مبدأ	۱۶۰۲۴۵/۶*	$\beta_{۰}$	۲۵۶۱۶/۸	۶/۲۵
$S(-۱)$	عرضه با یک وقفه	۰/۳۰۳۱	$\beta_{۱}$	۰/۰۸۳۹	۳/۱۶
$S(-۲)$	عرضه با دو وقفه	۰/۵۹۰۷*	$\beta_{۲}$	۰/۰۹۱۵	۶/۴۵
A	سطح زیر کشت	۰/۵۵۳۳	$\beta_{۳}$	۰/۱۵۴۸	۳/۵۷
$A(-۱)$	سطح زیر کشت با یک وقفه	-۰/۵۸۷۸	$\beta_{۴}$	۰/۰۹۹	-۵/۹۳
$A(-۲)$	سطح زیر کشت با دو وقفه	۰/۰۵۰۹	$\beta_{۵}$	۰/۰۹۳	۰/۵۴
PP	قیمت تولیدکننده پسته	۰/۵۰۳۰	$\beta_{۶}$	۰/۸۱۸	۰/۶۱۹۶
$PP(-۱)$	قیمت تولیدکننده پسته با یک وقفه	۱۹/۰۴*	$\beta_{۷}$	۲/۳۸۳	۷/۹۸
$PP(-۲)$	قیمت تولیدکننده پسته با دو وقفه	-۱/۱۴	$\beta_{۸}$	۱/۹۶۱	-۰/۵۸
LIT	شاخص سطح تجارت بین‌المللی	-۴۰۱۹۵/۲*	$\beta_{۹}$	۴۹۹۹/۷	-۸/۰۳
$LIT(-۱)$	شاخص سطح تجارت بین‌المللی با یک وقفه	۵۷۴۸۸/۲	$\beta_{۱۰}$	۱۰۴۲۲/۳	۵/۵۱
$LIT(-۲)$	شاخص سطح تجارت بین‌المللی با دو وقفه	۴۶۹۹۴/۴*	$\beta_{۱۱}$	۵۳۷۸/۴	۸/۷۳
NP	نرخ حمایت اسمی	۲۹۷۴۸/۱	$\beta_{۱۲}$	۶۶۹۱	۴/۴۴
$NP(-۱)$	نرخ حمایت اسمی با یک وقفه	۷۷۰۱/۸	$\beta_{۱۳}$	۶۳۴۱/۴	۱/۲۱
$NP(-۲)$	نرخ حمایت اسمی با دو وقفه	-۹۲۱۳۱/۸*	$\beta_{۱۴}$	۱۰۹۰۹/۶	۸/۴۴
T	روند زمانی	-۵۰۳۲۱/۹*	$\beta_{۱۵}$	۷۹۲۹/۲	-۶/۳۴
$D۶۳$	متغیر موهومی	۴۱۶۴۰/۲	$\beta_{۱۶}$	۸۱۷۰/۵	۵/۰۹
$D۷۶$	متغیر موهومی	-۱۰۹۵۹۷/۲**	$\beta_{۱۷}$	۴۲۵۵/۹	-۲۵
آماره‌ها		F	$R^۲$	DW	
		۶۹۱/۵۰	۰/۹۹۸	۲/۴	

مأخذ: نتایج تحقیق

* و ** به ترتیب معنی‌دار در سطوح ۱۰ و ۵ درصد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

ضرایب رابطه بلندمدت میان عرضه داخلی پسته و متغیرهای سطح زیر کشت، قیمت عمده‌فروشی، نرخ حمایت اسمی و شاخص سطح تجارت بین‌المللی در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از رابطه بلندمدت تابع عرضه داخلی پسته
ARDL (۲, ۲ , ۲ , ۲ , ۲)

	نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t
C	عرض از مبدأ	۱۵۰۹۴۳۱	۲۴۵۰۴۳۲	۰/۶۱
A	سطح زیرکشت	۰/۱۶	۱/۰۵	۰/۱۵
PP	قیمت تولیدکننده پسته	۱۲۱/۱۴	۱۹۷/۰۸	۰/۶۱
LIT	شاخص سطح تجارت بین‌المللی	۶۰۵۵۵۳/۷	۱۰۷۵۲۲۵	۰/۵۶
NP	نرخ حمایت اسمی	-۵۱۵۰۷۵/۵	۹۵۳۷۹۳/۴	-۰/۵۴
$D۶۳$	متغیر موهومی	۳۹۲۲۲۹/۸	۶۵۳۵۵۴/۷	۰/۶
T	روند زمانی	-۴۷۴۰۰۶/۹	-۸۱۳۱۳۰/۳	-۰/۰۵
$D۷۶$	متغیر موهومی	-۱۰۳۲۳۵	۱۶۶۴۴/۸۵	-۶/۲

مأخذ: نتایج تحقیق

البته به‌رغم اینکه در نتایج جدول (۲) وجود رابطه بلندمدت مورد تأیید قرار گرفت، براساس نتایج جدول (۳) ضریب هیچ یک از متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار نیست. به این معنی که در بلندمدت هیچ یک از متغیرهای در نظر گرفته شده اثر معنی‌داری بر روی عرضه داخلی پسته ندارند اما مجموع آثار آنها دربرگیرنده یک رابطه بلندمدت و تأثیرگذار بر عرضه داخلی پسته است. به جز متغیر نرخ حمایت که منفی بودن آن عدم حمایت از تولیدکنندگان پسته را نشان می‌دهد، سایر متغیرها بر عرضه داخلی پسته اثر مثبت دارند. به عبارت دیگر آزادسازی تأثیر معنی داری بر عرضه داخلی پسته ندارد. البته در مورد پسته لازم به یادآوری است که بین کاشت تا ثمردهی و تولید، مدت زمان زیادی لازم است و افزایش تولید، به‌دنبال برخی پدیده‌ها مانند آزادسازی ممکن است پس از زمان نسبتاً طولانی به وقوع بپیوندد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

با توجه به تأثیرگذار نبودن معنی‌دار متغیرهای مستقل در بلندمدت پیش‌بینی می‌شود تغییرات در عرضه پسته از تغییرات کوتاه مدت این متغیرها حاصل شود. به این ترتیب رابطه کوتاه‌مدت میان عرضه داخلی پسته و متغیرهای مستقل بررسی شده است. نتایج این بررسی در جدول (۴) مشاهده می‌شود.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (۲ و ۲و ۲و ۲)ARDL

	نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t
DC	عرض از مبدأ	۱۶۰۲۴۵/۶	۲۵۶۱۶/۸	۶/۲۵
DSQ	تفاضل مرتبه اول عرضه	-۰/۵۹**	۰/۰۹	-۶/۵۵
DA	تفاضل مرتبه اول سطح زیرکشت	۰/۵۵**	۰/۱۵	۳/۶۶
dA۱	تفاضل مرتبه دوم سطح زیر کشت	-۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۵۵
DPP	تفاضل مرتبه اول قیمت پسته	۵۱**	۰/۸۲	۱۲۱/۹۵
DPP۱	تفاضل مرتبه دوم قیمت پسته	۱/۱۵	۱/۹۶	۰/۵۸
DLIT	تفاضل مرتبه اول شاخص سطح تجارت	-۴۰۱۹۵/۲***	۴۹۹۹/۷	-۸/۰۴
DLIT۱	تفاضل مرتبه دوم شاخص سطح تجارت	-۴۶۹۹۴/۴***	۵۳۷۸/۴	-۸/۷۳
DNP	تفاضل مرتبه اول نرخ حمایت اسمی	۲۹۷۴۸/۱***	۶۶۹۱	۴/۴۴
DNP۱	تفاضل مرتبه دوم نرخ حمایت اسمی	۹۲۱۳۱/۸***	۱۰۹۰۹/۶	۸/۴۴
DD۶۳	تفاضل متغیر موهومی	۴۱۶۴۰/۲***	۸۱۷۰/۵	۵/۰۹
DT	تفاضل روند نهایی	-۵۰۳۲۱/۹***	۷۹۲۹/۹	-۶/۳۴
DD۷۶	تفاضل مرتبه اول متغیر موهومی	-۱۰۹۵۹۷/۲***	۴۲۵۵/۹	-۲۵/۷۵
ECT(-۱)	جزء تصحیح خطا	-۰/۱۱	۰/۱۷	-۰/۶۴
آماره‌ها		F	R^2	DW
		۷۲۲/۴۲***	۰/۹۹۸	۲/۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*و **به ترتیب معنی‌دار در سطوح ۱۰ و ۵ درصد

به جز وقفه دوم متغیرهای سطح زیر کشت و قیمت عمده‌فروشی پسته، سایر متغیرها در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری بر عرضه پسته دارند. متغیر نرخ حمایت در کوتاه‌مدت اثر مثبت بر عرضه پسته دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

آزادسازی در کوتاه‌مدت برخلاف بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر عرضه پسته دارد. اثر منفی کوتاه‌مدت آزادسازی بر عرضه داخلی می‌تواند به‌دلیل افزایش صادرات پس از آزادسازی باشد. نتایج تابع عرضه صادرات پسته در ادامه مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

آزادسازی باعث افزایش عرضه صادرات می‌شود و این افزایش می‌تواند کاهش عرضه داخلی را به‌دنبال داشته باشد. ضریب جزء تصحیح خطا برابر ۰/۱۰۶- است، به این معنی که انحرافهای کوتاه‌مدت عرضه پسته از مسیر عرضه بلندمدت طی یک دوره ۱۰ ساله تعدیل خواهد شد. به‌عبارت دیگر پس از یک دوره ۱۰ ساله واکنش به تغییرات به‌وقوع پیوسته و سیاستهای اعمال شده بروز خواهد کرد. البته این امر با توجه به اینکه پسته از محصولات باغی است که تغییر در عرضه (تولید) آن نیازمند زمان نسبتاً طولانی است تا حدودی مبتنی بر انتظار است. مدل برازش شده از قدرت خوبی برای تعقیب تغییرات عرضه داخلی پسته برخوردار است، به‌گونه‌ای که متغیرهای به کار رفته بیش از ۹۹ درصد از تغییرات در عرضه داخلی پسته را می‌توانند تبیین کنند. آماره F نیز معنی‌داری فوق‌العاده بالای مدل برازش شده را نشان می‌دهد.

۲-۵. تابع تقاضای داخلی پسته

تقاضای داخلی پسته تابعی از درآمد ملی، شاخص سطح تجارت بین‌المللی و شاخص قیمت خرده‌فروشی گروه خشکبار در نظر گرفته شده است. به‌دلیل در دسترس نبودن قیمت خرده‌فروشی پسته، از شاخص قیمت خشکبار استفاده شد. علاوه بر متغیرهایی که پیشتر عنوان شد، دو متغیر تقاضای داخلی و شاخص قیمت خشکبار نیز از نظر ایستایی مورد آزمون قرار گرفتند. شاخص قیمت خشکبار با در نظر گرفتن اثر شکست ساختاری که در قالب تغییر شیب برای سالهای پس از ۱۳۷۲ برآورد شده بود ایستا شد اما متغیر تقاضای داخلی پس از یک بار تفاضل‌گیری یک روند ایستا از خود نشان داد. با توجه به نتایج ایستایی متغیرهای مورد استفاده نظیر سایر مدلها در برآورد مدل تقاضای داخلی از تحلیل همجمعی ARDL استفاده شد. نتایج این تحلیل در جدول (۵) آمده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

جدول ۵. نتایج تفصیلی مدل تقاضای داخلی پسته (۱, ۰ , ۲ , ۲)ARDL

	نام متغیر	ضرایب		خطای معیار	آماره t
C	عرض از مبدأ	β_0	۹۳۲۴۹**	۲۴۵۲۴/۵	۳/۸
$D_{(-1)}$	تقاضای داخلی با یک وقفه	β_1	-۰/۷۹۸۲***	۰/۲۲۵۶	-۳/۶۲
$D_{(-2)}$	تقاضای داخلی با دو وقفه	β_2	-۰/۵۶۰۹**	۰/۲۰۸۸	-۲/۸
PP	شاخص قیمت خرده‌فروشی خشکبار	β_3	۳۶/۹۱۸	۱۰۲/۳۲	۰/۳۳
$PP_{(-1)}$	شاخص قیمت خرده‌فروشی خشکبار با یک وقفه	β_4	-۱۹/۹۲۸	۸۶/۵۲	-۰/۲۲
$PP_{(-2)}$	شاخص قیمت خرده‌فروشی خشکبار با دو وقفه	β_5	-۳۰۵/۸۹**	۱۱۳/۲۵	-۲/۶۹
GNP	درآمد ملی ایران	β_6	۱۰/۳۲۲**	۳/۸۹	۳/۳۳
LIT	شاخص سطح تجارت بین‌المللی	β_7	-۷۴۶۱۹/۸**	۲۵۳۲۶/۵	-۲/۹۴
$LIT_{(-1)}$	شاخص سطح تجارت بین‌المللی با یک وقفه	β_8	-۴۳۹۲۹/۸	۲۳۹۲۵/۵	-۱/۸۳
T	روند زمانی	β_9	۷۵۳۲/۵	۶۱۵۱/۴	۱/۲۲
D_{V2}	متغیر موهومی	β_{10}	۳۲/۵۹۳	۸۹۹۳	۰/۰۰۳
آماره‌ها		F		R^2	DW
		۱۲/۸۵***		۰/۸۷۴	۲/۱۵

مأخذ: نتایج تحقیق

** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطوح ۵ و ۱ درصد

وجود رابطه بلندمدت میان تقاضای داخلی پسته و سایر متغیرهای مؤثر بر آن به کمک فروض زیر قابل آزمون است.

$$H_0 : \beta_3 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_{10} = 0 \qquad (۱۴)$$

H_1: حداقل یکی از ضرایب یادشده مخالف صفر است.

بر طبق نتایج جدول (۵) ملاحظه می‌شود که ضرایب β_6 و β_7 در سطح اطمینان ۹۵ درصد با صفر اختلاف معنی‌داری دارند. علاوه بر این آماره F به‌دست آمده نیز به‌طور معنی‌داری بالاتر از آمارهٔ پیشنهادی پسران و پسران (۱۹۹۷) در این زمینه است. به این

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

ترتیب می‌توان عنوان کرد که در بلندمدت تقاضای داخلی پسته متأثر از متغیرهای مستقل یاد شده است. از این‌رو رابطه بلندمدت به‌دست آمده از رهیافت ARDL در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از رابطه بلندمدت تقاضای داخلی پسته (۲,۲,۰,۱) ARDL

	نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آمارهT
C	عرض از مبدأ	۳۹۵۲۵/۸	۸۲۳۴/۴**	۴/۸
PP	شاخص قیمت خشکبار	-۱۲۲/۴۶	۸۵/۲۵	-۱/۴۳
GNP	درآمد ملی ایران	۴/۳۸**	۱/۲۳	۴
LIT	شاخص سطح تجارت بین‌المللی	-۵۰۲۵۰/۱**	۱۶۹۳۶/۹	-۲/۹۶
T	روند زمانی	۳۶۹۲/۹**	۲۸۳۹/۷	۱/۳
D۷۲	متغیر موهومی	۱۳/۸۲	۳۸۱۲	۰/۰۰۳

مأخذ: نتایج تحقیق

** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطوح ۵ و ۱ درصد

دو متغیر درآمد ملی و شاخص سطح تجارت بین‌المللی به ترتیب اثر مثبت و منفی بر تقاضای داخلی در بلندمدت دارند که از نظر آماری نیز حائز اهمیت است. همچنین در بلندمدت تغییرات قیمت اثر منفی دارد که البته در سطح اطمینان ۸۰ درصد حائز اهمیت آماری است. آزادسازی از طریق تحریک بیشتر صادرات و کاهش عرضه داخلی و به‌دنبال آن از طریق افزایش شدید قیمت داخل در بلندمدت می‌تواند زمینه کاهش تقاضای داخلی را فراهم آورد. البته براساس داده‌های موجود طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۹ با سطح اطمینان ۸۰ درصد می‌توان گفت که قیمت در کاهش تقاضا مؤثر است اما پیش‌بینی می‌شود با آزادسازی، شاهد افزایش شدید قیمت در داخل کشور باشیم، به‌گونه‌ای که آزادسازی از طریق این افزایش قیمت باعث کاهش تقاضای داخل شود. علاوه بر رابطه بلندمدت، رابطه کوتاه مدت نیز به‌دست آمد که یافته‌های حاصل از این رابطه در جدول (۷) نشان داده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

جدول ۷. نتایج حاصل از رابطه کوتاه‌مدت تقاضای داخلی پسته (۲,۲,۰,۱) ARDL

	نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t
DC	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۹۳۲۴۹**	۲۴۵۲۴/۵	۳/۸
dD۱	تفاضل مرتبه اول تقاضای داخلی	۰/۵۶**	۰/۲۱	۲/۶۶
DPP	تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت خشکبار	۳۶/۹۲	۱۲/۳۲	۳/۰۷
DPP۱	تفاضل مرتبه دوم شاخص قیمت خشکبار	۳۰۵/۸۹**	۱۱۳/۲۶	۲/۶۹
DGNP	تفاضل مرتبه اول درآمد ملی ایران	۱۰/۳۲**	۳/۸۹	۳/۳۳
DLIT	تفاضل مرتبه اول شاخص سطح تجارت بین‌المللی	-۷۴۶۱۹/۸**	۲۵۳۲۶/۵	-۲/۹۴
DT	تفاضل روند زمانی	۷۵۳۲/۵	۶۱۵۱/۴	۱/۱۶
DD۷۲	تفاضل مرتبه اول متغیر موهومی	۳۲/۵۹	۸۹۹۳	۰/۰۰۳
ECT(۱)	جزء تصحیح خطا	-۲/۳۶	۰/۳۹	-۶/۰۵
آماره‌ها		F	R^2	DW
		۱۸/۱۱	۰/۸۸۸	۲/۱۵

مأخذ: نتایج تحقیق

** معنی‌دار در سطح ۵ درصد

در کوتاه مدت به جز متغیر تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت و متغیرهای روند زمانی و موهومی D۷۲ سایر متغیرها اثر معنی‌دار بر تقاضای داخلی پسته دارند. آزادسازی در کوتاه‌مدت نیز باعث کاهش تقاضای داخلی می‌شود. به این ترتیب پیش‌بینی می‌شود با وقوع آزادسازی، تقاضای داخلی پسته در طول زمان روند کاهشی داشته باشد. ضریب جز تصحیح خطا نیز نشان دهنده آن است که طی یک سال، انحراف تقاضای داخلی کوتاه‌مدت از روند بلندمدت آن تعدیل خواهد شد، یعنی مصرف‌کنندگان به تغییرات به‌وقوع پیوسته در بازار پسته طی یک سال واکنش نشان خواهند داد.

از سوی دیگر پیش‌بینی می‌شود با افزایش درآمد مصرف‌کنندگان، تقاضای آنها افزایش یابد. البته از نظر مقدار مطلق ضرایب به‌دست آمده، ضریب متغیر شاخص سطح تجارت بین‌المللی به‌طور قابل ملاحظه‌ای بالاتر از سایر ضرایب است. متغیر تفاضل مرتبه اول تقاضا نیز اثر معنی‌داری بر تقاضای پسته در هر دوره دارد. به این معنی که افزایش مقدار مصرف در هر دوره می‌تواند اثر مجددی بر افزایش تقاضا داشته باشد. بر این اساس

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

می‌توان گفت که مصرف‌کنندگان تمایل دارند حداقل مصرف دوره‌های قبل را حفظ کنند. متغیرهای موجود در تابع تقاضای داخلی پسته بیش از ۸۸ درصد از تغییرات در تقاضای داخلی را تشریح می‌کنند. آماره F نیز معنی‌داری کل مدل برازش شده را نشان می‌دهد.

۳-۵. تابع عرضه صادرات پسته

براساس مباحث نظری، عرضه صادرات پسته به‌صورت تابعی متأثر از تولید داخل، نرخ ارز، نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی، همچنین متغیر نشان دهنده آثار آزادسازی و شاخص سطح تجارت بین‌المللی درنظرگرفته شد. تمامی متغیرهای مورد استفاده در تابع عرضه صادرات در سطح ایستا بودند و نیاز به تفاضل گیری ندارند. البته متغیر صادرات مشروط بر استفاده از متغیر موهومی برای سال ۱۳۷۶ به‌صورت ایستا درآمد. با توجه به قدرت توضیح دهندگی بالا و معنی‌داری ضرایب، تابع عرضه به‌صورت لگاریتمی دو طرفه برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد مدل لگاریتمی در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه صادرات

	نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t
C	عرض از مبدأ	-۰/۲۷	۱/۱۲	-۰/۲۴
PRD	لگاریتم تولید سال قبل	۰/۹۳***	۰/۰۶	۱۵/۵
LIT	لگاریتم شاخص سطح تجارت	۰/۸۱***	۰/۰۲	۴۰
EXP	لگاریتم نرخ ارز	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۵
WP	لگاریتم نسبت قیمت داخل به قیمت جهانی	-۰/۰۹*	۰/۰۵	-۱/۸
$D۶۳$	متغیر موهومی	-۰/۰۱	۰/۰۲	-۰/۵
آماره‌ها		F	R^2	DW
		۱۶۷۳***	۰/۹۹۸	۱/۵۹

مأخذ: نتایج تحقیق

*و *** معنی‌دار در سطوح ۱۰ و ۱ درصد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

از میان متغیرهای موجود، فقط متغیر نرخ ارز اثر معنی‌داری بر عرضه صادرات پسته ندارد. با افزایش قیمت داخل نسبت به قیمت جهانی، میزان عرضه صادرات کاهش می‌یابد، در حالی‌که با افزایش تولید داخل، میزان صادرات به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد. با وقوع آزادسازی پیش‌بینی می‌شود صادرات پسته افزایش یابد. براساس مقادیر ضرایب به‌دست آمده مشاهده می‌شود که دو متغیر تولید و شاخص سطح تجارت اثر به مراتب بیشتری بر عرضه صادرات دارند، به گونه‌ای که کشش عرضه صادرات نسبت به متغیرهای نرخ ارز و نسبت قیمت داخلی و قیمت جهانی کمتر از ۰/۱ است حال آنکه کشش عرضه صادرات نسبت به متغیرهای تولید و شاخص سطح تجارت بین‌المللی به ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۸۰ است.

تأثیرگذاری قابل ملاحظه آزادسازی بر عرضه صادرات پسته می‌تواند از مشارکت فعال این محصول در عرضه جهانی و ماهیت تجاری آن حاصل شود. براین اساس با توسعه و تولید و عرضه پسته می‌توان نقش ارز آوری پسته را تقویت کرد. البته افزایش تولید داخل به افزایش قیمت تولیدکننده بستگی دارد.

به کمک متغیرهای مستقل موجود در تابع برآورد شده بیش از ۹۹ درصد از تغییرات در عرضه پسته قابل برآورد است. معنی‌داری آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد، نشان دهنده مطلوب بودن مدل برآورد شده است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

آزادسازی عرضه، صادرات پسته را به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. از این رو پیشنهاد می‌شود در زمینه افزایش تولید این محصول و کاهش موانع موجود در امر صادرات اقدامات مؤثری صورت گیرد.

با توجه به اینکه آزادسازی بر تقاضای پسته اثر منفی دارد و باعث کاهش عرضه داخلی می‌شود بنابراین لازم است تا از طریق سیاستهای مناسب از کاهش رفاه مصرف‌کنندگان جلوگیری شود.

در جریان آزادسازی، تولید محصولات باغی نظیر پسته به دلیل ماهیت خاص خود پس از مدت زمان نسبتاً طولانی به تغییرات به‌وجود آمده در شرایط اقتصادی پاسخ می‌دهند، بنابراین سیاستهای افزایش تولید باید همگام با برنامه‌ریزی مدون و با ملاحظات

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

متعدد دیگری نظیر توسعه شبکه حمل و نقل و کاهش موانع موجود در راه صادرات صورت گیرد.

منابع

الف) فارسی

بخشوده، محمد (۱۳۸۰)، "پیش‌بینی تأثیرات حذف دخالت دولت از بازار گندم"، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۵، صص ۱۶۱ -۱۷۶.

سلامی، حبیب اله (۱۳۷۹)، "اثرات پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی"، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد.

گجراتی، دامودار (۱۳۷۷)، مبانی اقتصادسنجی، جلد دوم، چاپ دوم، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

گیلان‌پور، امید (۱۳۷۶)، "آزاد سازی تجاری در بازار برنج ایران، مدل تعادل جزیی"، مجله علوم کشاورزی ایران، شماره ۱۸.

نوری، کیامرث و سعید یزدانی (۱۳۷۹)، "جهانی شدن اقتصاد و اثرات آن بر بخش کشاورزی ایران (مطالعه موردی برنج و خرما)"، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد.

ب) انگلیسی

Arndt, S. W. (1996), "Globalization and Trade: A Symposium", *The World Economy*, London.

Nawazish, A. (1998), "Globalization, Its Impact on the Economics of OIC Countries and the Role of the Private Sector", *Journal of Economic Cooperation Among Islam Countries*, Vol. 19.

Pesaran, M. H. and B. Pesaran (1997), *Working with Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Sedighi, H. R., K. A. Lawler and A. V. Katos (2000), *Econometrics: A Practical Approach*, Rutledge Press, London.

Seshamani, V. (1999), "The Impact of Market Liberalisation on Food Security in Zambia", *Food Policy*, Vol. 23, No. 6, pp. 539-551.

World Bank (1998), *International Financial Statistics*, Washington D C.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]