

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^{*}، مجید رضا 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 ۱۳۵۹-۱۳۸۴ بررسی شده است. در مورد عرضه داخلی نتایج مطالعه نشان می‌دهد که روابط بلندمدت به دست آمده در مجموع از نظر آماری حائز اهمیت است اما تغییرات هیچ یک از متغیرهای به کار رفته در مدل بلندمدت نظیر تغییر شاخص سطح تجاري 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

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 نظری 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 به وجود 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. پیشنه تحقیق

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

نتیجه این مطالعه نشان داد که حذف دخالت دولت باعث کاهش مخارج دولت و واردات می شود. 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 مصرف کننده منتهی می شود و در نهایت رفاه اجتماعی افزایش می یابد. مطالعات مختلفی نیز در خارج از کشور صورت گرفته که می توان به مواردی از آنها اشاره کرد.

سیامانی^۱ (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 به وجود 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 می شود (نوری و یزدانی، ۱۳۷۹):

$$X = f(PD / PW, Y, ER, PR) \quad (1)$$

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 به منظور 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

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

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.

۳-۲. تابع تقاضای داخلی

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

$$D = f(P, PS, Y) \quad (۳)$$

که در آن P قیمت خرده‌فروشی محصول مورد نظر، PS قیمت محصولات مرتبط، Y درآمد مصرف کنندگان است. پیش‌بینی می‌شود ضرایب متغیرهای قیمت محصول مورد نظر و قیمت محصول مکمل، منفی و قیمت محصول جانشین و درآمد، مثبت باشد. برای اندازه‌گیری جهانی شدن 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:

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

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، به عبارت 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 عمدۀ فروشی، سطح زیرکشت و نرخ حمایت اسمی می‌باشد. همچنین به منظور تعقیب آثار آزادسازی، شاخص سطح تجارت بین‌المللی نیز پس از محاسبه به متغیرهای یادشده اضافه می‌شود.

۴. روش شناسی مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده^۱ (ARDL)

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 نظری خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمین‌های به دست آمده از آنها ناریب و کارا خواهد بود. (صدقی و همکاران، ۲۰۰۰)

مدل ARDL تعمیم یافته را می‌توان به این صورت نوشت:

$$\alpha(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, P)x_{it} + u_t \quad , \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (5)$$

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

$$L^j y_i = y_{t-j} \quad (6)$$

بنابراین

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha L^1 - \dots - \alpha_p L^p, \quad (7)$$

$$\beta_i(L, q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + \beta_{iq}L^q$$

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:

$$y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p}, \quad x_{i,t} = x_{i,t-1} = \dots = x_{i,t-q} \quad (8)$$

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

$$\begin{aligned} y &= \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, P)} \\ \beta_i &= \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)} = \frac{\sum_{j=1}^q \beta_i}{\alpha(1, p)} \quad , \quad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1, p)} \end{aligned} \quad (9)$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به این صورت نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \Delta \hat{\alpha}_0 - \sum_{j=1}^p \hat{\alpha}_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_{i,0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} \quad (10) \\ &\quad - \alpha(1, p) ECT_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

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

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل است و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورده شده هستند. $\alpha(1, p)$ ضریب جزء تصحیح خطای که سرعت تعديل 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 به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود.

(صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰)

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 y + \sum_{t=1}^n b_{iy} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iy} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iy} \Delta z_{t-i} + \\ &\quad \gamma_1 y y_{t-1} + \gamma_2 y x_{t-1} + \gamma_3 y z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= a_{ox} + \sum_{t=1}^n b_{ix} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{ix} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{ix} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1x} y_{t-1} + \\ &\quad \gamma_{2x} x_{t-1} + \gamma_{3x} z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta z_t &= a_{oz} + \sum_{t=1}^n b_{iz} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iz} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iz} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1z} y_{t-1} + \\ &\quad \gamma_{2z} x_{t-1} + \gamma_{3z} z_{t-1} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}$$

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:

$$H_0 = \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = 0 \quad (12)$$

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 وجود یا نبود جزء عرض از مبدأ و روند در مدل.

برای تصمیم‌گیری در مورد رد یا رد نکردن فرضیات صفر، سری از مقادیر بحرانی توسط پسaran و پسaran (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^۱ یا

1. Akaike Information Criterion

شوارتر^۱ تعیین می‌شود و سپس در گام دوم، مدل انتخابی به وسیله حداقل مربعات مورد تخمین قرار می‌گیرد.

۵. بحث و نتایج

۱-۵.تابع عرضه داخلی پسته

ابتدا نتایج بررسی ایستایی متغیرها به کمک آزمون دیکی فولر^۲ 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.^۳ البته متغیر نرخ حمایت نیز با توجه به در نظر گرفتن اثر شکست ساختاری (به صورت تغییر شیب) به کمک متغیر موہومی 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 عمده فروشی
ایستا در سطح بستگی به در نظر گرفتن متغیر موہومی تغییر شیب برای سالهای پس از ۱۳۶۳ دارد.	I(0)			
ایستا با یک‌بار تفاضل‌گیری و با توجه به متغیر موہومی سال ۱۳۷۶	I(1)	عرضه پسته	S	
ایستا در سطح زیرکشت	I(0)		A	
ایستا در سطح نرخ حمایت اسمی	I(0)		NP	
ایستا در سطح شاخص سطح تجارت بین‌المللی	I(0)		LIT	

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به وجود متغیرهایی با مرتبه ایستایی (۰) I و (۱) I 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 نبود 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:

$$H^0: \beta_3 = \beta_6 = \beta_9 = \beta_{12} = \beta_{16} = \beta_{17} = 0 \quad (13)$$

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

جهانی شدن و آثار آن بر عرضه و تقاضای داخلی و صادرات پسته ... ۹۱

H1: حداقل یکی از ضرایب یادشده مخالف صفر است.

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد مقادیر ضرایب β_9 و β_{17} مخالف صفر است. به این ترتیب H_0 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)

t آماره	خطای معیار	ضرایب	نام متغیر
۶/۲۵	۲۵۶۱۶/۸	β_0	عرض از مبدأ C
۳/۱۶	۰/۰۸۳۹	β_1	عرضه با یک وقفه S(-۱)
۶/۴۵	۰/۰۹۱۵	β_2	عرضه با دو وقفه S(-۲)
۲/۵۷	۰/۱۵۴۸	β_3	سطح زیر کشت A
-۵/۹۳	۰/۰۹۹	β_4	سطح زیر کشت با یک وقفه A(-۱)
۰/۵۴	۰/۰۹۳	β_5	سطح زیر کشت با دو وقفه A(-۲)
۰/۶۱۹۶	۰/۸۱۸	β_6	قیمت تولید کننده پسته PP
۷/۹۸	۲/۳۸۳	β_7	قیمت تولید کننده پسته با یک وقفه PP(-۱)
-۰/۵۸	۱/۹۶۱	β_8	قیمت تولید کننده پسته با دو وقفه PP(-۲)
-۸/۰۳	۴۹۹۹/۷	β_9	شاخص سطح تجارت بین‌المللی LIT
۵/۵۱	۱۰۴۲۲/۳	β_{10}	شاخص سطح تجارت بین‌المللی با یک وقفه LIT(-۱)
۸/۷۳	۵۳۷۸/۴	β_{11}	شاخص سطح تجارت بین‌المللی با دو وقفه LIT(-۲)
۴/۴۴	۶۶۹۱	β_{12}	نرخ حمایت اسمی NP
۱/۲۱	۶۳۴۱/۴	β_{13}	نرخ حمایت اسمی با یک وقفه NP(-۱)
۸/۴۴	۱۰۹۰۹/۶	β_{14}	نرخ حمایت اسمی با دو وقفه NP(-۲)
-۶/۳۴	۷۹۲۹/۲	β_{15}	رونده زمانی T
۵/۰۹	۸۱۷۰/۵	β_{16}	متغیر موهومی D۶۳
-۲۵	۴۲۵۵/۹	β_{17}	متغیر موهومی D۷۶
DW	R'	F	آماره‌ها
۲/۴	۰/۹۹۸	۶۹۱/۵۰	

مأخذ: نتایج تحقیق

* و ** به ترتیب معنی دار در سطوح ۱۰ و ۵ درصد

ضرایب رابطه بلندمدت میان عرضه داخلی پسته و متغیرهای سطح زیر کشت، قیمت عمده فروشی، نرخ حمایت اسمی و شاخص سطح تجارت بین المللی 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	t آماره
عرض از مبدأ	۱۵۰۹۴۳۱	۲۴۵۰۴۳۲	۰/۶۱
سطح زیر کشت	۰/۱۶	۱/۰۵	۰/۱۵
قیمت تولید کننده پسته	۱۲۱/۱۴	۱۹۷/۰۸	۰/۶۱
شاخص سطح تجارت بین المللی	۶۰۰۵۵۳/۷	۱۰۷۵۲۲۵	۰/۵۶
نرخ حمایت اسمی	-۵۱۵۰۷۵/۵	۹۵۳۷۹۳/۴	-۰/۵۴
متغیر موهومی	۳۹۲۲۴۹/۸	۶۵۳۵۵۴/۷	۰/۶
رونده زمانی	-۴۷۴۰۰۶/۹	-۸۱۳۱۳۰/۳	-۰/۰۵
متغیر موهومی	-۱۰۳۲۳۵	۱۶۶۴۴/۸۵	-۶/۲

مأخذ: نتایج تحقیق

البته به رغم 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 معنی دار نیست. به این معنی که در بلندمدت هیچ یک از متغیرهای در نظر گرفته شده اثر معنی داری بر روی عرضه داخلی پسته ندارند اما مجموع آثار آنها در برگیرنده یک رابطه بلندمدت و تأثیرگذار بر عرضه داخلی پسته است. به جز متغیر نرخ حمایت که منفی بودن آن عدم حمایت از تولید کنندگان پسته را نشان می دهد، 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 شمرده‌ی و تولید، مدت زمان زیادی لازم است و افزایش تولید، به دنبال برخی پدیده‌ها مانند آزادسازی ممکن است پس از زمان نسبتاً طولانی به وقوع بپیوندد.

جهانی شدن و آثار آن بر عرضه و تقاضای داخلی و صادرات پسته ... ۹۳

با توجه به تأثیرگذار نبودن معنی دار متغیرهای مستقل در بلندمدت پیش بینی می شود تغییرات در عرضه پسته از تغییرات کوتاه مدت این متغیرها حاصل شود. به این ترتیب رابطه کوتاه مدت میان عرضه داخلی پسته و متغیرهای مستقل بررسی شده است. نتایج این بررسی در جدول (۴) مشاهده می شود.

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

نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره <i>t</i>
عرض از مبدأ	۱۶۰۲۴۵/۶	۲۵۶۱۶/۸	۶/۲۵
تفاضل مرتبه اول عرضه	-۰/۵۹**	۰/۰۹	-۶/۵۵
تفاضل مرتبه اول سطح زیر کشت	۰/۵۵**	۰/۱۵	۳/۶۶
تفاضل مرتبه دوم سطح زیر کشت	-۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۵
تفاضل مرتبه اول قیمت پسته	۵۱**	۰/۸۲	۱۲۱/۹۵
تفاضل مرتبه دوم قیمت پسته	۱/۱۵	۱/۹۶	۰/۰۸
تفاضل مرتبه اول شاخص سطح تجارت	-۴۰۱۹۵/۲***	۴۹۹۹/۷	-۸/۰۴
تفاضل مرتبه دوم شاخص سطح تجارت	-۴۶۹۹۴۴***	۵۳۷۸/۴	-۸/۷۳
تفاضل مرتبه اول نرخ حمایت اسمی	۲۹۷۴۸/۱***	۶۶۹۱	۴/۴۴
تفاضل مرتبه دوم نرخ حمایت اسمی	۹۲۱۳۱/۸***	۱۰۹۰۹/۶	۸/۴۴
تفاضل متغیر موهومی	۴۱۶۴۰/۲***	۸۱۷۰/۵	۵/۰۹
تفاضل روند نهایی	-۵۰۳۲۱/۹***	۷۹۲۹/۹	-۶/۳۴
تفاضل مرتبه اول متغیر موهومی	-۱۰۹۵۹۷/۲***	۴۲۵۵/۹	-۲۵/۷۵
جزء تصحیح خطای	-۰/۱۱	۰/۱۷	-۰/۶۴
آماره ها	<i>R</i>	<i>F</i>	<i>DW</i>
	۰/۹۹۸	۷۲۲/۴۲***	۲/۵

مأخذ: یافته های تحقیق

* و ** به ترتیب معنی دار در سطوح ۱۰ و ۵ درصد

به جز وقفه دوم متغیرهای سطح زیر کشت و قیمت عمده فروشی پسته، سایر متغیرها در کوتاه مدت اثر معنی داری بر عرضه پسته دارند. متغیر نرخ حمایت در کوتاه مدت اثر مثبت بر عرضه پسته دارد.

آزادسازی در کوتاه‌مدت برخلاف بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر عرضه پسته دارد. اثر منفی کوتاه‌مدت آزادسازی بر عرضه داخلی می‌تواند به دلیل 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 به دنبال داشته باشد. ضریب جزء تصحیح خطابرابر -0.106 است، به این معنی که انحرافهای کوتاه‌مدت عرضه پسته از مسیر عرضه بلندمدت طی یک دوره ۱۰ ساله تعدیل خواهد شد. به عبارت 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 باگی است که تغییر در عرضه (تولید) آن نیازمند زمان نسبتاً طولانی است تا حدودی مبتنی بر انتظار است. مدل برآزش شده از قدرت خوبی برای تعقیب تغییرات عرضه داخلی پسته برخوردار است، به گونه‌ای که متغیرهای به کار رفته بیش از ۹۹ درصد از تغییرات در عرضه داخلی پسته را می‌توانند تبیین کنند. آماره F نیز معنی‌داری فوق العاده بالای مدل برآزش شده را نشان می‌دهد.

۵-۲. 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. به دلیل 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 تفاضل گیری 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.

جهانی شدن و آثار آن بر عرضه و تقاضای داخلی و صادرات پسته ... ۹۵

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

t آماره	خطای معیار	ضرایب	نام متغیر
۳/۸	۲۴۵۲۶/۵	β_0	عرض از مبدأ C
-۳/۶۲	۰/۲۲۵۶	β_1	تقاضای داخلی با یک وقفه D(-۱)
-۲/۸	۰/۲۰۸۸	β_2	تقاضای داخلی با دو وقفه D(-۲)
۰/۳۳	۱۰۲/۳۲	β_3	شاخص قیمت خردهفروشی PP خشکبار
-۰/۲۲	۸۶/۵۲	β_4	شاخص قیمت خردهفروشی PP(-۱) خشکبار با یک وقفه
-۲/۶۹	۱۱۳/۲۵	β_5	شاخص قیمت خردهفروشی PP(-۲) خشکبار با دو وقفه
۳/۳۳	۳/۸۹	β_6	درآمد ملی ایران GNP
-۲/۹۴	۲۵۳۲۶/۵	β_7	شاخص سطح تجارت بین‌المللی LIT
-۱/۸۳	۲۳۹۲۵/۵	β_8	شاخص سطح تجارت بین‌المللی LIT(-۱) با یک وقفه
۱/۲۲	۶۱۵۱/۴	β_9	روند زمانی T
۰/۰۰۳	۸۹۹۳	β_{10}	متغیر موہومی DV2
DW	R'	F	
۲/۱۵	۰/۸۷۴	۱۲/۸۵***	آماره‌ها

مأخذ: نتایج تحقیق

* و ** به ترتیب معنی دار در سطوح ۵ و ۱ درصد

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

$$H_0: \beta_3 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_{10} = 0 \quad (14)$$

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 معنی داری دارند. علاوه بر این آماره F به دست آمده نیز به طور معنی داری بالاتر از آماره پیشنهادی پسران و پسران (۱۹۹۷) در این زمینه است. به این

ترتیب می‌توان عنوان کرد که در بلندمدت تقاضای داخلی پسته متاثر 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 (۲,۰,۱)

نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	T آماره
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
D72 متغیر موهومی	۱۳/۸۲	۳۸۱۲	۰/۰۰۳

مأخذ: نتایج تحقیق

* و ** به ترتیب معنی دار 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 به دنبال آن از طریق افزایش شدید قیمت داخل در بلندمدت می‌تواند زمینه کاهش تقاضای داخلی را فراهم آورد. البته براساس داده‌های موجود طی دوره ۱۳۵۹-۱۳۸۴ 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، به گونه‌ای 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.

جدول ۷. نتایج حاصل از رابطه کوتاه مدت تقاضای داخلی پسته (۱، ۰، ۲، ۲، ARDL)

نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	t آماره
تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۹۳۲۴۹***	۲۴۵۲۴/۵	۳/۸
تفاضل مرتبه اول تقاضای داخلی	۰/۵۶***	۰/۲۱	۲/۶۶
تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت خشکبار	۳۶/۹۲	۱۲/۳۲	۳/۰۷
تفاضل مرتبه دوم شاخص قیمت خشکبار	۳۰۰/۸۹***	۱۱۳/۲۶	۲/۶۹
تفاضل مرتبه اول درآمد ملی ایران	۱۰/۳۷***	۳/۸۹	۳/۳۳
تفاضل مرتبه اول شاخص سطح تجارت بینالمللی	-۷۴۶۱۹/۸***	۲۵۳۲۶/۵	-۲/۹۴
تفاضل روند زمانی	۷۵۳۲/۵	۶۱۵۱/۴	۱/۱۶
تفاضل مرتبه اول متغیر موهومی	۳۲/۵۹	۸۹۹۳	۰/۰۰۳
جزء تصحیح خطأ	-۲/۳۶	۰/۳۹	-۶/۰۵
آماره‌ها	F	R ^۲	DW
	۱۸/۱۱	۰/۸۸۸	۲/۱۵

مأخذ: نتایج تحقیق

* معنی دار در سطح ۵ درصد

در کوتاه مدت به جز متغیر تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت و متغیرهای روند زمانی و موهومی $DV72$ سایر متغیرها اثر معنی دار بر تقاضای داخلی پسته دارند. آزادسازی در کوتاه مدت نیز باعث کاهش تقاضای داخلی می شود. به این ترتیب پیش‌بینی می شود با وقوع آزادسازی، تقاضای داخلی پسته در طول زمان روند کاهشی داشته باشد. ضریب جز تصحیح خطأ نیز نشان دهنده آن است که طی یک سال، انحراف تقاضای داخلی کوتاه مدت از روند بلند مدت آن تعدیل خواهد شد، یعنی مصرف کنندگان به تغییرات به وقوع پیوسته در بازار پسته طی یک سال واکنش نشان خواهند داد.

از سوی دیگر پیش‌بینی می شود با افزایش درآمد مصرف کنندگان، تقاضای آنها افزایش یابد. البته از نظر مقدار مطلق ضرایب به دست آمده، ضریب متغیر شاخص سطح تجارت بینالمللی به طور قابل ملاحظه‌ای بالاتر از سایر ضرایب است. متغیر تفاضل مرتبه اول تقاضا نیز اثر معنی داری بر تقاضای پسته در هر دوره دارد. به این معنی که افزایش مقدار مصرف در هر دوره می تواند اثر مجددی بر افزایش تقاضا داشته باشد. بر این اساس

می‌توان گفت که مصرف کنندگان 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 برآذش شده را نشان می‌دهد.

۳-۵. تابع عرضه صادرات پسته

براساس مباحث نظری، عرضه صادرات پسته به صورت تابعی متأثر از تولید داخل، نرخ ارز، نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی، همچنین متغیر نشان دهنده آثار آزادسازی و شاخص سطح تجارت بین‌المللی در نظر گرفته 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 موهومند برای سال ۱۳۷۶ به صورت ایستا درآمد. با توجه به قدرت توضیح دهنده‌گی بالا و معنی‌داری ضرایب، تابع عرضه به صورت 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
عرض از مبدأ	-۰/۲۷	۱/۱۲	-۰/۲۴
لگاریتم تولید سال قبل	۰/۹۳***	۰/۰۶	۱۵/۵
لگاریتم شاخص سطح تجارت	۰/۸۱***	۰/۰۲	۴۰
لگاریتم نرخ ارز	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۵
لگاریتم نسبت قیمت داخل به قیمت جهانی	-۰/۰۹*	۰/۰۵	-۱/۸
متغیر موهومند	-۰/۰۱	۰/۰۲	-۰/۵
آماره‌ها	F	R'	DW
مأخذ: نتایج تحقیق	۱۶۷۳***	۰/۹۹۸	۱/۵۹

* و *** معنی‌دار در سطوح ۱۰ و ۱ درصد

جهانی شدن و آثار آن بر عرضه و تقاضای داخلی و صادرات پسته ... ۹۹

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 حالی که با افزایش تولید داخل، میزان صادرات به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد. با وقوع آزادسازی پیش‌بینی می‌شود صادرات پسته افزایش یابد. براساس مقادیر ضرایب به دست 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 تولید کننده بستگی دارد.

به کمک متغیرهای مستقل موجود درتابع برآورد شده بیش از ۹۹ درصد از تغیرات 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 مصرف کنندگان جلوگیری شود.

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

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، حبیب‌الله (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، جاپ 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.