بررسی اثر نرخ ارز مؤثر واقعی بر صادرات کشمش ایران

ابوالقاسم برقندان[1] شهرام آرین‌مهر[2,*] حامد شهرکی[3]

چکیده

افزایش دستوری نرخ ارز ممکن است همواره موجب ارتقاء صادرات غیرنفتی نگردد و صادرات کالاهای مختلف نسبت به این نرخ، واکنش‌های متفاوتی داشته باشند. از این رو، در این مطالعه تلاش شده است تا اثر نرخ مؤثر واقعی ارز بر صادرات کشمش ایران مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور، با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، تابع عرضه صادرات محصول کشمش ایران مورد برآورد قرار گرفت. اطلاعات مورد نیاز این مطالعه برای دوره زمانی 1386-1353 از سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آماری صندوق بین‌المللی پول، سازمان غذا و کشاورزی ملل متحد و نشریات مختلف بانک مرکزی به‌دست آمد. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ موثر واقعی ارز، درآمد کشورهای واردکننده و تولید داخلی بر صادرات کشمش اثر مثبت داشته اما نسبت شاخص قیمت داخلی به شاخص قیمت جهانی کشمش بر صادرات این محصول بی‌اثر بوده است.

واژه‌های کلیدی: نرخ مؤثر واقعی ارز، صادرات، کشمش، ایران.

طبقه‌بندی ***JEL***: $f31$.

1- کارشناس ارشد اقتصادکشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت، باشگاه پژوهشگران جوان، مرودشت، ایران.
a.barghandan@yahoo.com

2- دانشجوی کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر، باشگاه پژوهشگران جوان، خمینی شهر، ایران.

* نویسنده مسئول: sh.arianmehr@yahoo.com

3- دانشجوی کارشناسی ارشد علوم سیاسی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
shahrakihamed@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

1- مقدمه

تجارت خارجی ایران با صادرات تک محصولی و وابستگی شدید به درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت شناخته می‌شود. از زمان پیدایش نفت در ایران تا به امروز، سهم صادرات این محصول از کل صادرات رو به افزایش بوده است [7]. اما با توجه به نوسانات و عدم اطمینان در تحقق درآمدهای نفتی، امروزه گسترش صادرات غیرنفتی به عنوان یک ضرورت انکار ناپذیر مطرح است. از سوی دیگر، اعتقاد بر این است که بخش کشاورزی در ایران با توجه به وسعت سرزمین و تنوع آب و هوایی، از پتانسیل بالایی در عرصه بازارهای جهانی برخوردار است. بنابراین با تکیه بر توانایی‌های این بخش، می‌توان به گسترش صادرات غیرنفتی امید داشت.

یکی از مشکلات اساسی که به ویژه در سال‌های اخیر گریبانگیر اقتصاد ایران بوده، تورم است. در این میان اگر قیمت ارزهای خارجی نیز مانند قیمت سایر کالاها افزایش نیابد، بایستی منتظر عواقب قیمت‌گذاری بیش از اندازه پول ملی باشیم. این امر می‌تواند مکانیسم قیمت‌های نسبی و بازار را در تخصیص منابع کشور مختل نموده و از طرف دیگر، خالی شدن سریع ذخایر ارزی بانک مرکزی را در پی داشته باشد. ضمن اینکه در این شرایط، کسری تراز پرداخت‌های خارجی امری بدیهی خواهد بود. از این رو، طی سال‌های مزبور، همواره شاهد افزایش‌های مکرر نرخ‌های ارز موثر در صادرات و واردات بوده‌ایم و مسئولین برای ارتقاء صادرات غیرنفتی سعی کرده‌اند تا نرخ ارز را افزایش دهند. اما سوالی که می‌تواند مطرح شود این است که آیا افزایش نرخ ارز باعث افزایش صادرات غیرنفتی می‌گردد؟ در این مطالعه تلاش می‌شود تا به این پرسش در مورد یکی از محصولات کشاورزی ایران (کشمش) پاسخ داده شود.

در مطالعات مختلف به بررسی اثرات نرخ ارز بر عملکرد اقتصادی پرداخته شده است. در مطالعه هژبرکیانی و نیک اقبالی (1379) به منظور بررسی متغیرهای کمی موثر بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی، از مدل نورالسلام و سابرامانیان استفاده شد. نتایج این بررسی نشان داد که انحراف نرخ واقعی ارز نسبت به مسیر تعادلی بلندمدت آن، نوسانات نرخ واقعی ارز و فشار تقاضای داخلی برای کالاهای قابل صدور، بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی اثر منفی و قیمت نسبی محصولات صادراتی کشاورزی، تغییرات ناگهانی در تولیدات کشاورزی و پیشرفت‌های فنی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی اثر مثبت دارند. شهام (1381) به مطالعه اثرات نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد که عامل مهم در صادرات محصولات کشاورزی ایران، درآمد و شاخص هزینه زندگی در کشورهای واردکننده است. اعمال سیاست

Archive of SID

www.SID.ir

ترجیحی- رقابتی، پیمان‌سپاری ارزی و نرخ ارز در بازار آزاد، از جمله سیاست‌های ارزی و تجاری تاثیرگذار بر صادرات کشاورزی می‌باشند. علاوه بر این، اعمال نرخ ترجیحی و سیستم‌های چندنرخی ارز، اثر معنی‌داری بر رشد صادرات بخش کشاورزی ندارد. ترکمانی و طرازکار (1384) اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز را بر قیمت صادراتی پسته ایران مطالعه نمودند. آن‌ها در این تحقیق از معادله قیمت صادرات که از شرط حداکثر کردن سود بنگاه انحصاری استخراج شده، استفاده کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت مهمترین عامل موثر بر قیمت صادراتی پسته ایران است. افزون بر آن، قیمت صادراتی پسته تحت تاثیر مقدار صادرات این محصول نیز قرار دارد. به علاوه، رابطه میان تولید داخلی و قیمت صادراتی پسته در کوتاه مدت، منفی و معنی دار ارزیابی شد. کرمی و زیبایی (1387) اثر نوسان‌پذیری نرخ ارز را بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که نوسان‌پذیری نرخ ارز، دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات پسته و خرما به کشورهای مختلف می‌باشد، لذا در رابطه با سیاستهای تجاری محصولات کشاورزی به کشورهای مختلف، می‌باید به تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز در رابطه با کشور هدف، توجه خاص داشت. احسانی و همکاران (1388) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز موزون واقعی را بر صادرات غیرنفتی ایران مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه، جهت کمی کردن بی‌ثباتی نرخ ارز از دو شاخص انحراف معیار شرطی و انحراف معیار میانگین متحرک استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی مثبت است اما بی‌ثباتی این نرخ بر صادرات غیرنفتی تاثیر منفی دارد. الپر و کولشرشتا (1995) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی برای اقتصاد کانادا به شبیه سازی اثرات قیمتی، مقداری و درآمدی تغییرات نرخ ارز بر بخش کشاورزی کانادا از طریق شوک دادن به نرخ ارز تحت سناریوهای مختلف پرداختند. نتایج به دست آمده نشان داد که تغییرات نرخ ارز اثرات مهمی بر کشاورزی کانادا دارد. این اثرات را می‌توان به‌طور خلاصه به‌صورت نوسان در قیمت‌ها، محصولات بخشی، درآمد عوامل و درآمد خانوارهای کشاورز، بیان نمود. کاهش ارزش دلار می‌تواند سبب تغییر در قیمت‌های نسبی بخش‌های کشاورزی و غیرکشاورزی در اقتصاد این کشور و بهبود رابطه مبادله به نفع بخش کشاورزی شود. علاوه بر این، نتایج مدل تعادل عمومی مشخص کرد که تمامی بخش‌های کشاورزی از کاهش نرخ ارز سود خواهند برد، اما این اثرات در بخش‌های مختلف اقتصاد کاملا متفاوت است. در نهایت این مطالعه نشان داد که تغییرات سیاست‌های کلان اقتصادی و سیاست‌های مربوط به نرخ ارز ممکن است یکی از دلایل بی‌ثباتی قیمت‌ها و درآمدهای کشاورزی در کانادا باشند. بولکسجو و بونگیورنو (2006) اثرات نرخ ارز را بر تجارت محصولات جنگل‌های بین‌المللی

Archive of SID

www.SID.ir

مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت صادرات نسبت به نرخ ارز کشش بالایی دارد در حالی که کشش واردات نسبت به نرخ ارز معتدل است. در بلندمدت، کشش صادرات و واردات کاهش می‌یابد اما همچنان معنی‌دار است. یازیچی (2008) با بررسی و مقایسه واکنش تراز تجاری سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن در کشور ترکیه، به تغییرات نرخ ارز، نشان داد که واکنش هر سه این بخش‌ها به‌کاهش ارزش پول داخلی، به صورت سیکلی از افزایش- کاهش- افزایش بوده است. اما، علیرغم واکنش یکسان این سه بخش به تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت، واکنش بلندمدت یا کلی این بخش‌ها متفاوت بود، به این ترتیب که در حالی که تراز تجاری صنعت و معدن در نتیجه کاهش ارزش پول داخلی در بلندمدت بهبود یافت اما تراز تجاری کشاورزی واکنشی منفی داشت.

2- مواد و روش‌ها

نرخ ارز موثر واقعی عبارت است از شاخص موزون نرخ ارز واقعی که وزنه‌های شاخص، حجم معاملات با طرف‌های تجاری و رقبای کشور هستند. رابطه‌ای که از آن برای محاسبه شاخص نرخ موثر واقعی ارز استفاده می‌شود به‌صورت زیر تعریف می‌شود [7]:

$$REER_t = \frac{\sum_{i=1}^{m} W_{it} E_{it} P_{it}^{*}}{P_t} \qquad (1)$$

که در آن، P_{it}^{*}: شاخص قیمت در کشور i، P_t: شاخص قیمت‌ها در ایران، E_{it}: نرخ ارز بین کشور i و ایران (که به‌صورت تعداد ریال به ازاء واحد پول خارجی تعریف شده است) و W_{it}: وزن کشور i در شاخص می‌باشد. برای محاسبه نرخ‌های دوطرفه ارز (E_{it}) از روابط اسعار ($E_{it} = E_t^{US} \,.\, E_{it}^{US}$) استفاده می‌گردد که در آن E_t^{US}: تعداد ریال به ازاء هر دلار امریکا و E_{it}^{US}: نرخ ارز محاسبه شده میان دلار امریکا و واحد پول کشور i (که به‌صورت تعداد دلار امریکا به ازاء واحد پول کشور iام محاسبه شده) است. برای شاخص قیمت‌های ایران و کشورهای طرف تجاری، از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده می‌شود. جهت محاسبه وزن کشور i در شاخص (W_{it}) از نسبت واردات از کشور iام در کل واردات ایران استفاده می‌گردد.

تابع صادرات محصولات کشاورزی در حالت کلی به‌صورت زیر بیان می شود [9] و [8]):

$$X = f\left(\frac{P_d}{P_w}, Y, EER, PRO\right) \qquad (2)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن، $\frac{P_d}{P_w}$: نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی، Y: درآمد کشورهای واردکننده، EER: نرخ ارز مؤثر واقعی و PRO: تولید داخلی محصول مورد نظر می‌باشد.فرم اقتصادسنجی مدل عرضه صادرات در مورد محصول کشمش به صورت زیر می‌باشد:

$$LXR = \beta_\circ - \beta_1 L(\frac{P_{DR}}{P_{WR}}) + \beta_2 LY + \beta_3 LREER + \beta_4 LPROR + u \qquad (3)$$

که در آن، LXR: لگاریتم مقدار صادرات کشمش ایران، P_{DR}: و P_{WR}: به ترتیب قیمت‌های داخلی و قیمت جهانی کشمش، LY: لگاریتم میانگین وزنی تولید ناخالص داخلی چهار کشور اصلی واردکننده کشمش (شامل امارات متحده عربی، روسیه، اوکراین و آلمان)، $LREER$: لگاریتم نرخ ارز مؤثر واقعی و $LPROR$: لگاریتم تولید داخلی کشمش می‌باشند.

روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[1]: به‌طور کلی روش‌هایی مانند انگل - گرنجر، در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سر و کار دارند، به‌دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. چرا که برآوردهای حاصل از آن بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود [10]. به‌همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور کلی، الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه زیر وارد شود:

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (4)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه زیر در نظر بگیرد:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)\,X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (5)$$

الگوی فوق، یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نام دارد، که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^p \qquad (6)$$

$$b_i(L,q_i) = b_i + b_{i1}L + \ldots + b_{iq}L^q \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (7)$$

که در آن، L: عملگر وقفه و w: برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است.

1- *Autoregressive Distributed Lag method (ARDL)*

Archive of SID

www.SID.ir

معادله باید برای تمامی حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد شود. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک[1]، شوارز - بیزین[2]، حنان - کوئین[3] و یا ضریب تعیین تعدیل شده، یکی از معادلات انتخاب می‌شود [3]. پسران و شین (1995) در مورد تصریح وقفه‌های الگو، به کارگیری معیار اطلاعاتی شوارز - بیزین را پیشنهاد می‌کنند. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\phi}(L,p)} = \frac{\hat{b}_{i\circ}+\hat{b}_{i1}+\ldots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-\ldots-\hat{\phi}_p} \qquad i=1,2,\ldots,k \tag{8}$$

حال برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_\circ : \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 \geq \circ$$
$$H_a : \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 < \circ \tag{9}$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است. چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}_i}} \tag{10}$$

اگر قدر مطلق t به‌دست آمده، از قدر مطلق مقادیر ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود [3].

1- *Akaike Information Criterion (AIC)*
2- *Schwarz – Baysian Criterion (SBC)*
3- *Hannan – Quinn Criterion (HQC)*

Archive of SID

www.SID.ir

روش دیگر جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت، استفاده از روش ارائه شده توسط پسران و همکاران (1996) است. در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F، برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا، مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور، غیراستاندارد است. پسران و پسران (1997) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و اینکه مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمامی متغیرها ایستا هستند و دیگری بر این اساس که همگی غیرایستا (با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده) می‌باشند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار بگیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. چنانچه F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند [3].

مزیت بسیار مهم روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، در بین روش‌های همجمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد می‌باشد. به عبارت دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه صفر و یک نیست [3].

اطلاعات مورد نیاز این مطالعه برای دوره زمانی 1386-1353 از سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آماری صندوق بین‌المللی پول، سازمان غذا و کشاورزی ملل متحد و نشریات مختلف بانک مرکزی به دست آمد.

3- نتایج و بحث

نخستین مرحله در برآورد یک الگوی سری زمانی، بررسی ایستایی[1] متغیرهای آن الگوست. بطور کلی هر سری زمانی هنگامی ایستای از نوع ضعیف نامیده می شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. به منظور بررسی ایستایی سری‌های زمانی این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[2] استفاده شد که نتایج آن در جدول 1 ارائه شده است.

1- *Stationary*
2 - *Augmented Dickey-Fuller test (ADF)*

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 1- آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (*ADF*) برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	آماره *ADF*	آماره مک کینون			درجه هم‌انباشتگی
		%1	%5	%10	
LXR	-4/37 **	-3/73	-2/99	-2/63	$I(1)$
$L(\frac{P_{DR}}{P_{WR}})$	-7/12 *	-4/33	-3/58	-3/22	$I(\circ)$
LY	-3/69 **	-4/37	-3/60	-3/23	$I(1)$
LREER	-4/72 **	-3/71	-2/98	-2/62	$I(1)$
LPROR	-6/12 **	-3/71	-2/98	-2/62	$I(1)$

* و ** به ترتیب نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که به جز لگاریتم نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی کشمش، سایر متغیرهای مورد بررسی، در سطح ایستا نیستند. بنابراین، با توجه به اینکه در الگوی (3) ترکیبی از متغیرهای $I(\circ)$ و $I(1)$ وجود دارد، باید با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه همجمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده [14] استفاده شد. نتایج تفضیلی حاصل از برآورد ضرایب مدل در جدول (2) مشاهده می شود.

جدول 2- نتایج تفضیلی حاصل از برآورد ضرایب مدل به روش *ARDL(1,0,0,0,1)*.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LXR (-1)	0/16 *	0/09	1/79	0/085
$L(\frac{P_{DR}}{P_{WR}})$	-0/005	0/07	-0/08	0/937
LY	0/13 *	0/06	2/06	0/054
LREER	0/30 **	0/11	2/65	0/013
LPROR	0/33 **	0/14	2/27	0/031
LPROR (-1)	0/02 **	0/00	2/45	0/025
C	-0/28	0/17	-1/64	0/102
F = 742/22	$\overline{R}^2$ = %90		R^2 = %91	

- ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح 1%، 5% و 10% را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جهت حصول اطمینان از برقراری فروض کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس) می‌توان از آماره‌های تشخیص استفاده نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول 3 ارائه شده است.

جدول 3- نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص.

فروض کلاسیک	آزمون LM		آزمون F	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند	0/77	0/380	0/62	0/438
آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی	2/77	0/098	1/64	0/216
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند	0/20	0/902	-	-
آزمون واریانس ناهمسانی	0/79	0/373	0/76	0/388

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که در جدول (3) نشان داده شده است، با توجه به اینکه احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از 0/05 بیشتر می‌باشد، می‌توان از برقراری فروض کلاسیک در مدل اطمینان داشت.

حال بلافاصله بعد از تخمین پویا، باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. با توجه به اینکه مقدار قدر مطلق آماره محاسباتی (9/33-) از قدر مطلق مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (4/18-) بزرگتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که میان متغیرهای الگو، رابطه بلندمدت برقرار است.

علاوه بر آزمون فوق، جهت اطمینان از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو از آزمون F پسران و شین نیز استفاده شد که نتایج آن در جدول 4 گزارش شده است.

جدول 4- نتیجه حاصل از آزمون وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت.

آماره F محاسباتی	مرزهای مقادیر بحرانی برای آماره F در سطح اطمینان 95%	
	$I(\circ)$	$I(1)$
3/843	2/262	3/367

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که در این جدول مشخص است، با توجه به اینکه آماره F محاسباتی از حد بالای ارزش بحرانی بیشتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که میان متغیرهای الگو، رابطه بلندمدت برقرار است.

Archive of SID

www.SID.ir

پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، به ارائه ضرایب بلندمدت به دست آمده از تخمین مدل می‌پردازیم. این نتایج در جدول (5) گزارش شده است.

جدول 5- نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت به روش *ARDL(1,0,0,0,1)*.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
$L\left(\frac{P_{DR}}{P_{WR}}\right)$	-0/15	0/58	-0/26	0/791
LY	0/019 **	0/009	2/11	0/047
LREER	0/28 **	0/12	2/30	0/029
LPROR	0/58 ***	0/17	3/43	0/000
C	0/18	0/14	1/29	0/214

- ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح 1%، 5% و 10% را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این جدول نشان می‌دهد که در بلندمدت، متغیر نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی بر صادرات کشمش ایران اثر معنی‌داری ندارند. علت عدم اثرگذاری این عامل بر صادرات کشمش ایران، به ساختار بازار این محصول مربوط است. به این معنی که در بازار کشمش انحصار خرید وجود دارد. چهار خریدار عمده این محصول کشورهای امارات متحده عربی، روسیه، اوکراین و آلمان می‌باشند که 56% از سهم بازار را در اختیار دارند [5]. در نتیجه می‌توان گفت که قیمت کشمش به عنوان عامل اثرگذار در صادرات آن محسوب نمی‌شود. درآمد کشورهای واردکننده بر صادرات کشمش ایران اثر مثبت دارد. به این ترتیب که با 10% افزایش در درآمد کشورهای واردکننده میزان صادرات این محصول 0/19% افزایش می‌یابد. اما بیشترین اثر مربوط به متغیر تولید داخلی کشمش است که کشش عرضه صادرات نسبت به این متغیر 0/58 می‌باشد.

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردارند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند [10]. نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا[1] در جدول (6) قابل مشاهده است.

1- *Error Correction Model (ECM)*

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 6- نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
$dL\left(\frac{P_{DR}}{P_{WR}}\right)$	-0/005	0/07	-0/08	0/937
dLY	0/13 *	0/06	2/06	0/054
$dLREER$	0/30 **	0/11	2/65	0/013
$dLPROR$	0/33 **	0/14	2/27	0/031
dC	0/02 **	0/00	2/45	0/025
$dECT(-1)$	-0/39 **	0/17	-2/28	0/030

- ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح 1%، 5% و 10% را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که در جدول 6 نیز مشاهده می‌شود، نرخ ارز موثر واقعی، در کوتاه مدت نیز بر صادرات محصول کشمش ایران اثر مثبت خواهد داشت. افزون بر این، افزایش تولید داخلی کشمش و افزایش درآمد کشورهای واردکننده، در کوتاه‌مدت نیز بر صادرات این محصول کشاورزی اثر افزایشی دارند. ضریب تصحیح خطا برابر 0/39- به‌دست آمده است که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. بنابراین، چنانچه مدل از تعادل خارج شود، در هر دوره 39% از عدم تعادل، تعدیل شده و زمانی در حدود 3 سال طول می‌کشد تا مدل مجددا به تعادل برسد.

4- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که متغیر تولید، بیشترین تأثیر مثبت را بر صادرات کشمش دارد. از این‌رو توصیه می‌شود تا تولید این محصول از طریق افزایش سطح زیرکشت و نیز بهبود روش‌های تولید و فرآوری و نیز افزایش عملکرد در هکتار گسترش یابد. شاخص نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی، بر عرضه صادرات کشمش بی‌تاثیر بوده است که این امر به دلیل انحصار خرید در بازار این محصول می‌باشد. که جهت رفع این مشکل باید به متنوع سازی صادرات و ایجاد بازارهای جدید فروش اقدام نمود. نرخ موثر واقعی ارز بر عرضه صادرات کشمش اثر مثبت و معنی‌دار داشته است. به گونه‌ای که 10% افزایش در این نرخ، میزان صادرات کشمش ایران را 2/8% افزایش خواهد داد. بنابراین با افزایش نرخ موثر واقعی ارز، می‌توان به افزایش صادرات کشمش امید داشت؛ اما با توجه به اثرات متفاوت تغییرات نرخ ارز بر محصولات مختلف و اثرات نامطلوب تعیین نرخ ارز به صورت دستوری، توصیه می‌شود تا از سایر ابزارها جهت گسترش صادرات استفاده نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

احسانی، م.ع.، خان علی پور، ا. و عباسی، ج. (1388). اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، 9 (1 (پیاپی 32)): 34-13.

ترکمانی، ج. و طرازکار، م. ح. (1384). اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته: کاربرد روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (*ARDL*). فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، 49: 96-83.

تشکینی، ا. (1384). اقتصادسنجی کاربردی به کمک *Microfit*. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران. چاپ اول.

شهام، ش. (1381). بررسی اثرات نرخ ارز در سیستم نرخ ارز چندگانه بر صادرات و واردات بخش کشاورزی طی دوره 1379-1359. پایان‌نامه کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا (س).

شهیکی تاش، م. ن. (1382). بررسی ساختار بازار کالاهای صادراتی منتخب و تأثیر آن بر درآمد ارزی غیرنفتی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه تهران.

کرمی، ا. و زیبایی، م. (1387). اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف. پژوهشهای اقتصادی، 8 (3): 71-59.

گودرزی، ج. (1382). اثر نرخ موثر واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی (مطالعه موردی: فرش، پسته، خرما، کشمش، زعفران و خاویار). پایان نامه کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا.

محمدی، ح. و نقشینه فرد، م. (1385). اثرات آزادسازی تجاری بر عرضه، تقاضا، واردات و صادرات گندم و پسته در ایران. مجله علمی - پژوهشی علوم کشاورزی، 12: 33-27.

نوری، ک. و یزدانی، س. (1379). جهانی شدن اقتصاد و اثرات آن بر بخش کشاورزی ایران (مطالعه موردی: برنج و خرما). مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد.

نوفرستی، م. (1378). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران. خدمات فرهنگی رسا. چاپ دوم.

هژبرکیانی، ک. و نیک‌اقبالی، س. (1379). بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی. مجله تحقیقات اقتصادی، 56: 53-39.

Alper, G. H. and Kulshreshtha, S. N. 1995, Effects of real exchange rate changes on Canadian agriculture: A general equilibrium evaluation. Journal of Policy Modeling, 17 (6): 639-657.

Archive of SID

www.SID.ir

Bolkesjo, T. F. and Buongiorno, J. 2006, Short- and long-run exchange rate effects on forest product trade: Evidence from panel data. Journal of Forest Economics, 11(4): 205-221.

Pesaran, M.H. and Pesaran, B. 1997, Working with microfit 4.0: An introduction to econometrics. Oxford University Press.

Yazici, M. 2008, The exchange rate and the trade balances of Turkish agriculture, manufacturing and mining. Quality & Quantity, 42: 45-52.

Archive of SID

www.SID.ir