بررسی جایگاه شاخص قیمت نسبی در تجارت محصولات باغی ایران

سید محمد صادق زارع[1]، ابوذر روستا[2] و سلیمان کشاورزی[3]

چکیده

قیمت محصولات باغی همواره به عنوان یک عامل تعیین کننده در بازار کالاهای کشاورزی ایران مبنای اصلی اتخاذ سیاست های کلان بخش کشاورزی بوده است . در این حال نظام تجاری کشور نیز با توجه به ویژگی خاص خود یعنی اتکا به صادرات تک محصولی با نظام قیمت گذاری کالاها رابطه تنگاتنگی دارد. در این راستا تغییرات قیمت می تواند در افزایش یا کاهش حجم صادرات محصولات باغی نقش حیاتی ایفا نماید . تحقیق حاضر درصدد است با مطالعه عوامل موثر بر صادرات محصولات باغی ایران به بررسی اهمیت شاخص قیمت نسبی در نظام تجاری ایران بپردازد . با توجه به ویژگی خاص داده های مورد مطالعه و وجود رابطه همجمعی بین متغیرها جهت تخمین روابط بلندمدت و کوتاه مدت از مدل خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده شد. داده های مورد نیاز از پایگاه آماری سازمان خواربار وکشاورزی (FAO) و نشریه های مختلف بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ گردآوری شد. نتایج تحقیق نشان داد که تغییرات شاخص قیمت نسبی در کوتاه و بلندمدت مهمترین عامل موثر بر میزان صادرات محصولات باغی است. افزون بر آن، حجم تولید محصولات باغی در داخل کشور تاثیر مثبت ومعنی داری بر میزان صادرات دارد. با این حال، رابطه ی نرخ ارز در کوتاه مدت و بلند مدت با میزان صادرات منفی و معنی دار است.

طبقه بندی JEL : : C01 ,C22 ,C12 ,Q10

کلمات کلیدی : شاخص قیمت نسبی ، صادرات محصولات باغی ، روشARDL ، مدل تصحیح خطا (ECM)

مقدمه

تا قبل از دهه ۱۹۵۰ از دید اقتصاددانان توسعه، کشاورزی بعنوان عامل مهم در رشد اقتصادی مطرح نبود و اهمیت آن به تأمین نیروی کار ارزان، تأمین غذا و سرمایه به منظور رشد بخش صنعت محدود می‌شد. اما در دهه ۱۹۶۰ برخی از اقتصاددانان توسعه عنوان کردند که مواد غذایی می‌تواند با محدودتر نمودن عرضه کارگر در بخش غیرکشاورزی از طریق کاستن از کشش نامحدود آن رشد بخش غیرکشاورزی را متوقف نماید. از اینرو صاحبنظران نتیجه گرفتند که به منظور شتاب رشد بازار کشاورزی و تأمین نیاز بخش صنعت لازم است در بخش کشاورزی نیز سرمایه‌گذاری شود (ایکرو و استاتز، ۱۹۹۱).کشاورزی یکی از بخش های اصلی اقتصاد ایران

[1]. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت zaresadegh65@yahoo.com
[2]. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت abozarrosta2010@yahoo.com
[3]. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت adam_esmit_2009@hotmail.com

است که به سبب سهم آن در تولید ناخالص ملی به میزان ۲۳ درصد، در صادرات غیر نفتی معادل ۲۰ درصد و در تامین نیازهای غذایی به میزان ۷۵ درصد باید در سیاستهای تجاری مورد توجه خاصی قرار گیرد.

در این راستا یکی از عمده ترین دلایل پایین بودن میزان تولید و صادرات محصولات باغی را می توان وجود نوسانات قیمتی و نبود خریداران دائمی برای این محصولات برشمرد. وقتی به ارقام واردات کشورهای اروپایی مثل آلمان و فرانسه توجه می شود معلوم می گردد که محصولات باغی بازار بزرگی در جهان دارد. با توجه به اینکه تنوع گونه‌های محصولات باغی در ایران تقریباً ۳ برابر اروپاست لذا کشور ما می تواند به یکی از بزرگترین صادر کنندگان بخش کشاورزی در دنیا تبدیل شود و جایگاه مهمی در بازار جهانی به خود اختصاص دهد(ابراهیمی ، ۱۳۷۹). همچنین صادرات این بخش می تواند منبع بزرگی از درآمد ارزی برای کشور باشد. در این راستا تاثیر تغییرات شاخص قیمت نسبی می تواند یکی از راه حل های برون رفت از این رکود باشد. در مطالعه حاضر سعی شده است عوامل موثر بر صادرات محصولات باغی ایران مورد تحلیل قرار گیرد. قبل از طرح تئوری مورد استفاده در این پژوهش به ذکر برخی از مطالعات صورت گرفته در زمینه صادرات محصولات کشاورزی اشاره می شود: وار و والمر(۱۹۹۶) رابطه تقاضا برای صادرات روغن نارگیل فیلیپین را بررسی کردند. هدف اصلی مطالعه آنها بررسی نحوه تاثیر فیلیپین، به عنوان بزگترین صادرکننده روغن نارگیل، بر قیمت این محصول در سطح جهانی بود. نتایج مطالعه مبین این امر بود که فیلیپین در زمینه صادرات روغن نارگیل قیمت پذیر نمی باشد و این کشور توانسته است به عنوان یکی از مهمترین قطب های صادر کننده این محصول، در قیمت گذاری نقش مهم و اساسی ایفا نماید (War & Wollmer,1996).

متسون وهمکاران(۲۰۰۴)به این نتیجه رسیدند که عوامل موثر برصادرات گوشت گاو وخوک ازکانادا به آمریکا شامل نرخ ارز، تولید ، تفاوت قیمت کانادا-آمریکا و محدودیت تجاری در موافقتنامه آزاد تجاری کانادا-آمریکا در سال ۱۹۸۹ می باشد.

چیانگ، لی و وو در مطالعه ای تاثیر کاهش نرخ برابری دلار آمریکا در مقابل دلار تایوان بر قیمت صادرات این کشور بررسی کردند . در این تحقیق اثر نرخ ارز بر مقدار صادرات تایوان به امریکا و واردات این کشور از آمریکا بررسی شد . نتایج حاصل نشان داد که اثر تغییر نرخ ارز بر قیمت صادراتی در کوتاه مدت و بلندمدت معنیدار است (Cheung & et al. 1997).

نیک اقبالی(۱۳۷۸)، در مطالعه ای نشان داده است که شاخص قیمت نسبی عرضه ی صادرات کشاورزی، شوک ناشی از عرضه تولیدات کشاورزی، فشار تقاضای داخلی، انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی آن ، شاخص بی ثباتی نرخ ارز و روند زمانی بر عرضه صادرات محصولات باغی تاثیر معنی داری دانسته و در بین ضرایب برآورد شده، شوک عرضه یا تغییرات ناگهانی تولید محصولات باغی بیشترین تاثیر را دارد .

بریم نژاد و ترکمانی (۱۳۷۹)، از طریق تخمین همزمان توابع عرضه و تقاضای فرش ایران به روش مربعات سه مرحله ای تکراری به بررسی عوامل موثر بر صادرات فرش ایران در افق زمانی ۷۵-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه بیانگر کشش پذیر بودن قیمت عرضه صادرات فرش بود. همچنین متغیر درآمد نفتی تاثیر منفی و معنی داری بر عرضه صادرات فرش ایران داشت.

شرزه ای و قنبری(۱۳۷۹) با برآورد همزمان توابع عرضه و تقاضای پسته ، عوامل موثر بر صادرات این محصول را مطالعه کردند. نتایج تحقیق این پژوهشگران حاکی از آن بود که عرضه صادرات نسبت به تغییرات قیمت کشش پذیر می باشد. همچنین متغیرهای تولید و قیمت داخلی تاثیر مثبت و معنیداری بر عرضه صادرات پسته ایران داشتند.

خلیلیان و فرهادی در سال ۱۳۸۱ به بررسی عوامل موثر بر عرضه صادرات محصولات باغی ایران در افق زمانی ۷۱-۱۳۴۱ پرداختند. کشش های بدست آمده از رابطه دراز مدت بین متغیر های مدل بیانگر حساسیت بیشتر عرضه صادرات محصولات باغی نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی بود. این دو محقق همچنین معنی دار نشدن ضریب متغیر نرخ ارز را مبین بی تاثیر بودن تغییرات نرخ ارز بر صادرات محصولات باغی دانسته اند و در ادامه از طریق تخمین مدل تصحیح خطا به تشریح روابط کوتاه مدت بین متغیرها و تاثیر آنها بر متغیر عرضه صادرات پرداختند. نتایج این تخمین نشان داد که حدود ۶۲ درصد انحرافات متغیر ارزش صادرات محصولات باغی از مقادیر تعادلی درازمدت پس از یک دوره از بین می رود.

در مطالعه ای زیبایی و محمود زاده (۱۳۸۳) کوشیده اند تا ضمن بررسی روند تولید و صادرات جهانی پسته به بررسی عوامل موثر بر عرضه صادرات محصول پسته ایران بپردازند. نتایج تحقیق نشان داد که شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز و قیمت واقعی خرده فروشی پسته از موثرترین متغیرهای مورد مطالعه بر عرضه صادرات پسته ایران می باشد. نتایج دیگر مطالعه نشان داد که تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت و درازمدت تاثیر معنی داری بر عرضه صادرات پسته نداشته ولی ضریب متغیر قیمت خرده فروشی پسته در دراز مدت معنیدار و مثبت بوده است . همچنین نتایج حاصل از رابطه کوتاه مدت نشان می دهد که حدود ۵۸ درصد از انحرافات کوتاه مدت عرضه صادرات از مقدار تعادلی درازمدت آن طی یک دوره تعدیل می شود.

در این مطالعه با توجه به وجود انحصار در بازار صادرات محصولات باغی و تقاضای بالا برای واردات این محصولات بویژه در میان کشورهای اروپایی و اهمیت صادرات آن، عوامل موثر بر صادرات این محصولات از جمله نرخ ارز، درآمد ملی، میزان تولید داخلی محصولات باغی، تولید ناخالص داخلی(GDP)، اراضی زیر کشت محصولات باغی (بخش اعظم این اراضی بصورت کشت دیم می باشد) و شاخص قیمت نسبی (نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی)، مورد بررسی قرار گرفته است.

روش تحقیق

در این مطالعه جهت بررسی تاثیر نوسانات قیمت بر میزان صادرات محصولات باغی به تبعیت از مطالعه تامبی (۱۹۹۹) از تابع خطی عرضه صادرات زیر به دلیل توانایی این تابع در انعکاس رفتار عرضه کنندگان داخلی برای صادرات محصولات باغی، استفاده گردید:

$$EX_{it} = \alpha_0 + \beta_1 P_{it}^{c} + \beta_2 PR_{it} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 GDP_{it} + \beta_5 H_{it} + \beta_6 ER_{it} + \mu_{it} \qquad (۱)$$

که در آن EX مقدار صادرات محصول در سال t (برحسب تن)، PR مقدار تولید داخلی (برحسب تن) ،Y شاخص درآمد ملی، GDP تولید ناخالص داخلی ایران، H سطح زیر کشت، ER نرخ ارز و بالاخره P^c شاخص قیمت نسبی است که از تقسیم مقادیر قیمت صادراتی بر قیمت داخلی حاصل شده است. با توجه به اینکه حضور توأم متغیرهای قیمت داخلی و قیمت صادراتی در معادله فوق ممکن است منجر به همخطی چندگانه شود به همین دلیل برای رفع مشکل یاد شده این دو متغیر در قالب یک متغیر و بصورت شاخص قیمت نسبی(Pc) تعریف گردید. انتظار می رود که این متغیر اثر مثبت داشته باشد. همچنین طبق تئوری پیش بینی می شود که متغیر تولید داخلی (PR) ،اثر مثبت بر صادرات داشته باشد. نرخ ارز (ER) نیز با توجه به مطالعات انجام شده قاعدتا باید اثر مهمی بر صادرات داشته باشد . افزایش نرخ ارز به معنی کاهش قدرت خرید پول داخلی و کاهش نرخ ارز به معنی افزایش قدرت خرید پول رایج داخلی خواهد بود. در هر دو حالت فوق عامل نرخ ارز می تواند بطورکلی میزان صادرات را افزایش یا کاهش دهد. μ، جمله

خطای تصادفی است که طبق فرض دارای توزیع نرمال و تصادفی می باشد، همچنین این جمله دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است. در معادله فوق t بیانگر سال و i نشاندهنده کالا می‌باشد.

پس از تخمین مدل عرضه صادرات به منظور بدست آوردن نتایج همگن تر و اجتناب از تجزیه و تحلیل داده های نا اریب نخست باید مانایی (ایستایی) کلیه ی متغیرهای مدل بررسی شود. برای این مهم اغلب از آزمونهای دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته که کاربرد گسترده تری دارند استفاده می شود. در این راستا معمولا با متغیرهایی روبرو خواهیم شد که در سطح ایستا نخواهند بود که این متغیرها ناظر بر روابط بلندمدت می باشند و لازم است روابط متغیرهای دیگری نیز که قادرند تاثیر خود را در کوتاه مدت اعمال نمایند مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی مدل می توان از روش های همجمعی مثل روش انگل – گرنجر[1] و مدل های تصحیح خطا مانند مدل (ECM)[2] بهره گرفت. الگوهای تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۷). با توجه مطالعات گذشته می توان به نقایص و محدودیت های این دو مدل از جمله وجود اریب در نمونه های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری پی برد. لذا روشهای مناسبتری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که از جمله آن ها می توان به رهیافت ARDL3 اشاره نمود (H.M Pesaran & B.Pesaran, 1997) . مزیت عمده این استراتژی تخمین این است که می توان آن را بدون توجه به مانا بودن متغیرها در سطح و یا مانا بودن پس از یک بار تفاضل گیری بکار گرفت و این ویژگی منحصر به فرد سبب می شود تا با مشکل جداسازی متغیرها به دو دسته متغیرهای همجمع مانا در سطح و مانا پس از یک بار تفاضلگیری که در تحلیل همجمعی استاندارد اهمیت دارد ، مواجه نشویم (پسران و پسران ،۱۹۹۷۰) . همچنین این روش توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا می‌باشد و ضمناً به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمینهای به دست آمده از آنها نااریب و کارآ خواهند بود (سیدیکی، ۲۰۰۰). کلیه دلایل و شواهد فوق مبنای استفاده از الگوی ADRL در این پژوهش گردید . لازم به ذکر است کلیه مراحل تخمین و بررسی آزمونهای مربوط ، توسط بسته های نرم افزاری Eviews5 و Microfit 4.1 انجام شد . اطلاعات و داده های مورد نیاز این پژوهش ، برای دوره ی زمانی ۸۶-۱۳۵۳ از پایگاه آماری سازمان خواربار و کشاورزی (FAO) و نشریه های مختلف سازمان گمرک و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شد.

مدل ARDL تعمیم یافته[4] را بر اساس الگوی مطالعه حاضر می‌توان به صورت زیر نوشت :

$$(۲)\quad \alpha(L,p)EX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,p)X_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، EX_t عرضه صادرات و L عامل وقفه[5] می‌باشد که به صورت زیر تعریف می شود:

$$L^j EX_t = EX_{t-j} \qquad (۳)$$

[1] Engle Grenger
[2] Error Correction Model
[3] Auto Regressive Distributed Model
[4] Augmented Auto Regressive Distributed Lag (Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran & Shin (1998)).
[5] Lag Operator.

همچنین X_t بردار متغیرهای مستقل مورد استفاده در تابع عرضه صادرات است. بنابراین خواهیم داشت:

$$\alpha(L,p)=1-\alpha L^1-\ldots-\alpha_p L^p, \qquad \beta_i(L,q)=\beta_{i0}+\beta_{i1}L+\beta_{i2}L^2+\ldots+\beta_{iq}L_i^q \tag{۴}$$

X_{it} ، i امین متغیر مستقل می‌باشد. بر این اساس مدل پویای ARDL برای تابع عرضه صادرات محصولات باغی را می توان بصورت زیر محاسبه نمود :

$$\begin{aligned} EX_t = {} & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i PR_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i PR_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{f} \mu_i Y_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{g} \theta_i GDP_{i(t-i)} \\ & + \sum_{i=1}^{s} \varphi_i H_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{b} \delta_i ER_{i(t-i)} + \alpha_0 PR_{it} + \gamma_0 PR_{it} + \mu_0 Y_{it} + \theta_i GDP_{it} + \varphi_i H_{it} + \delta_i ER_{it} \\ & + u_{1t} \end{aligned} \tag{۵}$$

در این تابع k ، m ، n ، f ، g ، s و b به ترتیب وقفه های بهینه برای متغیر های Ex ، Pc ، PR ، Y ، GDP ، Ht و ER می باشند. برای تخمین رابطه بلند مدت بین متغیرها تئوری های مختلفی وجود دارد که در این مطالعه تنها یکی از آن ها مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. تئوری منتخب در این تحقیق از یک روش دو مرحله ای به نحو زیر استفاده می نماید : در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی آزمون می شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفرستی ،۱۳۷۸):

$$H_0: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \qquad H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} \tag{۶}$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی ، دولادو و مستر[1] در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد . اگر وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل اثبات شود. در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت صورت می پذیرد (نوفرستی ،۱۳۷۸). در بلند مدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$EX_t = EX_{t-1} = \ldots = EX_{t-p}, \qquad X_{i,t} = X_{i,t-1} = \ldots = X_{i,t-q} \tag{۷}$$

که در سمت راست رابطه آخری q عبارت از q امین وقفه مربوط به iامین متغیر می‌باشد. رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

[1] Banerjee, Dolado & Master

$$EX = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + v_i \qquad , \qquad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,\, p)} \tag{۸}$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,\, p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_i}{\alpha(1,\, p)} \qquad , \qquad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,\, p)} \tag{۹}$$

با توجه به مطالب فوق رابطه بلند مدت تابع عرضه صادرات محصولات باغی را می توان بصورت زیر نشان داد :

$$E_x = \rho_0 + \rho_1 P_t^e + \rho_2 PR_t + \rho_3 Y_t + \rho_4 GDP_t + \rho_5 H_t + \rho_6 ER_t + w_{2t} \tag{۱۰}$$

بدلیل وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، می بایست از مدل های تصحیح خطا نیز استفاده شود (نوفرستی ، ۱۳۷۸). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می توان بصورت رابطه زیر نوشت:

$$\Delta EX_t = \Delta\hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p} \hat{\alpha}_j \Delta EX_{t-j} + \sum_{i=0}^{k} \hat{\beta}_{i0} \Delta X_{it} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=2}^{q} \hat{\beta}_{i,t-j} \Delta X_{i,t-j} - \alpha(1,\, p) ECT_{t-1} + u_t \tag{۱۱}$$

در این رابطه Δ عملگر اولین تفاضل و $\hat{\alpha}_{j,t-j}$و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورد شده از معادله(۵) می‌باشند. $\alpha(1,\, p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) بصورت زیر می باشد :

$$ECT = EX_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k} \hat{\beta}_i X_{it} \tag{۱۲}$$

نتایج تحقیق

پس از تعیین مدل عرضه صادرات با استفاده از رابطه ی (۱ ، سپس این تابع با استفاده از روش همگرایی موسوم به ARDL برآورد گردید و با کمک گرفتن از روابط(۲) و (۳) به رابطه شماره (۵) که رابطه ی پویای مدل ARDL می باشد، تعمیم پیدا نمود. نتایج بدست آمده از برآورد مدل پویای عرضه صادرات محصولات باغی با کمک گرفتن از ضابطه ی شوارتز- بیزین(SBC) – بدلیل حجم نسبتا پایین نمونه- و با اعمال حداکثر ۲ وقفه موثر برای متغیرها ، در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول (۱) نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(۱و۲و۲و۲و۱و۱و۱)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
Ex(-۱) مقدار صادرات محصولات باغی با یک وقفه	-۰/۸۱۷	۰/۲۱۷	-۳/۷۶۱	[۰/۰۰۲]
C عرض از مبدا	-۳۸۵/۲۱۴	۳۴۴/۸۰۰	-۱/۱۱۷	[۰/۲۸۱]
ER نرخ ارز	-۰/۳۶۷	۰/۴۰۵	-۰/۹۰۷	[۰/۳۷۹]
ER (-۱) نرخ ارز با یک وقفه	-۲/۳۹۹	۰/۵۰۱	-۴/۷۸۰***	[۰/۰۰۰]
GDP تولید ناخالص داخلی	۰/۰۴۶	۰/۰۵۷	۰/۸۱۱	[۰/۴۳۰]
GDP (-۱) تولید ناخالص داخلی با یک وقفه	۰/۴۷۱	۰/۰۸۱	۵/۷۸۲***	[۰/۰۰۰]
Ht سطح زیر کشت	-۰/۰۶۹	۰/۰۴۵	-۱/۵۲۶	[۰/۱۴۸]
Ht (-۱) سطح زیر کشت با یک وقفه	-۰/۲۳۷	۰/۰۵۰	-۴/۶۶۵***	[۰/۰۰۰]
Ht (-۲) سطح زیر کشت با دو وقفه	-۰/۲۴۰	۰/۰۶۱	-۳/۹۲۵***	[۰/۰۰۱]
PR مقدار تولید داخلی	۰/۹۶۴	۰/۰۴۶	۲۰/۷۸۵***	[۰/۰۰۰]
PR (-۱) مقدار تولید داخلی با یک وقفه	۰/۰۱۲	۰/۲۲۰	۴/۵۸۲***	[۰/۰۰۰]
PR (-۲) مقدار تولید داخلی با دو وقفه	۰/۲۳۳	۰/۰۶۸	۳/۳۸۰***	[۰/۰۰۴]
Pc شاخص قیمت نسبی	۱۹۳/۸۲۸	۶۵/۵۶۶	۲/۹۵۶***	[۰/۰۱۰]
Pc (-۱) شاخص قیمت نسبی با یک وقفه	۱۷۷/۰۱۹	۸۶/۷۳۴	۲/۰۴۰**	[۰/۰۵۹]
Pc (-۲) شاخص قیمت نسبی با دو وقفه	۱۳۳/۸۵۵	۸۹/۹۲۱	۱/۴۸۸	[۰/۱۵۷]
Y درآمد ملی	-۰/۰۷۶	۰/۰۶۱	-۱/۲۳۶	[۰/۲۳۵]
Y(-۱) درآمد ملی با یک وقفه	-۰/۴۹۴	۰/۰۸۳	-۵/۸۹۰***	[۰/۰۰۰]
F =۳۸۰/۰۴	$\bar{R}^2$ = ٪۹۹		DW=۲/۴۴	

ماخذ: یافته‌های تحقیق . *و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و۵ و۱درصد است

یکی از رایج ترین موارد استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL، آزمون کردن وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست . همانطور که پیشتر بیان شد دو فرآیند کلی برا ی آزمون وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها وجود دارد. در این تحقیق برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از تئوری دو مرحله ای مذکور استفاده گردید.. برای این منظور ، با توجه به رابطه ی (۶) ، آماره مورد نیاز محاسبه گردید :

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} = \frac{-0/81-1}{0/21k-0/81} = -10/64$$

با مقایسه این مقدار با کمیت بحرانی ارئه شده توسط بنرجی ، دولادو و مستر (نوفرستی ، ۱۳۷۸) در سطح ۹۰درصد (-۳/۴۵) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها رد می شود و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار می گردد.

بر اساس ضابطه ی شوارتز – بیزین (SBC) یک وقفه بهینه برای متغیر مقدار صادرات محصولات باغی و برای سایر متغیرها وقفه بهینه یک و دو تعیین شده است. بر اساس رابطه (۸) نتایج حاصل از برآورد رابطه ی بلندمدت معادله عرضه صادرات ، که در قالب رابطه ی (۱۰) نشان داده شده ، در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول ۲ ، کلیه ضرایب برآورد شده مدل پویای ARDL به غیر از عرض از مبدا معادله ، از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار شده اند که گویای این واقعیت است که در بلندمدت همه متغیرها بر میزان صادرات محصولات باغی موثرند .

جدول (۲) نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل ARDL(۱و۲و۲و۲و۱و۱و۱)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
C عرض از مبدا	-۲۱۱/۹۸۹	۱۸۴/۴۰۰	-۱/۱۴۹	[۰/۲۶۸]
ER نرخ ارز	-۱/۵۲۲	۰/۲۱۲	-۷/۱۵۱***	[۰/۰۰۰]
GDP تولید ناخالص داخلی	۰/۲۸۵	۰/۰۱۶	۱۷/۲۳۱***	[۰/۰۰۰]
Ht سطح زیر کشت	-۰/۳۰۱	۰/۰۳۶	-۸/۲۰۹***	[۰/۰۰۰]
PR مقدار تولید داخلی	۱/۲۱۶	۰/۰۴۲	۲۸/۳۰۳***	[۰/۰۰۰]
Pc شاخص قیمت نسبی	۲۷۷/۷۴۵	۴۳/۸۹۷	۶/۳۲۷***	[۰/۰۰۰]
Y درآمد ملی	-۰/۳۱۴	۰/۱۷۷	-۱۷/۶۷۵***	[۰/۰۰۰]

ماخذ: یافته‌های تحقیق . *و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و۵ و۱درصد است

بر اساس نتایج بدست آمده، شاخص قیمت نسبی با میزان صادرات، با توجه به ضریب محاسبه شده (۲۷۷/۷۴۵+) ، رابطه مثبت دارد. بنابراین افزایش این شاخص، میزان صادرات محصولات باغی را بطور فزاینده ای افزایش می دهد. همچنین میزان تولید ناخالص داخلی و تولید بخش داخلی(بر حسب تن) به ترتیب با ضرایب (۰/۲۸۵+) و (۱/۲۱۶+) در بلند مدت با میزان صادرات رابطه مستقیم دارند. متغیرهای سطح زیر کشت، درآمد ملی و نرخ ارز نیز با ضرایب (۰/۳۰۱-) ، (۰/۳۱۴-) و (۱/۵۲۲-) در بلندمدت با میزان صادرات رابطه منفی و معنی داری دارند. وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل های تصحیح خطا را فراهم می نماید . الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان های کوتاه مدت متغیر ها را به مقادیر بلندمدت آن ها ارتباط می دهد. در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگویARDL بدست آمد ، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود(نوفرستی ، ۱۳۷۸). در همین راستا جهت بررسی روابط کوتاه مدت بین میزان صادرات و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا (ECM)، یعنی رابطه (۱۱) استفاده شد. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای تابع عرضه صادرات محصولات باغی در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
dc تفاضل مرتبه اول عرض از مبدا	-۳۸۵/۲۱۴	۳۴۴/۸۰۰	-۱/۱۱۷	[۰/۲۷۷]
dER تفاضل مرتبه اول نرخ ارز	-۰/۳۶۷	۰/۴۰۵	-۰/۹۰۷	[۰/۳۷۵]
dGDP تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی	۰/۰۴۶	۰/۰۵۷	۰/۸۱۱	[۰/۴۲۶]
d Ht تفاضل مرتبه اول سطح زیر کشت	-۰/۰۶۹	۰/۰۴۵	-۱/۵۲۶	[۰/۱۴۲]
dHt۱ تفاضل مرتبه دوم سطح زیر کشت	۰/۲۴۰	۰/۰۶۱	۳/۹۲۵***	[۰/۰۰۱]
d PR تفاضل مرتبه اول مقدار تولید داخلی	۰/۹۶۴	۰/۰۴۶	۲۰/۷۸۵***	[۰/۰۰۰]
d PR۱تفاضل مرتبه دوم مقدار تولید داخلی	-۰/۲۳۳	۰/۰۶۸	-۳/۳۸۰***	[۰/۰۰۳]
d Pc تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت نسبی	۱۹۳/۸۲۸	۶۵/۵۶۶	۲/۹۵۶***	[۰/۰۰۸]
dPc۱ تفاضل مرتبه دوم شاخص قیمت نسبی	-۱۳۳/۸۵۵	۸۹/۹۲۱	-۱/۴۸۸	[۰/۱۵۱]
Y تفاضل مرتبه اول درآمد ملی	-۰/۰۷۶	۰/۰۶۱	-۱/۲۳۶	[۰/۲۳۰]
(۱- ECTt) جزء تصحیح خطا	-۱/۸۱۷	۰/۲۱۷	-۸/۳۶۴***	[۰/۰۰۰]
F = ۴۸۰/۵۲۴	$\bar{R}^2$ = ٪۹۹		D.W = ۲/۴۴	

ماخذ: یافته‌های تحقیق . *و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و۵ و۱درصد است

با توجه به نتایج جدول ۳ ، از بین کلیه ضرایب تنها ضرایب متغیرهای شاخص قیمت نسبی در تفاضل مرتبه اول، سطح زیر کشت در تفاضل مرتبه دوم و تولید داخلی در هر دو مرحله تفاضل گیری معنی دار شده اند. بنابراین میزان صادرات محصولات باغی در کوتاه مدت، فقط با سه متغیر نامبرده رابطه معنی داری دارد . ضریب جمله تصحیح خطا (۱- ECTt)، که توسط رابطه ی (۱۲) برآورد شد، از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار و علامت آن همانطور که انتظار می رفت، منفی شد. مقدار آماره ی این ضریب برابر با ۱/۸۱- محاسبه شد و بیانگر این موضوع است که ۱۸۱ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر میزان صادرات محصولات باغی از مقادیر تعادلی(بلندمدت) پس از گذشت یک دوره معادل ۱/۸ سال از بین می رود. بنابراین می توان گفت که سرعت تعدیل در مدل انتخابی بسیار بالا و مطلوب است و می توان به تاثیر سیاستها در کوتاه مدت بسیارخوش بین بود.

بحث و نتیجه گیری

بر اساس نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت معادله ARDL ، صادرات محصولات باغی نسبت به تغییرات شاخص قیمت نسبی حساسیت بیشتری در مقایسه با بقیه متغیرهای مدل از خود نشان می دهد. این واقعیت بدین معنی است که چنانچه میزان این شاخص که نشاندهنده ی نسبت قیمت صادراتی به قیمت داخلی محصولات باغی است، یک واحد افزایش یابد میزان صادرات ۲۷۷/۷۴ واحد افزایش خواهد یافت. بنابراین رشد صادرات محصولات باغی همسو با نوسانات قیمتی این محصولات در داخل و خارج از کشور است. هر عاملی که باعث شود این نسبت تغییر کند می تواند میزان صادرات را به شدت دچار نوسان سازد. با توجه به رابطه مثبت بین میزان صادرات و شاخص قیمت نسبی، افزایش قیمت صادراتی منجر به افزایش میزان صادرات و از طرفی افزایش در قیمت داخلی به

دلیل حضور در مخرج کسر می تواند میزان صادرات را به شدت کاهش دهد. از این موضوع می توان چنین نتیجه گرفت که با افزایش قیمت داخلی تولید کنندگان یا درواقع همان تامین کنندگان عرضه صادرات، بدلیل سود آوری بیشتر در فروش در بازارهای داخلی از میزان عرضه محصول خود به بخش صادرات می کاهند. این واقعیت می تواند رابطه منفی بین نرخ ارز و میزان صادرات در بلند مدت را نیز توجیه نماید. پیرامون رابطه منفی بین نرخ ارز و میزان صادرات دو دیدگاه متفاوت در لحاظ کردن نرخ ارز در تصمیمات آتی وجود دارد . یکی دیدگاه مربوط به عرضه کنندگان و دیگری دیدگاه تولید کنندگان محصولات باغی. گروه عرضه کننده محصولات باغی به بازارهای خارجی می بایست تغییرات نرخ ارز را به تولید کنندگان منعکس نمایند تا آنها با توجه به تقاضای داخلی تصمیم به افزایش یا کاهش عرضه محصول خود به بخش صادرات نمایند. در کوتاه مدت نیز متغیر شاخص قیمت نسبی با مقدار کششی معادل (۱۹۳/۸۲۸) موثرترین عامل در میزان صادرات بوده است. این موضوع مؤید آن است که شاخص قیمت نسبی می تواند به عنوان مهمترین ابزار دولت در اتخاذ سیاستهای راهبردی در بلندمدت و کوتاه مدت در جهت افزایش صادرات محصولات باغی باشد .

در بلندمدت صادرات محصولات باغی نسبت به میزان تولید داخلی کشش پذیر است. میزان این کشش حدود ۱/۲۱+ می باشد. علامت این کشش نمایانگر رابطه مثبت و مستقیم بین ارزش صادرات محصولات باغی و میزان تولید بخش داخلی است. بطوریکه افزایش به میزان یک تن در تولید محصولات باغی، صادرات این محصولات را به میزان ۱/۲۱ درصد افزایش می دهد. این واقعیت گویای این موضوع است که افزایش در تولید محصولات باغی می تواند بر کمیت وکیفیت صادرات بیافزاید. افزایش تولید منوط به افزایش سطح زیر کشت و افزایش امکانات تولید می باشد اما با توجه به رابطه منفی بین میزان صادرات و سطح زیر کشت و کم کشش بودن ضریب این متغیر نسبت به سایر ضرایب معادله (۰/۳-) لذا با افزایش سطح زیر کشت نمی توان به اهداف بلندمدتی همچون افزایش تولید و افزایش میزان صادرات رسید. کم کشش بودن صادرات نسبت به تغییرات سطح زیر کشت به دلیل انعطاف پذیری کم عرضه این بخش می باشد. بنابراین می توان با بالابردن سطح تکنولوژی میزان تولید بالاتری در واحد سطح انجام داد .

پیشنهادات

با توجه به اینکه میزان صادرات محصولات باغی نسبت به تغییرات قیمت نسبی در مقایسه با سایر متغیرهای مدل حساسیت بیشتری دارد لذا، بکارگیری سیاست تثبیت قیمت می تواند یکی از مهمترین عوامل موثر بر ثبات میزان صادرات، هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت باشد. با توجه به تاثیر مستقیم قیمت جهانی بر میزان صادرات، می توان با ارائه خدمات مناسب و دادن تسهیلات ویژه به صادرکنندگان از یک سو درآمد آنها را افزایش داد و از سوی دیگر جایگاه ایران را در بین صادرکنندگان محصولات باغی ارتقا داد. نوسانات قیمتی را می توان از بعد دیگری نیز بررسی کرد. همانطور که بیان شد قیمت جهانی رابطه مستقیم با میزان صادرات دارد. با توجه به تعریف قیمت نسبی در مطالعه حاضر قیمت داخلی در مخرج کسر عبارت قیمت نسبی قرار گرفته است، بدین معنی که تغییرات قیمت داخلی با میزان صادرات رابطه معکوس دارد . با کاهش قیمت داخلی فرآورده های حاصل از محصولات باغی، تولید کننده برای کسب سود بیشتر این محصولات را با قیمت بالاتر به صادرکننده عرضه می نماید. در این راستا پیشنهاد می گردد که تولید کننده با نظارت مستقیم متخصصین بازاریابی قیمت محصولات خود را به گونه ای تعدیل کند که بازار داخلی با مازاد تقاضا روبرو نشود و از سوی دیگر صادرکننده نیز قادر به تأمین نیازهای صادراتی خود باشد.

یکی دیگر از عوامل تاثیر گذار بر میزان صادرات (در کوتاه مدت و بلندمدت) حجم تولید بخش داخلی است. در این راستا با برگزاری دوره های آموزشی و ترویجی و آشنایی کشاورزان با الگوی کشت محصولات باغی، بادر نظر گرفتن این حقیقت که بخشی از تولیدات محصولات باغی بصورت دیم و بصورت خودرویشی صورت می پذیرد، با تکثیر و اصلاح نهال و انتقال آن به مزرعه می توان میزان

عملکرد این دسته از محصولات را بالابرد. در این راستا اعطای یارانه های بخش کشاورزی و کمکهای مالی از طرف دولت و بخش خصوصی، کشاورزان را تشویق می نماید. همچنین در صورت نبود زمینهای کافی جهت کشت برخی محصولات، کاربرد تکنولوژی های جدید در مراحل مختلف کاشت ، داشت و برداشت می تواند به افزایش تولید کمک کند .

علاوه بر عوامل ذکر شده که می توانند در کوتاه مدت یا بلندمدت بر میزان صادرات اثر گذار باشند می توان به ریسک پذیری دو بخش تولید کننده و صادرکننده اشاره نمود. بازاریابی محصولات باغی از عوامل دیگری است که نقش مهمی در میزان صادرات این محصولات دارد. اگر یک صادرکننده بتواند بازارهای هدف را بخوبی شناسایی نماید می تواند علاوه بر صادرات بیشتر، می تواند بر قیمت جهانی اثر گذار باشد واین امر منجر به سود آوری بیشتر خواهد شد. راهکارهای دیگری نیز می توان در راستای افزایش میزان صادرات محصولات باغی ارائه داد که از جمله آن می توان به اعطای جایزه صادراتی به صادرکنندگان محصولات باغی اشاره نمود که این خود می تواند باعث تشویق کشاورزان به تولید بیشتر شود. نکته دیگری که در مورد صادرات محصولات باغی می بایست به آن اشاره نمود وضعیت بسته‌بندی بسیار نامناسب برخی از محصولات است که می بایست توجه بیشتری به نوع بسته بندی و توزیع آن ها شود.

منابع

۱. ابراهیمی ، ع . (۱۳۷۹) ،جایگاه اقتصاد محصولات باغی در ایران و جهان ، همایش بین المللی طب سنتی و مقررات پزشکی ، تهران.

۲.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ، گزارش اقتصادی و ترازنامه ، سالهای مختلف .

۳.بریم نژاد، و و ج.ترکمانی (۱۳۷۹) ، تحلیل اقتصادی عوامل مؤثر بر صادرات فرش ایران، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران :۵۹۵-۵۷۱ .

۴. خلیلیان، ص . و ع. فرهادی (۱۳۸۱) ، بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران ، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، شماره ۳۹ ، ص: ۸۴-۷۱ .

۵. شاه‌ولی، ا .(۱۳۸۳). بررسی اثرات برخی از سیاستهای پولی و مالی دولت بر ارزش افزوده. سرمایه‌گذاری و صادرات بخش کشاورزی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی. دانشگاه شیراز.

۶.شرزه ای، غ . و ر. قنبری (۱۳۷۹) ، برآورد توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران : ۶۶۶-۶۴۴ .

۷. محمود زاده، م . و م. زیبایی (۱۳۸۳) ، بررسی عوامل موثر بر صادرات پسته ایران: یک تحلیل همجمعی ، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، شماره ۴۶ ، ص : ۱۵۸-۱۳۷ .

۸ . مرکز آمار ایران. آمارنامه قیمت محصولات باغی ، سال‌های مختلف. تهران.

۹. معاونت طرح و برنامه گمرک ، سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران(واردات) ، دفتر آمار و خدمات ماشینی ، سالهای ۸۶-۱۳۵۹ .

۱۰. نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. چاپ اول. انتشارات رسا.

۱۱. نیک اقبالی ، س. (۱۳۷۸) ، بررسی اثر نوسانات نرخ ارز و انحرافات نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی آن بر عرضه صادرات محصولات باغی ، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد ، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی ، دانشگاه شهید بهشتی .

12. Pesaran, M.H. and B. Pesaran. 1997. Working with Microfit 4.0. Oxford Univ.Press, England.
13. Siddiky, J, U. (2000), Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, Applied Economics, 32: 1977-1984.
14. FAO, Food and Agriculture Organization. http://www.fao.org .
15. War, P. AND F. Wollmer (1996). The demand for LCD exports of primary commodities: The case of Philippines, Australian Journal of Agricultural Economics, Vol. 40, NO. 1: 37 – 49.
16. Cheung, F.K., M.L. Lee and Y. Wu (1997), Endogenous export prices and the Taiwan – US trade imbalance, Applied Economics, 29: 23 – 31.
17. Mattson, J. W., Wachenheim, C.J., Koo, W.W. and T.A.Petry (2004). "Canadian exports of livestock and meat to the United States", Center for Agricultural Policy and Trade Studies Department of Agribusiness and Applied Economics North Dakota State University Fargo, North Dakota 5105-5636.
18. Tambi, N. E. (1999). Co-integration and error correction modeling of agricultural export supply in Cameron, Journal of Agricultural Economic, 20(1):57-67.

Examine the relative price index, trade garden products in Iran

Seyad mohammad sadeg zare[1], Abozar rosta[2]& Soleyman keshavarzi[3]

Abstarct

Horticultural products has always been a determining factor in the market for agricultural products of Iran's agricultural sector has been the main basis of macro policies.In this regard, changes in price can increase or decrease the volume of horticultural exports will play a vital role. This research is aimed at studying the factors affecting the export of horticultural products to Iran to investigate the relative price index trading system in Iran. The special feature of the data to estimate relationships between variables studied and the relationship Hmjmy long and short description of your model with wide intervals (ARDL) was used. Required data from the base of the Food Agriculture Organization (FAO) and various publications of the Central Bank for the period 1386-1353 was compiled. The results showed that short-and long-term changes in the relative price index, the most important factor affecting exports of horticultural products. Moreover, the volume of horticultural produce positive and significant impact on the country's exports. However, the exchange rate in the short term and long-term relationship with exports is negative and significant.

Classification JEL: C01 _C22 _C12 _Q10:

Keywords: relative price index, export of horticultural products, the ARDL, error correction model (ECM)

[1]G raduate student in agricultural economics, Islamic azad University Marvdasht zaresadegh65@yahoo.com
[2] .m.sc. in agricultural economics, Islamic azad University Marvdasht abozarrosta2010@yahoo.com
[3] ..m.sc. in agricultural economics, Islamic azad University Marvdasht adam_esmit2009@hotmail.com