Archive of SID

اقتصاد وکشاورزی/ جلد ۲/ شماره ۱/ صفحات ۱۷۱-۱۵۳

بررسی عوامل مؤثر بر عرضه‌ی صادرات محصولات باغی ایران: مطالعه موردی بادام، خرما و سیب

تاریخ دریافت: ۸۶/۲/۳۰ تاریخ پذیرش: ۸۶/۹/۶

زکریا فرج زاده و ارکیده شاه ولی*

چکیده

این مطالعه با هدف تعیین نقش عوامل مؤثر بر صادرات محصولات باغی شامل بادام، خرما و سیب صورت گرفت. بدین منظور با استفاده از تحلیل هم‌جمعی موسوم به ARDL نقش عوامل یادشده در بلندمدت و کوتاه‌مدت ارزیابی شد. دوره‌ی مورد مطالعه سال‌های ۸۳-۱۳۶۲ می‌باشد. بر اساس نتایج، در بلندمدت متغیر تولید داخلی و نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر عرضه صادرات بادام دارند. در حالی که نرخ ارز در درازمدت اثر منفی، اما فاقد اهمیت آماری بر روند صادرات بادام دارد. در کوتاه‌مدت نیز تنها متغیر تولید داخلی می‌تواند صادرات بادام را تحت تأثیر قرار دهد. صادرات محصول خرما در کوتاه و بلندمدت تحت تأثیر نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی و نرخ ارز می‌باشد که متغیر قیمت اثر مثبت و نرخ ارز اثر منفی دارد، اما تولید داخلی اثر معنی‌داری بر صادرات آن ندارد. صادرات سیب در بلندمدت تنها متأثر از تولید داخلی بوده ولی اثر متغیرهای مورد استفاده در کوتاه‌مدت بر صادرات این محصول معنی‌دار نمی‌باشد. در مورد همه‌ی محصولات مورد مطالعه در بلندمدت نرخ ارز اثر معنی‌داری بر صادرات نداشته است.

کلید واژه‌ها: بادام، خرما، سیب، صادرات، ایران

* دانشجوی دکتری و فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.
e-mail: zakaeiafarajzadeh@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

پیشگفتار

مشارکت مطلوب بخش کشاورزی در زمینه‌ی ارزآوری و تجارت می‌تواند این بخش را به عنوان موتور رشد مطرح نماید. در میان زیربخش‌های کشاورزی بخش باغبانی سهم بالایی را از ارزش صادرات را در اختیار دارد. به گونه‌ای که در سال ۱۳۸۱، ۷۸/٤ درصد از ارزش صادراتی بخش کشاورزی را تشکیل داده است (جهاد کشاورزی، ۱۳۸۱). در پی وابستگی شدید به صادرات نفت که نوسانات قیمت آن می‌تواند بر روند توسعه اثر نابهینه‌ای داشته باشد، گسترش صادرات غیر نفتی و از آن جمله محصولات کشاورزی به گونه‌ی خاص بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است.

در میان محصولات صادراتی بخش کشاورزی محصولاتی همچون سیب، خرما و بادام از جمله محصولات باغی هستند که از نظر تولید و صادرات در میان محصولات باغی جایگاه ویژه‌ای دارند. (عزیزی و یزدانی، ۱۳۸۳). جدول (۱) میانگین رشد تولید، عملکرد و صادرات این محصولات را در دوره‌ی مورد مطالعه (۸۳-۱۳٦۲) نشان می‌دهد. تولید بادام با وجود نوسان‌های اندک در طی دوره‌ی مزبور به طور میانگین سالانه ٤/۹ درصد رشد داشته که ناشی از رشد سطح زیرکشت بوده است. رشد عملکرد این محصول منفی بوده و به طور میانگین سالانه ۱/۸ درصد کاهش نشان می‌دهد. صادرات آن نیز رشد چندانی نداشته و تنها در سال‌های میانی دوره مورد مطالعه رشد داشته و در پایان دوره میزان صادرات از ابتدای دوره کمتر بوده است. تولید خرما به طور میانگین سالانه ٤/٤ درصد و صادرات آن سالانه ۲۲ درصد رشد داشته است. تولید داخلی سیب با وجود نوسان‌های اندک، از روند صعودی برخوردار بوده و دوره‌ی منتخب به طور میانگین ۵ درصد و صادرات آن سالانه ۳٦ درصد رشد داشته است.

جدول (۱) رشد تولید، عملکرد، سطح‌زیرکشت و صادرات بادام، خرما و سیب طی دوره ۸۳-۱۳٦۲ (درصد)

محصول	تولید	عملکرد	سطح زیرکشت	صادرات
بادام	٤/۹	-۱/۸	٦/۷	-
خرما	٤/٤	۲/۲	۲/۲	۲۲
سیب	۵	۳/۵	۱/۵	۳٦

مأخذ: مرکز آمار ایران (سال‌های گوناگون)

www.SID.ir

Archive of SID

از جمله عوامل مؤثر بر صادرات که در مطالعات متعدد به آن پرداخته شده، نرخ ارز است. نتایج مطالعه سرور و اندرسون (۱۹۹۰) نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر تقاضای صادرات سویا در آمریکا دارد.یافته‌های موکرجی (۱۹۹۷) نشان داد که میزان صادرات کشاورزی هند نسبت به نرخ ارز واقعی حساس می‌باشد. نتایج مطالعه قطمیری و خاوری (۱۳۷۹)، نیز نشان داد که صادرات محصولات کشاورزی با انحراف نرخ واقعی ارز رابطه‌ی منفی، ولی نرخ ارز تأثیر مثبت بر روی صادرات دارد. همچنین، در مطالعه‌ی باقری و چیذری (۱۳۷۹) که بر روی صادرات فرش انجام گردید، مشخص گردیده که نرخ ارز بر صادرات این کالا تاثیر مثبت دارد. نتایج بدست آمده از مطالعه خسروی و ترکمانی (۱۳۷۹) نیز حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت بین نرخ مبادله‌ی ارز با صادرات می‌باشد. روی هم رفته از مجموع این مطالعات می توان این گونه استنباط کرد که اتخاذ سیاست‌های مطلوب ارزی و کاهش نوسان‌های آن می‌تواند به افزایش صادرات محصولات کشاورزی منجر شود. مطالعات متعدد دیگر نیز در ادبیات صادرات وجود دارد که به تبیین نقش عوامل مؤثر بر صادرات پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش سرور و اندرسون (۱۹۹۰) نشان داد که قیمت کالا، درآمد، تولید و قیمت محصولات رقیب اثر معنی‌داری بر صادرات سویای آمریکا دارد. داس (۱۹۹۱)، دریافت که تولید داخلی قهوه در هند بر صادرات قهوه تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. همچنین، متسون و همکاران (۲۰۰٤) به این نتیجه رسیدند که عامل‌های کارآمد بر صادرات گوشت گاو وخوک از کانادا به آمریکا، نرخ ارز، تولید، تفاوت قیمت در کانادا و آمریکا و محدودیت تجاری در موافقتنامه آزاد تجاری کانادا و آمریکا در سال ۱۹۸۹ می باشد. همچنین قنبری (۱۳۷۷)، عامل‌های کارآمد بر عرضه صادرات پسته را قیمت صادراتی، قیمت داخلی و مقدار تولید داخلی عنوان نموده است. البته کشش عرضه‌ی صادرات نسبت به تولید داخلی بر خلاف انتظار دارای علامت منفی بوده است. نتایج مطالعه خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) نیز حاکی از حساسیت بالای عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی بوده است.

تحلیل اثر صادرات بر بهره وری از دیگر زمینه های مورد توجه می باشد که در مطالعات گوناگون به آن پرداخته شده است. مطالعه نرو و دارشوار(۱۹۹۳)، حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت بین صادرات و بهره‌وری در ۸۳ کشور در حال توسعه می‌باشد. نتایج مطالعه جوان بخت و سلامی (۱۳۷۹)، حاکی از عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت بین صادرات و بهره وری محصول

www.SID.ir

Archive of SID

پسته بود. یافته‌های پژوهش خسروی و ترکمانی (۱۳۷۹)، حاکی از تاثیر مثبت صادرات پنبه بر بهره وری عوامل تولید آن بود. نتایج مطالعه خسروی (۱۳۷۹) نشان داد که متغیرهای رشد صادرات و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید پسته دارای ارتباط بلندمدت با یکدیگر هستند

روش پژوهش

در این بررسی به تبعیت از مطالعه تامبی (۱۹۹۹) از تابع عرضه صادرات زیر که دارای شکل لگاریتمی دو طرفه می‌باشد، استفاده شد:

$$LnEX_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LnP^{d}_{it} + \beta_2 LnP^{e}_{it} + \beta_3 LnPR_{it} + \beta_4 LnVWT_{it} + \beta_5 LnGDP_{it} + \beta_6 LnER_{it} + \mu_{it} \quad (۱)$$

که در آن EXt مقدار صادرات کالا در سال t (برحسب تن)، Ptd شاخص قیمت عمده فروشی بیانگر شاخص قیمت داخلی، Pte قیمت صادراتی کلی که به وسیله‌ی شاخص ارزش واحد صادرات اندازه‌گیری می‌شود، PRt مقدار تولید داخلی کالا (برحسب تن)، VWTt بیانگر خالص ارزش تجارت جهانی (خالص ارزش صادرات)، GDPt تولید ناخالص داخلی، ERt نرخ ارز و μt جمله خطای تصادفی که دارای توزیع نرمال و تصادفی و میانگین صفر و واریانس ثابت است. در معادله‌ی بالا t بیانگر سال و i نشان دهنده‌ی کالا می‌باشد.

بر اساس تئوری استاندارد عرضه باید علامت متغیرهای قیمت صادراتی و قیمت داخلی کالاهای صادراتی به ترتیب مثبت و منفی باشد. با توجه به اینکه Pitd توسط عامل‌های عرضه و تقاضا تعیین می‌شود، حضور توأم متغیرهای Pite و Pitd در معادله‌ی بالا ممکن است منجر به همخطی چندگانه شود. برای رفع این مشکل دو متغیر یاد شده در قالب یک متغیر و به صورت شاخص قیمت نسبی که به صورت Pite / Pitd تعریف می‌شود، در معادله مورد استفاده قرار می‌گیرد. از اینرو معادله (۱) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$LnEX_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Ln(P^{d}_{it} / P^{d}_{it}) + \beta_3 LnPR_{it} + \beta_4 LnVWT_{it} + \beta_5 LnGDP_{it} + \beta_6 LnER_{it} + \mu_{it} \quad (۲)$$

انتظار می‌رود اثر نسبت قیمت Pite / Pitd بر عرضه‌ی صادرات مثبت باشد. زیرا با افزایش نسبت فوق سودآوری صادرات نسبت به عرضه‌ی محصول در بازار داخل افزایش خواهد یافت. همچنین انتظار می‌رود علامت متغیر تولید داخلی مثبت باشد زیرا پیش‌بینی می‌شود با

www.SID.ir

Archive of SID

افزایش تولید داخلی، صادرات افزایش یابد. متغیر خالص ارزش تجارت جهانی بسته به اینکه صادرات کمتر یا بیشتر از واردات باشد، می‌تواند اثر مثبت یا منفی داشته باشد. در صورتی که توازن تجاری نابهینه باشد، به این معنی که صادرات کمتر از واردات باشد، کارگزاران اقتصادی در پی آن خواهند بود تا از سیاست‌های تشویق صادرات استفاده نمایند و اثر این توازن نابهینه بر روی صادرات مثبت خواهد بود، اما اگر توازن تجاری مثبت باشد، انتظار می‌رود تمایل سیاست‌گزاران به استفاده از سیاست‌های ترغیب‌کننده صادرات کاهش یابد و متغیر یاد شده با علامت منفی ظاهر شود. بر اساس تئوری پیش‌بینی می‌شود بهبود اقتصادی اثر مثبتی برروی صادرات داشته باشد. بهبود شرایط اقتصادی از راه انجام اقدام‌های زیربنایی می‌تواند منجر به افزایش صادرات شود. نرخ ارز نیز باید اثر مهمی برروی صادرات داشته باشد. افزایش قدرت خرید پول داخلی به معنی کاهش نرخ ارز بوده و افزایش نرخ ارز که با کاهش قدرت خرید پول داخلی همراه می‌باشد، موجب افزایش صادرات می‌گردد.

ابتدا مانایی (ایستایی) تمامی متغیرهای توضیحی توسط آزمون‌های دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفت. اگر معادله‌ی تخمینی مشتمل بر پاره‌ای از متغیرها باشد که در سطح مانا نیستند صرفاً ناظر بر روابط بلندمدت خواهد بود و لازم است روابط متغیرهای دیگری نیز که قادرند تأثیر خود را در کوتاه‌مدت اعمال نمایند مورد بررسی قرارگیرد. روش انگل- گرنجر[۱] از جمله رهیافت‌هایی است که در بررسی روابط بلندمدت متغیرهای هم‌جمع کاربرد فراوانی داشته است. اما برخی از نواقص این روش و همچنین نیاز به آگاهی از روابط کوتاه‌مدت منجر به انجام کوشش‌ها و در نهایت ارائه‌ی مدل‌هایی موسوم به تصحیح خطا (ECM)[۲] شد. این مدل‌ها امکان بررسی توأم اثرهای بلندمدت و کوتاه مدت میان متغیرها را فراهم می‌کنند. الگوهای تصحیح خطا نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

محدودیت‌های تحلیل‌های هم‌جمعی مبتنی بر روش انگل- گرنجر باعث شد تا برخی از مطالعات به منظور غلبه بر کاستی‌های روش بالا در پی دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل رابطه درازمدت بین متغیرها برآیند. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه‌ی پسران و

۱- Engle- Grenger

۲- Error Correction Model

www.SID.ir

Archive of SID

همکاران (۱۹۹٦) و پسران و شین (۱۹۹۵)اشاره نمود. رهیافت ارائه شده توسط ایشان افزون بر رفع نیاز به اطلاع از جهت رابطه بین متغیرها، امکان بررسی توأم رابطه میان متغیرها در حالتی که پاره‌ای از آنها در سطح مانا و پاره‌ای دیگر با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند را فراهم می‌کند. این رهیافت موسوم به رهیافتARDL[1] است. مزیت عمده این استراتژی برآورد آن است که می‌توان آن را بدون توجه به مانا بودن متغیرها در سطح یا مانا بودن پس از یک بار تفاضل‌گیری به کار گرفت و این مزیت باعث می‌شود با مشکل تفکیک متغیرها به گروههای هم جمع مانا در سطح و مانا پس از یک بار تفاضل‌گیری که در تحلیل هم جمعی استاندارد اهمیت دارد، مواجه نباشیم (پسران و پسران، ۱۹۹۷)

این روش توانایی برآورد اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به گونه‌ی همزمان دارا می‌باشد و در ضمن به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند، برآوردهای به دست آمده از آنها نااریب و کاراً خواهند بود (سیدیکی، ۲۰۰۰).

مدل ARDL تعمیم یافته[2] را بر اساس الگوی این مطالعه می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)EX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,p)X_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۳)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، EX_t عرضه صادرات و L عامل وقفه[3] می‌باشد که به صورت $L^jEX_t = EX_{t-j}$ تعریف می‌شود. همچنین X_t بردار متغیرهای مستقل مورد استفاده در تابع عرضه صادرات است. بنابراین، خواهیم داشت:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p, \qquad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L_i^q \qquad (٤)$$

X_{it}، iامین متغیر مستقل می‌باشد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$EX_t = EX_{t-1} = ... = EX_{t-p}, \qquad X_{i,t} = X_{i,t-1} = ... = X_{i,t-q} \qquad (۵)$$

---

۱ - Autoregressive Distributed Lag

۲ - Augmented ARDL

۳ - Lag operator

www.SID.ir

Archive of SID

که در رابطه‌ی آخری q عبارت از qامین وقفه مربوط به i امین متغیر می‌باشد. رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$EX = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)} \tag{٦}$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_i}{\alpha(1,p)} \quad , \quad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \tag{٧}$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta EX_t = \Delta\hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p} \hat{\alpha}_j \Delta EX_{t-j} + \sum_{i=0}^{k} \hat{\beta}_{i0} \Delta X_{it} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=2}^{q} \hat{\beta}_{i,t-j} \Delta X_{i,t-j} - \alpha(1,p) ECT_{t-1} + u_t \tag{٨}$$

جزء تصحیح خطا

$$ECT = EX_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k} \hat{\beta}_i X_{it} \tag{٩}$$

که در آن Δ عملگر نخستین تفاضل می‌باشد و $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورد شده از معادله‌ی (۳) می‌باشند. $\alpha(1,p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. برای برآورد رابطه‌ی بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای استفاده نمود. در مرحله‌ی نخست وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل را که به وسیله‌ی تئوری بیان می‌شود مورد بررسی قرار می‌دهیم. اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات شد، پارامترهای کوتاه و بلندمدت در مرحله‌ی دوم با استفاده از معادله‌های (۳) و (۷) برآورد می‌شود (پسران و همکاران ،۱۹۹٦؛ پسران و شین، ۱۹۹۵).

فرض کنید در مرحله‌ی نخست تئوری پیش‌بینی کند که رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای y و x و z برقرار است. بدون داشتن هرگونه داده‌های قبلی در مورد جهت ارتباط بلندمدت بین متغیرها می‌توان اقدام به برآورد سه معادله رگرسیونی تصحیح خطای نامقید می‌نماییم که در هر یک از معادله‌ها یکی از متغیرهای سه‌گانه به عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته می‌شود. (سیدیکی، ۲۰۰۰).

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

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Delta x_t = a_{0x} + \sum_{t=1}^{n} b_{ix}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{ix}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{ix}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1x} y_{t-1} + \gamma_{2x} x_{t-1} + \gamma_{3x} z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۱۰)$$

$$\Delta z_t = a_{0z} + \sum_{t=1}^{n} b_{iz}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iz}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iz}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1z} y_{t-1} + \gamma_{2z} x_{t-1} + \gamma_{3z} z_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

جهت آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت می‌توان از آماره F استفاده نمود. فرضیه‌ی صفر برای آزمون عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت اول عبارت است از:

$$H_0 = \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = 0$$

آماره F به دست آمده را بایستی با مقادیر بحرانی آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) و پسران و شین (۱۹۹۵) مقایسه و نسبت به پذیرش و یا عدم پذیرش فرضیه صفر اقدام نمود. به گونه‌ی مشابه می‌توان این آزمون را برای روابط بلندمدت دوم و سوم تکرار نمود. اگر F محاسباتی خارج از محدوده بحرانی قرار بگیرد، تصمیم نهایی می‌تواند بدون نیاز به اطلاع از درجه جمعی متغیرها اتخاذ شود. اگر F محاسباتی مابین دو حد بحرانی قرار گیرد، در این صورت برای تصمیم‌گیری در مورد رابطه‌ی بلندمدت، ما به داده‌هایی در مورد درجه‌ی هم‌جمعی متغیرهای مدل نیاز خواهیم داشت. اگر وجود رابطه‌ی پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل در مرحله‌ی نخست اثبات شود، در مرحله‌ی دوم جهت برآورد پارامترهای مدل از یک فرایند دو قسمتی استفاده می‌شود. در گام نخست درجه‌ی هم‌جمعی متغیرها با استفاده از شاخص‌های آکائیک (Akaike) و یا شوارتز- بیزین (Schwars-Bayesian) تعیین می‌شود و سپس در گام دوم مدل انتخابی به وسیله‌ی OLS برآورد می شود.

داده‌های مورد استفاده‌ی محصولات منتخب شامل بادام، سیب و خرما از پایگاه اطلاعاتی فائو و نشریه‌های گوناگون مرکز آمار ایران و سالنامه‌ی آماری سازمان جهاد کشاورزی و گمرک ایران جمع آوری شد. داده‌های سری زمانی شامل مقادیر متغیرهای صادرات، تولید داخلی ، قیمت عمده‌فروشی، ارزش صادرات محصولات منتخب، تولید ناخالص داخلی ایران، خالص صادرات و نرخ ارز طی دوره ۸۳-۱۳۶۲ می‌باشد.

نتایج و بحث

در این بخش نتایج بدست آمده از برآورد روابط رگرسیونی هر یک از محصولات منتخب ارائه شده است:

www.SID.ir

Archive of SID

بادام : متغیرهای مدل به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفت. از میان متغیرهای مورد استفاده در عرضه‌ی صادرات بادام، متغیر نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی بادام پس از انجام یک بار تفاضل‌گیری رفتار مانایی از خود بروز دادند حال آنکه سایر متغیرها در سطح مانا هستند. البته، لازم به ذکر است که برخی از آنها مانند نرخ ارز تنها پس از لحاظ کردن اثر نوسان‌های موسوم به اثر شکست ساختاری مانا می‌باشد. با توجه به وجود توأم متغیرهای مانا در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌باشد و به پیروی از مطالعات موجود و همچنین با عنایت به ویژگی‌های رهیافت تحلیل هم جمعی موسوم به ARDL از این روش استفاده شد. نتایج تفضیلی برآورد مدل عرضه‌ی صادرات به روش ARDL در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲) نتایج تفصیلی مدل عرضه‌ی صادرات بادام، ۸۳-۱۳۶۲ (۱،۲،۲،۱)ARDL

	نام متغیر		ضریب	خطای معیار
$\beta 1$	صادرات با یک وقفه	EX(-۱)	۰/۸۰۲	۰/٤۹٤
$\beta 2$	نرخ ارز	ER	۰/۵۱٤	۲/۵
$\beta 3$	نرخ ارز با یک وقفه	ER(-۱)	-۲/۷۲٦	۱/۷٤۵
$\beta 4$	نرخ ارز با دو وقفه	ER(-۲)	-۰/۹۳٦	۰/۵۵۳
$\beta 5$	تولید	PO	٦/۵*	۲/۹٦۳
$\beta 6$	تولید با یک وقفه	PO(-۱)	۱۳/۵٤۵	۷/۷۱۹
$\beta 7$	تولید با دو وقفه	PO(-۲)	٤/۰۳۳	۳/۷۸۳
$\beta 8$	نسبت قیمت جهانی به داخلی	PW	۰/۷۱٤	۰/۸۳٦
$\beta 9$	نسبت قیمت جهانی به داخلی با یک وقفه	PW(-۱)	۱/۹۸۵	۱/٤٦
$\beta 10$	عرض از مبداء	C	-۲۲٦/۵	۱۳۹/۳
$\beta 10$	روند زمانی	T	۰/۳۲۵	۰/۱٦۹
آماره‌ها		R۲	DW	F
		۰/۵۹	۱/٦۷	۳/۰٦

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* ، **و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و۱ درصد

وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیر توضیحی و سایر متغیرهای وابسته را می‌توان با استفاده از مقایسه‌ی آماره F حاصل از برآورد بالا با آماره‌ی F پیشنهادی پسران و همکاران (۱۹۹٦) مورد آزمون قرار داد. براساس این مقایسه مشخص گردید که بین عرضه‌ی

www.SID.ir

Archive of SID

صادرات بادام و سایر متغیرهای بکار رفته در مدل یک رابطه‌ی بلندمدت وجود ندارد. به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت میان عرضه صادرات بادام و سایر متغیرهای مؤثر مورد استفاده از مدل تصحیح خطا استفاده شد. نتایج بدست آمده از این مدل در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳) نتایج بدست آمده از برآورد مدل کوتاه‌مدت عرضه صادرات بادام، ۸۳-۱۳۶۲

نام متغیر		ضریب	خطای معیار
تفاضل نرخ ارز	dER	۰/۵۱٤	۲/۵
تفاضل مرتبه‌ی دوم نرخ ارز	dER ۱	۰/۹۳٦	۰/۵۵۳
تفاضل تولید	dPO	٦/۵*	۲/۹٦۳
تفاضل مرتبه دوم تولید	dPO ۱	-٤/۰۳۳	۳/۷۸۳
تفاضل نسبت قیمت جهانی به داخلی	dPW	۰/۷۱٤	۰/۸۳٦
تفاضل عرض از مبداء	dC	-۲۲٦/۵۰٦	۱۳۹/۳
تفاضل روند زمانی	dT	۰/۳۲۵	۰/۱٦۹
ضریب عبارت تصحیح خطا	ecm(-۱)	-۱/۸***	۰/٤۹٤
آماره‌ها	R۲	DW	F
	۰/۵۹	۱/٦۷	٤/۳۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*، **و ***به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و۱ درصد

از میان متغیرهای بیانگر رابطه‌ی کوتاه مدت تنها متغیرهای تولید داخلی و روند زمانی در سطح اطمینان ۹۰ درصد اهمیت آماری لازم را دارا می‌باشند. نکته‌ی دارای اهمیت اثر مثبت نرخ ارز در کوتاه‌مدت است. البته، متغیر نرخ ارز با یک وقفه از اهمیت بیشتری برخوردار است بگونه‌ای که در سطح اطمینان ۸۷ درصد اثر مثبت معنی‌داری بر عرضه صادرات دارد. از این رو می‌توان گفت سیاست‌های نرخ ارز تنها در کوتاه‌مدت می‌تواند محرک افزایش عرضه صادرات می‌باشد. ضریب عبارت تصحیح خطا نیز که بیانگر چگونگی واکنش عرضه‌کنندگان در کوتاه‌مدت به منظور قرار گرفتن در مسیر تعادلی درازمدت است، برابر ۱/۸ می‌باشد. از این رو می‌توان گفت که عرضه‌کنندگان طی یک دوره به سیاست‌های اعمال شده واکنش نشان خواهند داد و این امر می‌تواند حاکی از پتانسیل و آمادگی بالای عرضه‌کنندگان در جهت افزایش عرضه صادرات باشد. مقدار آماری $\overline{R}^2$ نیز حکایت از آن دارد که ۸۷ درصد از

www.SID.ir

Archive of SID

تغییرات در عرضه صادرات بادام در کوتاه‌مدت با استفاده از تصریح بالا تبیین‌پذیر است. همچنین مقدار آماره‌ی F نیز دال بر تأیید معنی‌داری کل مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد.

خرما : بر اساس برآوردهای صورت گرفته مشخص شد که تصریح لگاریتمی این مدل فاقد ویژگی‌های بهینه‌ی مورد انتظار است. به گونه‌ای که این تصریح افزون بر عدم تأمین شرایط موجود در ادبیات تئوری عرضه‌ی صادرات، فاقد قدرت توضیح‌دهندگی لازم نیز می‌باشد. لذا از شکل غیرلگاریتمی متغیرها استفاده شد. از میان متغیرهای الگوی عرضه صادرات خرما که به شکل غیرلگاریتمی مورد استفاده قرار گرفتند. متغیر نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی پس از انجام یک‌بار تفاضل‌گیری رفتار مانایی از خود بروز دادند حال آنکه نتایج آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته نشان داد سایر متغیرها در سطح مانا می‌باشند. مشابه محصول بادام از رهیافت ARDL استفاده شد. نتایج بدست آمده از تصریح تفصیلی مدل ARDL تابع عرضه صادرات خرما در جدول (٤) آمده است بار دیگر مشاهده می‌شود که با وجود اینکه در تئوری عرضه‌ی صادرات افزون بر سه متغیر نرخ ارز، تولید داخلی و نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی که در جدول (٤) آمده است، دو متغیر خالص ارزش صادرات و تولید ناخالص داخلی نیز به عنوان متغیرهای توضیحی لحاظ شدند، اما این دو متغیر به دلیل همخطی مرکب شدید با سایر متغیرها از الگو حذف شدند. پس از حذف دو متغیر یاد شده بر اساس نتایج بدست آمده آزمون ریست رمزی مشخص شد که این الگو دچار تصریح تورش نمی‌باشد.

بمنظور بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت آماره F حاصل از برآورد الگوی مندرج در جدول (٤) با آماره F پیشنهادی پسران و همکاران (۱۹۹٦) مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس مقایسه وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد تأیید قرار گرفت. نتایج بدست آمده از برآورد بلندمدت در جدول (۵) آمده است.

بر اساس نتایج جدول (۵) متغیر نرخ ارز در درازمدت اثر منفی بر عرضه صادرات خرما دارد که اثر آن به لحاظ آماری مورد توجه می‌باشد. نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی نیز متغیر دیگری است که در درازمدت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد اثر مثبت و معنی‌داری بر عرضه صادرات خرما دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

ARDL(Í•Í•Í•Í)ÎÐÕ ! ÕÐ!•!!!!! !š !!! !! !! ! !! ! !! !! !!! !!! !!!!!!Ñ!! ! ! !

نام متغیر			ضریب	خطای معیار
$\beta 1$	نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی	PW	۱٤۹۷/٥***	٤۰۳/٥۷
$\beta 2$	تولید داخلی	PR	۰/۰۸۲	۰/۱۰۱
$\beta 3$	نرخ‌ارز	EX	-۲۸/٦٤***	۷/٥۷
$\beta 4$	عرض‌از مبدأ	C	-٤٤۱۲۳/۲	۳۸۰۰۱/٥
$\beta 5$	روند زمانی	T	٤٥۲٤/۳	۳٦۹۲/٥
آماره‌ها		R۲	DW	F
		۰/۷٥	۲/٥۸	۱٦/۲۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*، **و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ٥ و۱ درصد

متغیر تولید داخلی در بلندمدت اثر مثبت بر عرضه صادرات دارد، اما این اثر از اهمیت آماری شایان توجهی برخوردار نمی‌باشد. در جدول (٦) نیز نتایج برآورد مدل تصحیح خطا که نشان دهنده‌ی روابط کوتاه‌مدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته می‌باشد آمده است.

جدول (٥) نتایج بدست آمده از برآورد مدل بلندمدت عرضه صادرات خرما، ۸۳-۱۳٦۲

نام متغیر		ضریب	خطای معیار
نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی	PW	۱٤۹۷/٥***	٤۰۳/٥۷
تولید داخلی	PR	۰/۰۸۲	۰/۱۰۱
نرخ‌ارز	EX	-۲۸/٦٤***	۷/٥۷
عرض‌از مبدأ	C	-٤٤۱۲۳/۲	۳۸۰۰۱/٥
روند زمانی	T	٤٥۲٤/۳	۳٦۹۲/٥

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*، **و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ٥ و۱ درصد

در کوتاه‌مدت نیز جهت و میزان اثرگذاری متغیرها مشابه جهت و میزان اثر آنها در بلندمدت می‌باشد. هر دو متغیر نرخ ارز و نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی در سطح

www.SID.ir

Archive of SID

معنی‌داری ۵ درصد اثر معنی‌داری بر عرضه صادرات خرما دارند. اما نرخ ارز اثر منفی و نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی اثر مثبت بر عرضه صادرات دارند. متغیر تولید در کوتاه‌مدت نیز اثر مثبت اما فاقد اهمیت آماری بر صادرات دارد. البته، با توجه به اینکه خرما از جمله محصولات باغی می‌باشد که افزایش تولید آن مستلزم زمان زیادی می‌باشد لذا در کوتاه مدت انتظار نمی‌رود افزایش در عرضه صادرات از راه افزایش تولید مقدور باشد، اما نکته درخور توجه عدم اثرگذاری معنی‌دار این متغیر در بلندمدت می‌باشد.

جدول (٦) نتایج بدست آمده از برآورد مدل کوتاه‌مدت عرضه‌ی صادرات خرما، ۸۳-۱۳٦۲

نام متغیر		ضریب	خطای معیار
تفاضل نسبت قیمت جهانی به داخلی	dPW	۱٤۹۷/۵***	٤۰۳/۵۷
تفاضل تولید	dPR	۰/۰۸۲	۰/۱۰۱
تفاضل نرخ ارز	dEX	-۲۸/٦٤***	۷/۵۷
تفاضل عرض از مبداء	dC	-٤٤۱۲۳/۲	۳۸۰۰۱/۵
تفاضل روند زمانی	dT	٤۵۲٤/۳	۳٦۹۲/۵
ضریب عبارت تصحیح خطا	ecm(-۱)	-۱	-
آماره‌ها	R۲	DW	F
	۰/٦۲	۲/۵۸	۷/۳٤

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*، **و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و۱ درصد

ضریب عبارت تصحیح خطا نیز برابر با (۱-) است و به معنای آن است که سیاست‌هایی که صادرات خرما تاثیر دارند، تنها پس از یک دوره اثر خود را برجای گذاشته و روند تغییرات کوتاه‌مدت صادرات خرما را با روند بلندمدت آن هم سو می‌نمایند. این تصریح می‌تواند به کمک متغیرهای توضیحی بکاررفته ٦۲ درصد از تغییرات متغیر صادرات خرما را توضیح دهد. همچنین براساس آماره‌ی F تصریح یاد شده در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد.

سیب : بنا به دلایلی که در خصوص تصریح تابع عرضه صادرات خرما عنوان شد، در تابع عرضه سیب از شکل غیرلگاریتمی مدل عرضه صادرات استفاده و صادرات سیب تابعی از سه متغیر تولید داخلی، نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی این محصول و همچنین نرخ ارز در

www.SID.ir

Archive of SID

نظر گرفته شد. لازم به ذکر است که در مورد سیب نیز متغیر نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی پس از یک بار تفاضل‌گیری رفتار مانا نشان داد، اما سایر متغیرها در سطح مانا بودند. نتایج تفصیلی حاصل از برآورد الگو با استفاده ار رهیافت ARDL در جدول (۷) آمده است:

جدول (۷) نتایج تفصیلی مدل عرضه صادرات سیب، ۸۳-۱۳٦۲ (۰،۰،۱،۱)ARDL

نام متغیر			ضریب	خطای معیار
$\beta 1$	نسبت قیمت جهانی به داخلی	PW	۷٤٥/٤٤	۱۷۸۳/۸
$\beta 2$	نسبت قیمت جهانی به داخلی با یک وقفه	PW(-۱)	-۲٤۸۳**	۱۰٥٦/٥
$\beta 3$	تولید داخلی	PR	۰/۰۹۸	۰/۰۷۹
$\beta 4$	تولید داخلی با یک وقفه	PR(-۱)	۰/۲۰٤**	۰/۰۸۳
$\beta 5$	نرخ ارز	EX	-۲۱/٤۹	۱٦/٦۸
$\beta 6$	عرض از مبداء	C	-۳۰۷٦۸۸/٤***	۷۱۲۷۲/۱
آماره‌ها		R۲	DW	F
		۰/۷۳	۱/٦۷	۸/۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*، **و ***به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ٥ و۱ درصد

در خصوص این محصول نیز با مقایسه‌ی آماره F حاصل از برآورد مرحله‌ی نخست (جدول (۷)) با آماره F ارائه شده از سوی پسران و همکاران (۱۹۹٦) مشخص شد که متغیرهای مورد استفاده در مدل در سطح اطمینان ۹٥ درصد اثر معنی‌داری در بلندمدت بر صادرات دارد. از این رو در تحلیل روابط این متغیرها رابطه بلندمدت نیز به شرح زیر مورد تحلیل قرار گرفت:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۸) نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت عرضه صادرات سیب، ۸۳-۱۳۶۲

نام متغیر		ضریب	خطای معیار
نسبت قیمت جهانی به داخلی	PW	-۱۷۳۷/۵	۱۳۱۱
تولید	PR	۰/۳۰۳***	۰/۰۵٤
نرخ ارز	EX	-۲۱/٤۹	۱٦/٦۸
عرض از مبداء	C	-۳۰۷٦۸۸/٤***	۷۱۲۷۲/۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* ، **و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و۱ درصد

در بلندمدت تنها متغیر تولید داخلی سیب بر عرضه صادرات آن اثر مثبت و معنی‌داری دارد. به گونه‌ای که به ازای هر تن افزایش در تولید داخلی صادرات سیب ۰/۳ تن افزایش می‌یابد. هر دو متغیر نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی اثر معنی‌داری بر صادرات این محصول ندارند.

جدول (۹) نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت عرضه صادرات سیب، ۸۳-۱۳۶۲

نام متغیر		ضریب	خطای معیار
تفاضل نسبت قیمت جهانی به داخلی	dPW	۷٤۵/٤٤	۱۷۸۳/۸
تفاضل تولید داخلی	dPR	۰/۰۹۸	۰/۰۷۹
تفاضل نرخ ارز	dEX	-۲۱/٤۹	۱٦/٦۸
تفاضل عرض از مبداء	dC	-۳۰۷٦۸۸/٤***	۷۱۲۷۲/۱
ضریب عبارت تصحیح خطا	ecm(-۱)	-۱	-
آماره‌ها	R۲	DW	F
	۰/۲٦	۱/٦۷	۳/۰۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* ، **و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و۱ درصد

در جدول (۹) نیز روابط کوتاه‌مدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته آمده است. همان گونه که مشاهده می‌شود در کوتاه‌مدت تنها متغیر نسبت قیمت جهانی به قیمت داخلی اثر معنی‌داری بر صادرات این محصول دارد. این در حالیست که تصریح یاد شده بر اساس

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج آزمون ریست رمزی فاقد تورش تصریح نیز می‌باشد. البته، این مدل در مجموع در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است، اما تنها ۲۶ درصد از تغییرات صادرات سیب در کوتاه‌مدت ناشی از تغییر متغیرهای بکاررفته می‌باشد. به این ترتیب در صورتی که روند تغییرات متغیرهای مستقل مشابه تغییرات آنها در طی دوره منتخب باشد، صادرات سیب تنها در درازمدت و آن هم فقط از تولید داخلی متأثر خواهد بود.

جمع‌بندی و پیشنهادها

براساس یافته‌های این پژوهش مشخص شد در بلندمدت متغیر نرخ ارز که می‌تواند بیانگر جهت‌گیری سیاست‌گذاری‌های دولت در زمینه‌ی صادرات باشد، تأثیر منفی بر صادرات دارد همان گونه که پیش‌تر نیز ذکر شد، این تأثیرگذاری می‌تواند برخاسته از نوسان‌ها و عدم ثبات فرآیند تغییرات نرخ ارز باشد. البته، این تأثیرگذاری فقط در مورد محصول خرما از اهمیت آماری لازم برخوردار است. افزایش تولید داخلی نیز در بلندمدت می‌تواند افزایش صادرات را در پی داشته باشد. در مورد تولید داخلی نکته‌ی دارای اهمیت، توجه به شرایط خاص تولید محصولات باغی می‌باشد بدین ترتیب که این محصولات چند سال پس از کاشت درختان به فرآیند تولید وارد می‌شوند و این امر لزوم برنامه‌ریزی بیشتری در زمینه‌ی تولید و صادرات این محصولات را آشکار می‌سازد. افزایش قیمت جهانی نسبت به قیمت داخلی هم می‌تواند صادرات این محصولات را در بلند مدت افزایش دهد.

روی هم رفته به جز در مورد محصول بادام تأثیرگذاری عوامل یاد شده بر صادرات محصولات منتخب در کوتاه مدت مشابه روند اثر گذاری آنها در بلند مدت است. در مورد محصول بادام نرخ ارز در کوتاه مدت اثر مثبت از خود نشان داد که البته این اثر از جهت آماری اهمیت لازم را نداشت. وجود فاصله‌ی زمانی زیاد میان کاشت این محصولات و مشارکت آنها در فرایند تولید و همچنین صادرات این نکته را تداعی می‌کند که برای برنامه‌ریزی در زمینه‌ی صادرات لازم است به روابط بلند مدت توجه بیشتری شود به ویژه اینکه بر اساس مقدار عبارت تصحیح خطا روشن گردید که واکنش عرضه کنندگان در مقابل سیاست‌های اعمال شده سریع می‌باشد. در این میان بهره‌گیری از سیاست‌های ارزی شفاف از سوی دولت می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد.

بر اساس یافته‌های این مطالعه می‌توان پیشنهادهای زیر را ارایه نمود:

www.SID.ir

Archive of SID

۱- تدوین سیاست‌های شفاف ارزی در جهت حمایت از صادرات

۲- تدوین سیاست‌های صادراتی و ارائه‌ی اطلاعات شفاف در مورد این سیاست‌ها به تولیدکنندگان و عرضه‌کنندگان

۳- با توجه به مساعدت متغیر تولید به صادرات، تلاش در جهت افزایش تولید ضرورت داشته و توصیه می‌شود.

منابع

ایکر، ک.، استاتز (۱۳۷۰). توسعه کشاورزی در جهان سوم. ترجمه کریم درویشی. کوروش تاجی. ابراهیم عبقری. شهرزاد پورافشار و احمد حجاران. وزارت کشاورزی. مرکز تحقیقات روستایی و اقتصاد کشاورزی.

باقری، ا.، ا. چیذری (۱۳۷۹). بررسی صادرات فرش دستبافت و عوامل مؤثر بر رکود آن در ایران. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشکده کشاورزی. دانشگاه مشهد: ۳۰۳-۲۹۱.

جوان‌بخت، ع.، ح. سلامی (۱۳۷۹). رابطه علیت بین صادرات و بهره‌وری در ایران: مطالعه موردی محصول پسته، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشکده کشاورزی. دانشگاه مشهد: ۵۰۹-۴۹۷.

خسروی، ا. (۱۳۷۹). بررسی رابطه بین رشد صادرات و بهره‌وری تولیدات محصولات کشاورزی ایران: مطالعه موردی پسته. زعفران و خرما، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

خسروی، ا.، ج. ترکمانی (۱۳۷۹). تخمین تابع عرضه صادرات پنبه و بررسی رابطه بین صادرات، بهره‌وری و تولید آن، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، مشهد: ۵۰۹-۴۹۷.

خلیلیان، ص.، ع. فرهادی (۱۳۸۱). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۳۹: ۸۳-۷۱.

سازمان جهاد کشاورزی. آمارنامه کشاورزی. سال‌های مختلف. تهران.

سازمان گمرک ایران. سالنامه بازرگانی خارجی گمرک ایران. سال‌های مختلف. تهران.

www.SID.ir

Archive of SID

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.

عزیزی، ج.، س. یزدانی (۱۳۸۳). تعیین مزیت نسبی محصولات عمده باغی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۱۲ ، ۲: ۷۲-۴۱.

قطمیری، م.، ا. خاوری (۱۳۷۹). انحراف واقعی ارز از مقدار تعادلی و صادرات بخش کشاورزی: مطالعه موردی ایران (۱۳۷۵-۱۳۵۰). مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی مشهد: ۶۴۲-۶۱۴.

قنبری‌عربلو، ر. (۱۳۷۷). برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات پسته در یک الگوی سیستم معادلات همزمان: مورد ایران طی دوره ۷۴-۱۳۵۰. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد و مدیریت. دانشگاه شیراز.

مرکز آمار ایران. آمارنامه قیمت محصولات کشاورزی. سال‌های مختلف. تهران.

هژبرکیانی، ک.، ب. رنجبری (۱۳۸۰). بررسی رابطه درازمدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۹ (۳): ۶۴-۳۹.

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

Dass, S. R. (۱۹۹۱). Economic aspects of Indian international trade in Coffee, Indian Journal of Agricultural Economics, ٤٦(٢):١٤٢-١٥١.

Food and Agriculture Organization. http://www.fao.org

Fountas, S., D. Berdin (۱۹۹۸). Exchange rate volatility and exports: The case of Ireland, Applied Economics Letters, ٥: ٣٠١-٣٠٤.

Mattson, J. W., Wachenheim, C.J., Koo, W.W., T. A. Petry (۲۰۰٤). 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 ٥١٠٥-٥٦٣٦.

Mookergee, R. (۱۹۹۷). Export volume, exchange rate and global economic growth: The Indian experience, Applied Economics Letters, ٤: ٤٢٥-٤٢٩.

Nehra, V., D. Dharshwar (۱۹۹۳). New estimates of total factor productivity growth for eighty three industrial and developing countries, working Paper, International Economics Department, World Bank, New York.

www.SID.ir

Archive of SID

Pesaran, H. M., B. Pesaran (۱۹۹۷). Working with Microfit ٤: An Introduction to Econometrics. Oxford University Press. London.

Pesaran, H. M., Y, Shin (۱۹۹٥). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, DEA Working Paper No. ۹٥۱٤. Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Pesaran, H. M., Shin, Y., R. J, Smith (۱۹۹٦). Testing for Existence of a Long-run Relationship, University of Cambridge.

Sarwar, G. and G. D. Anderson (۱۹۹۰). Estimating U.S. soybean exports: A simultaneous supply-demand approach, Journal of Economic Studies, ۱۷: ٤۱-٥٦.

Seddighi, H. R., Lawler, K. A., A. V. Katos (۲۰۰۰). Econometrics: A Practical Approach. Routledge. London.

Siddiki, J. V. (۲۰۰۰). Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, Applied Economics, ۳۲: ۱۹۷۷-۸٤.

Tambi, N. E. (۱۹۹۹). Co-integration and error correction modeling of agricultural export supply in Cameron, Journal of Agricultural Economic, ۲۰(۱):٥۷-٦۷.

www.SID.ir