

عوامل مؤثر بر عرضه صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی ایران

تاریخ پذیرش: ۸۶/۵/۲۸

تاریخ دریافت: ۸۶/۱/۲۸

جواد ترکمانی، آمنه ذوقی پور*

چکیده

امروزه صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی به عنوان صناعی وابسته به بخش کشاورزی، نقش مهمی در ارزآوری کشور ایفاء می‌کند. لذا بررسی عوامل‌های کارآمد بر عرضه صادرات صنایع غذایی، امری ضروری به نظر می‌رسد. هدف اصلی این مطالعه بررسی عوامل‌های کارآمد بر عرضه صادرات صنایع غذایی با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه برای دوره‌ی زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۳ از منابع گوناگون از جمله سالنامه‌های آماری و بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. مدل مورد استفاده شامل مقدار صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی، سرمایه‌گذاری در صنایع تبدیلی غذایی، شاخص قیمت کالای صادراتی، شاخص قیمت مواد خوراکی، تولید ناخالص ملی، نرخ ارز واقعی و متغیر مجازی جنگ می‌باشد. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان داد که رابطه‌ای بلندمدت بین عرضه صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی و سایر متغیرها وجود دارد. در این رابطه، سرمایه‌گذاری در صنایع تبدیلی غذایی، شاخص قیمت مواد غذایی، تأثیر مثبت و تولید ناخالص ملی و متغیر مجازی جنگ، اثر منفی بر عرضه صادرات محصولات صنایع غذایی دارند.

واژه‌های کلیدی: صنایع غذایی، عرضه صادرات، مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی.

* به ترتیب استاد و فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز
e-mail: torkamanijavad@yahoo.com

پیشگفتار

صنایع غذایی و تبدیلی به عنوان صنایعی وابسته به محصولات کشاورزی از جمله مهمترین گروههای صنعتی است که می تواند در توسعه اقتصادی کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه نقش کارآمدی ایفاء کند. از دلایل این امر، ارزان بودن مواد خام محصولات کشاورزی، وجود نیروی کار ارزان، سرمایه گذاری و ارزیابی کم مورد نیاز این محصولات می باشد. ایجاد این صنایع می تواند در افزایش ارزش افزوده محصولات کشاورزی تأثیر ویژه‌ای داشته و ارزش صادرات این بخش را نیز افزایش دهد. با افزایش سرمایه گذاری در صنایع غذایی، ضمن خرید محصولات کشاورزی و حذف نوسانهای فصلی و کاهش مازاد تولید، می توان از ضایعات این محصولات جلوگیری کرده و عرضه فصلی را به عرضه دائمی تبدیل نمود.

مطالعات متعددی در زمینه صادرات صنایع غذایی صورت گرفته، از جمله آتوکورالا^۱ و سن^۲ (۲۰۰۰)، الگوها و عوامل تعیین کننده صادرات مواد فرآوری شده غذایی از کشورهای در حال توسعه را بررسی کرده و نشان دادند که بازبودن نظام سیاسی یک کشور، اثر مثبت معنی داری بر نرخ رشد صادرات غذای تبدیلی دارد. نتایج بدست آمده از مطالعه جفی^۳ و هسن^۴ (۲۰۰۴)، نشان داده است که در کشورهای در حال توسعه، استانداردهای کیفیت و امنیت غذایی می تواند به عنوان موانعی برای صادرات کالاهای غذایی و کشاورزی عمل نماید. دلیل این امر بیشتر مربوط به فقدان ظرفیت های تکنیکی و اداری در بیشتر این کشورهاست. لذا پرسش کلیدی که در مقابل کشورهای در حال توسعه وجود دارد این است که چگونه خود را تقویت کرده و بر ضعف های خود غلبه نمایند تا بتوانند در بازار جهانی رقابت نمایند.

غضنفری (۱۳۷۷)، ساختار فعلی شرکت های تولیدکننده مواد غذایی را با شیوه علمی و بهینه آن مقایسه نموده است. به باور او چنانچه صنایع غذایی قصد سرمایه گذاری داشته باشند باید داده های جامعی در زمینه بازار و ایده ای که مد نظر آنان است، جمع آوری و در زمینه عرضه و تقاضای کالا و مواد مورد نیاز و همچنین فرایند مورد لزوم، مطالعه کامل انجام

۱- Athukorala

۲- Sen

۳- Jeffee

۴- Hensen

دهند. اساسی ترین راه رسیدن به موفقیت این شرکت‌ها، ایجاد یک سیستم پویا و زنده در واحد است. به این معنی که در سیستم موجود باید بازنگری صورت گیرد که امروزه در دنیا به مدیریت مهندسی مجدد معروف است و در حقیقت مهمترین منافع ناشی از آن دستیابی به پیشرفت و تغییر مداوم بوده و منبعی برای حفظ مزیت‌ها در عرصه رقابت جهانی می باشد. فتحی (۱۳۸۱)، مزیت نسبی گروه‌های گوناگون صنایع غذایی ایران را مورد مطالعه قرار داده است. در این مطالعه از شاخص مزیت نسبی آشکار استفاده شده و اقلام مزیت دار صادراتی در صنایع غذایی را شناسایی نموده است. نتایج مطالعه نشان می دهد که سرمایه گذاری مناسب در این گونه صنایع که مزیت نسبی صادراتی و امکان اشتغال زایی بیشتر دارد، می تواند در جهت رویارویی با نگرانی و چالش اساسی اقتصاد کشور در زمینه‌ی معضل بیکاری بسیار کارآمد باشد. خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱)، در مطالعه ای به بررسی عامل‌های کارآمد بر صادرات بخش کشاورزی ایران پرداختند. نتایج تجربی پژوهش نشان داد که تولید ناخالص داخلی قیمت‌های نسبی صادرات و مصرف داخلی بر عرضه صادرات کشاورزی تأثیر معنی داری دارند.

بر این اساس در این مطالعه عامل‌های کارآمد بر عرضه‌ی صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی مورد بررسی قرار گرفت. عامل‌های در نظر گرفته شده در این مطالعه شامل نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص ملی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی می باشد. افزون بر این، شاخص قیمت مواد خوراکی به عنوان شاخصی از قیمت تولید داخلی این صنایع در نظر گرفته شده است. از آنجایی که سرمایه گذاری در صنایع غذایی می تواند اثر مثبتی بر افزایش میزان صادرات این فرآورده‌ها داشته باشد، این متغیر نیز در مدل وارد شده تا اثر آن بر میزان صادرات تعیین گردد. متغیر مجازی جنگ نیز به منظور بررسی اثر جنگ بر صادرات این صنایع در مدل لحاظ شده است. آمار و داده‌های مورد استفاده‌ی این پژوهش، شامل داده‌های سری زمانی مربوط به دوره‌ی زمانی ۸۳-۱۳۶۰ است که از سالنامه‌های آماری و نشریه‌های بانک مرکزی به دست آمده است.

روش پژوهش

به منظور بررسی و شناسایی متغیرهای کارآمد بر عرضه صادرات صنایع غذایی با توجه به درجه ایستایی داده ها، از مدل خود توضیح با وقفه های توزیعی (ARDL) و نرم افزارهای Eviews و Microfit ۴ استفاده شد.

برای تابع عرضه صادرات می توان از توابع خطی، لگاریتمی - خطی و یا فرم های دیگر استفاده کرد. در بسیاری از مطالعات از فرم لگاریتمی استفاده شده است. مزیت استفاده از فرم لگاریتمی این است که می توان کشش متغیر وابسته را نسبت به هر کدام از متغیرهای مستقل به دست آورد. در این مطالعه نیز با توجه به تصریح بهتر مدل لگاریتمی نسبت به فرم خطی، از فرم لگاریتمی استفاده شده است. مدل عرضه صادرات فرآورده های صنایع غذایی به شکل لگاریتمی دو طرفه و به صورت زیر ارائه می شود:

$$L(EXP_t) = a_0 + a_1 L(PIEXP_t) + a_2 L(PIF_t) + a_3 L(CAP_t) + a_4 L(GNP_t) + a_5 L(EXR_t) + a_6 D + u_t \quad (1)$$

که در آن EXP، مقدار صادرات فرآورده های صنایع غذایی، آنگونه های غیرالکلی، سرکه، توتون و تنباکو (بر حسب تن)، PIEXP، شاخص قیمت کل کالاهای صادراتی، به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ (به دلیل عدم دسترسی به داده های مربوط به شاخص قیمت صادراتی کالاهای صنایع غذایی از شاخص قیمت کل کالاهای صادراتی استفاده شد)، PIF، شاخص قیمت عمده فروشی مواد خوراکی به عنوان شاخصی از قیمت مواد غذایی در داخل (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹)، CAP، میزان سرمایه گذاری در کارگاه های بزرگ صنایع غذایی (بر حسب میلیارد ریال)، GNP، تولید ناخالص ملی به عنوان شاخصی از ظرفیت تولید کشور به قیمت ثابت سال ۶۹ (بر حسب میلیارد ریال)، EXR: نرخ ارز واقعی (دلار آمریکا به ریال) و D: متغیر مجازی جنگ می باشد که برای سال های ۱۳۶۸-۱۳۶۰ عدد یک و برای بقیه سال ها عدد صفر به خود گرفته است. L، لگاریتم طبیعی می باشد.

در الگوی ARDL صرف نظر از اینکه متغیرهای توضیحی $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، می توان رابطه ی همگرایی بین متغیرها را بررسی نمود (نوفروستی). یک مدل $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ دارای رابطه ی زیر است:

$$\alpha(L, P)Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^K \beta_i (L, q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (2)$$

که در آن

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (۳)$$

$$\beta_i(L, P) = 1 - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{qi} \quad (۴)$$

L عملگر وقفه، W_t برداری از متغیرهای قطعی نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون زا با وقفه های ثابت، P وقفه های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است. روش ARDL شامل دو مرحله است. در مرحله ی نخست، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی بدین ترتیب آزمون می شود: اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویا به سمت تعادل درازمدت گرایش پیدا می کند. بنابراین برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه ی زیر صورت گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای آزمون فوق چنین محاسبه می شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} \quad (۵)$$

اگر کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولاو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر از کمیت آماره ی t محاسباتی فوق کوچکتر باشد، فرض H رد می شود و می توان نتیجه گرفت که یک رابطه ی تعادلی دراز مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. در مرحله ی دوم، برآورد و تجزیه و تحلیل ضرایب درازمدت صورت می گیرد. ضرایب درازمدت متغیرهای مستقل بر اساس رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \hat{\beta}_{i2} + \dots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p} \quad (۶)$$

که در آن \hat{p} و \hat{q}_i برای $i=1, 2, 3, \dots, k$ مقادیر انتخاب شده p و q_i بر اساس یکی از ضوابط تعیین وقفه می باشند (نوفرستی).

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر درازمدت آنها ارتباط می‌دهد. هر رابطه بلندمدت یک ECM کوتاه مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و بر عکس (انگل و گرانیجر).

یکی از موردهای مهم در زمینه‌ی مدل ARDL تعیین وقفه‌های بهینه است. پسران و شین، نشان داده‌اند که اگر وقفه‌های مناسب برای مدل ARDL در نظر گرفته شود، برآورد کننده‌های OLS در مورد پارامترهای کوتاه مدت سازگار بوده و برآوردهای بدست آمده از مدل ARDL در درازمدت سازگارند. شمار وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از معیارهای آکائیک^۱ (AIC)، شوارتز-بیزین^۲ (SBC)، حنان-کوئین^۳ (HQC) و یا \bar{R}^2 تعیین کرد. در این مطالعه تابع عرضه‌ی صادرات به شکل تک معادله و مستقل از تابع تقاضای صادرات برآورد شده است.

نتایج و بحث

در ابتدا برای تشخیص مدل اقتصادسنجی مناسب برای برآورد تابع عرضه‌ی صادرات، از آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته^۴ (ADF) برای سنجش درجه‌ی ایستایی متغیرها استفاده شد. نتایج بدست آمده از آزمون ایستایی متغیرهای مدل نشان داد که لگاریتم نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص ملی ایستا از درجه یک و لگاریتم مقدار صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی، سرمایه‌گذاری در کارگاه‌های بزرگ صنایع غذایی، شاخص قیمت کالاهای صادراتی و شاخص قیمت مواد خوراکی ایستا از درجه صفر می‌باشند، بنابراین برای برآورد مدل از روش ARDL استفاده شد.

نتایج بدست آمده از برآورد مدل پویای ARDL، در جدول ۱، خلاصه شده است. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها با توجه به حجم کم نمونه، از ضابطه شوارتز-بیزین

۱- Akaike information criterion

۲- Schwarts Bayesian criterion

۳- Hannan-Quinn criterion

۴- Augmented Dickey-Fuller

(SBC) استفاده شده است؛ زیرا ضابطه‌ی یاد شده در شمار وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند (نوفرستی). بیشینه‌ی شمار وقفه‌های بهینه با توجه به اندازه‌ی نمونه و شمار متغیرها، ۱ در نظر گرفته شد.

جدول (۱) برآورد مدل پویای (۱،۱،۱،۱،۱،۱) ARDL

نام متغیر	ضرایب	آماره t
LEXP(-۱)	-۰/۱۶	-۵/۸۴***
LPIEXP	۰/۶۸	۱/۳۶
LPIEXP(-۱)	۲/۰۱	۱/۰۹
LPIF	۴/۴۸	۲/۱۰**
LPIF(-۱)	۵/۰۲	۳/۰۳***
LEXR	۴/۹۶	۰/۹۷
LEXR(-۱)	۳/۹۱	۱/۳۴
LCAP	۰/۶۴	۴/۱۷***
LCAP(-۱)	۰/۲۲	۳/۰۴***
LGNP	-۱/۰۱	-۵/۶۷***
LGNP(-۱)	-۶/۹۷	-۷/۰۵***
D	-۰/۳۴	-۲/۸۴**
D(-۱)	-۰/۱۲	-۱/۹۸*
C	-۳۹/۳۳	-۶/۸۶***

مأخذ: یافته‌های پژوهش

***، **، * به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪

با توجه به برآورد مدل پویای ARDL و ضابطه شوارتز-بیزین، برای هر کدام از متغیرها، یک وقفه بهینه در نظر گرفته شده است. پس از برآورد مدل پویای ARDL، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها آزمون شد. با توجه به جدول ۲، در صورتی که مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش خواهد یافت. با توجه به رابطه ۵، آماره مورد نظر جهت آزمون به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^P \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^P S \hat{\alpha}_i} = (-0.16 - 1) / 0.27 = -42/96$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولاو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۳/۸۲- است، فرضیه H_۰ رد می شود. بنابراین یک رابطه‌ی تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگوی عرضه‌ی صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی وجود خواهد داشت. نتایج رابطه‌ی تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگوی عرضه صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی در جدول ۲ بیان شده است.

جدول (۲) نتایج برآورد رابطه درازمدت بین متغیرهای الگو

نام متغیر	ضرایب	آماره t
LPIEXP	۱/۱۳	۱/۳۵
LPIF	۳/۱۹	۴/۱۳***
LCAP	۱/۷۴	۳/۰۵***
LGNP	-۵/۱۵	-۲/۱۹**
LEXR	۲/۶۴	۰/۶۰
D	-۰/۱۹	-۱/۸۹*
C	۳۳/۸۹	۸/۰۵***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

***، **، * به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪.

نتایج بدست آمده از برآورد رابطه‌ی درازمدت بین متغیرهای مدل ARDL نشان می دهد که همگی متغیرها به جز شاخص قیمت کالاهای صادراتی و نرخ ارز، معنی دار شده اند. میزان صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی نسبت به تولید ناخالص ملی حساسیت بیشتری نسبت به سایر متغیرهای الگو دارد. اندازه‌ی این کشش برابر ۵/۱۵- می باشد که بیان کننده‌ی این واقعیت است که با افزایش یک درصد در تولید ناخالص ملی، مقدار صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی ۵/۱۵ درصد کاهش می یابد. روی هم رفته، تأثیر تولید ناخالص ملی بر صادرات

را به گونه‌ی دقیق نمی توان مشخص نمود. با افزایش صادرات، میزان تولید ناخالص ملی افزایش می یابد و با افزایش تولید ناخالص ملی، درآمد جامعه و در نتیجه افزایش تقاضای داخلی برای فرآورده‌های گوناگون از جمله فرآورده‌های صنایع غذایی افزایش می یابد، لذا افزایش تولید ناخالص ملی می تواند باعث کاهش صادرات نیز شود.

میزان صادرات، نسبت به شاخص قیمت مواد خوراکی نیز کاهش پذیر است که مقدار این کاهش برابر ۳/۱۹ می باشد که بیان می کند با افزایش یک درصد در شاخص قیمت مواد خوراکی، میزان صادرات ۳/۱۹ درصد افزایش می یابد. دلیل این امر شاید این باشد که با افزایش قیمت مواد خوراکی در داخل کشور، تقاضای داخلی کاهش می یابد و در نتیجه تولیدکنندگان انگیزه‌ی بیشتری برای صادرات فرآورده‌های خود پیدا می کنند. میزان صادرات همچنین نسبت به میزان سرمایه گذاری در کارگاههای بزرگ صنایع غذایی، کاهش پذیر است که این مقدار کاهش برابر ۱/۷۴ می باشد. به این معنی که با افزایش یک درصد سرمایه گذاری در صنایع غذایی، میزان صادرات فرآورده‌های این صنایع ۱/۷۴ درصد افزایش می یابد. با افزایش سرمایه گذاری و به موازات آن پیشرفت فناوری، این صنایع از حالت سنتی و مقیاس کوچک که کارایی اقتصادی کمتری دارند، خارج شده و توان تولیدی آنها افزایش می یابد که در نتیجه‌ی آن می توانند فرآورده‌هایی با کیفیت و تنوع بیشتر تولید کرده و از این راه، را در صحنه‌ی رقابت جهانی باز کنند. میزان حساسیت صادرات نسبت به متغیر مجازی جنگ ۶۰/۱۹- است. مقدار این ضریب نشان می دهد که وجود جنگ تحمیلی طی سالهای ۶۸-۶۰ میزان صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی را سالانه ۰/۱۹ درصد کاهش داده است. ضریب مربوط به متغیرهای شاخص قیمت صادراتی و نرخ ارز اثر معنی داری بر صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی از خود نشان نداده اند.

پیشنهادها

بر اساس یافته‌های پژوهش پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه می گردد:

- با توجه به اینکه صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی نسبت به سرمایه گذاری در این صنایع کاهش پذیر و رابطه مستقیم دارد، پیشنهاد می گردد که دولت تسهیلاتی را جهت سرمایه گذاری در این صنایع ایجاد کند.

- با توجه به اینکه مقدار صادرات فرآورده‌های صنایع غذایی با شاخص قیمت مواد غذایی رابطه‌ی مستقیم و کشش پذیر دارد، پیشنهاد می‌گردد که با اعمال سیاست‌های مناسب در زمینه قیمت گذاری و تولید فرآورده‌های صنایع غذایی، از این فعالیت‌ها حمایت گردد.

منابع

اطلاعات اقتصادی و اجتماعی کشور (سال‌های مختلف)، موسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سال‌های مختلف)، اداره حساب‌های اقتصادی. خلیلیان، ص. و ع. فرهادی (۱۳۸۱)، بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۹: ۸۴-۷۱.

سالنامه آماری مربوط به سال‌های ۸۰-۶۰، مرکز آمار ایران. عبدشاهی، ع. (۱۳۷۸)، بررسی اقتصادی تولید مرکبات استان فارس و صادرات مرکبات ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

غضنفری، ف. (۱۳۷۷)، بهینه‌سازی فرایند اقتصادی در صنایع غذایی، مجموعه مقالات همایش صنایع غذایی، نقش و اهمیت طراحی و مهندسی در صنایع غذایی، دانشگاه فردوسی مشهد.

فتحی، ی. (۱۳۸۱)، تجزیه و تحلیل مزیت نسبی صادراتی گروه‌های مختلف صنایع غذایی ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۳۸: ۱۵۲-۱۲۹.

فرح بخش، ن. و ب. نوروزی (۱۳۸۲)، تجزیه و تحلیل توانمندی‌های تولیدی و صادراتی صنایع غذایی ایران، شبکه نقطه تجاری ایران.

<http://www.irtp.com/farsi/news/pajuhesh/۱۹/۶.htm>.

مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، بررسی مزیت نسبی محصولات کشاورزی منتخب، (۱۳۸۲). تهران.

نصیرزاده، غ. (۱۳۶۵)، صنعت در جهان متغیر، انتشارات امیرکبیر، ص ۲۵۶، تهران. نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

- Athukorala, P.C., K. Sen, (۱۹۹۸), Processed food exports from developing countries: patterns and determinants, *Food Policy*, ۲۳: ۱-۱۰۹.
- Engle, R.F., C.W.J. Granger, (۱۹۸۷), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, ۵۵: ۲۵۱-۲۸۱.
- Islam, N., A. Subramanian, (۱۹۸۹), Agricultural exports of developing countries: estimates of income and price elasticities of demand and supply, *Agricultural Economics*, ۴۲: ۲۲۱-۲۳۱.
- Jeffee, S., S. Henson, (۲۰۰۴), Standards and Agro-Food Exports from Developing Countries: Rebalancing the Debat, World Bank, Policy Research Working Paper, <http://econ.worldbank.org>.
- Pesaran, M.H. and B. Pesaran, (۱۹۹۷), Working with Microfit ۴.۰: An introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M.H. and Y. Shin, (۱۹۹۵), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, DAE Working Paper No.۹۵۱۴, Department of Applied Economics, University of Cambridge.