

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دهم، شماره ۳۹، پاییز ۱۳۸۱

## بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران

دکتر صادق خلیلیان، علی فرهادی\*

### چکیده

صادرات بخش کشاورزی سهم قابل توجهی از صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده و از جایگاه ارزآوری درخور توجهی برخوردار بوده است. لذا بررسی عوامل تأثیرگذار بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی ضروری به نظر می‌رسد. در تحقیق حاضر عوامل مؤثر بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی طی دوره ۱۳۴۱-۷۸ با استفاده از تحلیل سریهای زمانی و تکنیکهای همگرایی بررسی شده است. نتایج تجربی تحقیق نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی کشور (ظرفیت تولیدی)، قیمتهای نسبی صادرات و مصرف داخلی (تقاضای داخلی) بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی تأثیر

---

\* به ترتیب: استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس و پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.

Email: khalil\_s@modares.ac.ir

Email: alifarhadi52@yahoo.com

معنیدار دارند. همچنین اثر نرخ ارز مؤثر صادراتی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی معنیدار نیست که این خود دلیلی بر نامناسب بودن سیاستهای ارزی دولت در زمینه صادرات محصولات کشاورزی در دوره مورد مطالعه بوده است.

کلید واژه‌ها:

صادرات بخش کشاورزی، تکنیک همگرایی، روش ARDL، سازوکار تصحیح خطا (ECM).

### مقدمه

بحث تجارت خارجی یکی از مباحث مهم در توسعه اقتصادی کشور است. این بخش منبع تأمین درآمدهای ارزی برای سرمایه‌گذاری و جذب فناوری نوین در جهت افزایش توان تولیدی اقتصاد کشور است (ابریشمی، ۱۳۷۵). کلاسیکها معتقدند که تجارت وسیله‌ای برای گسترش بازار داخلی، تقسیم کار، افزایش کارایی، بهبود بهره‌وری و رشد و توسعه اقتصادی است و به عنوان موتور رشد و توسعه اقتصادی عمل می‌کند (م. میر، ۱۳۷۸).

تجارت خارجی ایران با صادرات تک‌محصولی و وابستگی شدید به درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت شناخته می‌شود. از زمان پیدایش نفت در ایران تا به امروز سهم صادرات آن از کل صادرات رو به افزایش بوده است. علاوه بر این، صادرات نفت در طول چند دهه اخیر بویژه پس از انقلاب اسلامی ایران همواره با نوسانهای درخور توجهی همراه بوده و اقتصاد کشور را با بحرانهای جدی مواجه ساخته است.

لزوم گریز از صادرات تک‌محصولی و رهایی از مشکلات ناشی از آن، ایجاد تنوع در محصولات صادراتی، تأمین ارز جهت سرمایه‌گذاری و افزایش سهم در تجارت جهانی و بازارهای بین‌المللی، اهمیت صادرات غیرنفتی را به وضوح نشان می‌دهد. صادرات کالاهای غیرنفتی در فعالیتهای اقتصادی اهمیت ویژه‌ای داشته و اثر آن بر اقتصاد و رشد نسبی انکارناپذیر بوده است

بررسی عوامل مؤثر...

اما از آنجا که به طور جدی و مناسب مورد توجه قرار نگرفته و به شکل پهنه‌ای تحت برنامه‌ریزی مدون قرار نگرفته، نتیجه مطلوبی در رهیافت توسعه اقتصادی کشور به دست نداده است (اکبری و همکاران، ۱۳۷۹).

در ایران صادرات بخش کشاورزی در طول دوره مورد مطالعه ۱۳۴۱-۷۸ به طور میانگین ۴۰ درصد صادرات غیرنفتی کشور را تشکیل داده است. با تقویت این بخش از یک طرف می‌توان کشور را در تولید برخی کالاهای راهبردی به خودکفایی رساند و از طرف دیگر دریافتهای ارزی حاصل از صدور این محصولات را به طور قابل توجهی افزایش داد. لذا می‌توان از بخش کشاورزی کشور به عنوان یک بخش تجاری یاد کرد. این بخش دارای مزیتها و مشخصه‌های مهمی همچون تنوع آب و هوایی، دمای مناسب، تنوع زمین، نیروی کار ارزان، بستر فعالیت اقتصادی نزدیک به نیمی از جمعیت کشور، وابستگی کمتر به فناوری پیچیده و داشتن امکانات گسترش تولید است.

اصولاً لازمه شکلگیری یک بخش قوی در درازمدت، اتخاذ سیاستهای مناسب است. این سیاستها بدون شناسایی و تشخیص عوامل مؤثر و مهم نمی‌تواند عملی شود. بنابراین به منظور تقویت بخش کشاورزی و افزایش صادرات محصولات این بخش، بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی امری است ضروری.

در زمینه رفتار عرضه صادرات بخش کشاورزی کشور و عوامل تأثیرگذار بر آن مطالعاتی انجام گرفته است که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود:

میرزایی اخججهانی در تحقیق عوامل مؤثر بر عرضه صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی را بررسی کرده و نتیجه گرفته است که کشش قیمتی و درآمدی عرضه صادرات بخش کشاورزی و سنتی، کوچکتر از واحد است. به عبارت دیگر عرضه صادرات کالاهای بخش کشاورزی و سنتی نسبت به قیمت نسبی صادرات و درآمد عرضه کنندگان کالاهای صادراتی کم کشش است (میرزایی اخججهانی، ۱۳۷۱).

فطرس در تحقیق خود با عنوان "بررسی اثر سیاستهای پولی و مالی دولت بر متغیرهای

عمده بخش کشاورزی" به این نتیجه می‌رسد که سیاست مالی دولت اثر معنیداری بر صادرات بخش کشاورزی نگذاشته ولی سیاست پولی دولت، بویژه سیاست ارزی (کاهش شدید ارزش ریال نسبت به پولهای خارجی)، اثر مثبت و درخور توجهی بر افزایش صادرات بخش کشاورزی گذاشته است (فطرس، ۱۳۷۵).

نیک اقبالی در مطالعه‌ای نشان داده است که شاخص قیمت نسبی عرضه صادرات کشاورزی، شوک ناشی از عرضه تولیدات کشاورزی، فشار تقاضای داخلی، انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی آن، شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز و روند زمانی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی تأثیر معنیدار دارند و در بین ضرایب برآورد شده، شوک عرضه یا تغییرات ناگهانی تولید محصولات کشاورزی بیشترین تأثیر را دارد (نیک اقبالی، ۱۳۷۸).

مطالعات فوق با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) انجام گرفته است.

### روش‌شناسی تحقیق

این مطالعه به جهت نوع تحقیق به روش کتابخانه‌ای انجام گرفته است. با استفاده از اطلاعات گردآوری شده در زمینه نظریه و ساختار مدل عرضه صادرات محصولات کشاورزی ایران اقدام به تبیین و تعیین ساختار مدل و شناسایی متغیرهای مؤثر بر عرضه صادرات از نظر تئوری شد. آمار و داده‌های لازم از نشریه‌های مختلف بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و... به دست آمده است<sup>۱</sup>.

مدل انتخابی با استفاده از داده‌های سریهای زمانی دوره ۱۳۴۱-۷۸ از طریق تکنیک همگرایی تخمین زده شد. در این زمینه نرم‌افزار Microfit 4.0 به کار رفت. پس از تخمین مدل، با استفاده از ضرایب به دست آمده، تجزیه و تحلیل لازم انجام گرفت.

۱. داده‌های آماری مورد استفاده در این تحقیق از منابع ۳، ۴ و ۵ استخراج شده است.

### ۱. روش ARDL

در این تحقیق از مدل‌های خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. مزیت به کارگیری روش ARDL این است که صرف نظر از اینکه متغیرهای توضیحی  $I(0)$  یا  $I(1)$  باشد، می‌توان رابطه همگرایی بین متغیرها را بررسی کرد و به دست آورد (یوسفی، ۱۳۷۹).

یک مدل ARDL  $(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$  رابطه‌ای به قرار زیر دارد:

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

که در آن:

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

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq_i} L^{q_i} \quad (3)$$

$L$  عملگر وقفه؛  $W_t$  برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت؛  $P$  وقفه‌های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و  $q_i$  وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است.

روش ARDL شامل دو مرحله است. در مرحله اول، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی بدین ترتیب آزمون می‌شود: اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویا به سمت تعادل درازمدت گرایش می‌یابد. بنابراین برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق چنین محاسبه می‌شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p \delta \hat{\alpha}_i - 1} \quad (4)$$

اگر کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی<sup>۱</sup>، دولادو<sup>۲</sup> و مستر<sup>۳</sup> در سطح اطمینان مورد نظر کوچکتر از کمیت آماره<sup>۱</sup> محاسباتی فوق باشد، فرض  $H_0$  رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

در مرحله دوم، تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب درازمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. ضرایب درازمدت متغیرهای توضیح‌دهنده براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i_1} + \hat{\beta}_{i_2} + \hat{\beta}_{i_3} + \dots + \hat{\beta}_{i_{q_i}}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p} \quad (5)$$

که در آن،  $\hat{p}$  و  $\hat{q}_i$  برای  $i=1, 2, 3, \dots, k$  مقادیر انتخاب شده  $p$  و  $q_i$  براساس یکی از ضوابط تعیین وقفه هستند (نوفرسی، ۱۳۷۸).

یکی از موارد مهم در زمینه مدل ARDL، تعیین وقفه‌های بهینه است. پسران و شین نشان داده‌اند که اگر وقفه‌های مناسب برای مدل ARDL در نظر گرفته شود، تخمین‌زنده‌های OLS در مورد پارامترهای کوتاهمدت سازگارند و تخمینهای حاصل از مدل ARDL در درازمدت فوق‌سازگارند. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کونین (HQC) و یا  $\bar{R}^2$  تعیین کرد (یوسنی، ۱۳۷۹).

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانهای کوتاهمدت (عدم تعادل کوتاهمدت) متغیرها را به مقادیر درازمدت آنها ارتباط می‌دهد. به باور انگل و گرنجر هر رابطه

1. Banerjee  
3. Master

2. Dolado

درازمدت، یک مدل ECM کوتاهمدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس (Engle & Granger, 1987 ; Enders, 1995).

برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همگرایی درازمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس به کمک روش OLS ضرایب الگو را برآورد کنیم (Inder, 1993 ; Dolado & et. al., 1999). در نرم‌افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی درازمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه کند.

## ۲. تصریح مدل عرضه صادرات محصولات کشاورزی

در تحقیق حاضر تابع عرضه صادرات به شکل تک معادله و مستقل از تابع تقاضای صادرات با این فرض تخمین زده می‌شود که عرضه‌کننده‌های صادراتی کشور ایران کوچک و گیرنده قیمت هستند و محصولات خود را در بازار رقابتی عرضه می‌کنند و به فروش می‌رسانند. از طرفی با توجه به ماهیت سیاست تجاری اتخاذ شده در کشور (راهبرد جایگزینی واردات)، صادرات غیرنفتی (و صادرات کشاورزی) به صورت مازادی از تقاضای داخلی محسوب می‌شود و نیز فرض بر این است که با توجه به ماهیت کالاهای کشاورزی، عرضه این کالاها تقاضای خود را ایجاد می‌کند (زیرک مرتضایی، ۱۳۷۸).

مدل عرضه صادرات محصولات کشاورزی به شکل لگاریتمی دو طرفه و به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$LXA_t = \beta_0 + \beta_1 LP_t + \beta_2 LY_t + \beta_3 LCO_t + \beta_4 LEX_t + \beta_5 D + u_t \quad (6)$$

در معادله فوق:

$LXA_t$ : ارزش صادرات محصولات کشاورزی برحسب دلار آمریکا (که با استفاده از شاخص قیمت کشورهای

OECD به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ تبدیل شده است).

I: قیمت‌های نسبی که به صورت نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹) به شاخص قیمت کالاهای تولید و مصرف شده در داخل (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹) تعریف شده است.

Y: تولید ناخالص داخلی - شاخصی از ظرفیت تولید کشور (برحسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹)

CO: مصرف بخش خصوصی - شاخصی از میزان تقاضای داخلی (برحسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹)

EX: نرخ ارز مؤثر صادراتی (یک دلار آمریکا برحسب ریال)

D: متغیر موهومی که برای سالهای ۱۳۶۸-۷۳ (سالهای تعدیل اقتصادی) عدد یک و برای بقیه سالها عدد صفر به خود گرفته است.

I: لگاریتم طبیعی

### برآورد مدل و نتایج تجربی

در این قسمت، نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی ارائه می‌شود که با استفاده از روش ARDL به دست آمده است. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها، با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، از ضابطه شوارتز - بیزین (SBC) استفاده شده است؛ زیرا ضابطه مذکور در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند. برآورد مدل پویای ARDL به صورت زیر انجام می‌گیرد:

ARDL (۱,۰,۰,۰,۰,۰):

$$I.\hat{X}_t = 1/12 + 0/38 I.XA(-1) - 0/94 I.CO + 0/25 LP + 0/04 LEX + 1/14 LY + 0/19 D \quad (7)$$

$$(1/29) \quad (3/04) \quad (-3/37) \quad (2/62) \quad (1/05) \quad (3/49) \quad (1/98)$$

$$R^2 = 0/87 \quad D.W = 2/22 \quad h_d = -1/5 \quad F = 37/76$$

عددهای درون پرانتز آماره t ضرایب را نشان می‌دهد. چنانکه ملاحظه می‌شود، براساس SBC یک وقفه بهینه برای لگاریتم ارزش صادرات کشاورزی و برای سایر متغیرها وقفه بهینه صفر تعیین شده است.

پس از تخمین مدل پویای ARDL، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها آزمون شد. در



بررسی عوامل مؤثر...

صورتی که مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویا به سمت تعادلی درازمدت گرایش خواهد یافت.

با توجه به رابطه ۴، آماره مورد نیاز جهت آزمون به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^P \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^P s\hat{\alpha}_i} = \frac{0/38 - 1}{0/1252} = -4/95 \quad (8)$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴/۴۳- است، فرضیه  $H_0$  رد می شود. بنابراین یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی وجود خواهد داشت. رابطه درازمدت بین متغیرهای الگو به صورت زیر برآورد می شود:

$$LXA = 1/82 - 1/52 LCO + 0/40 LP + 0/06 LEX + 1/84 LY + 0/31 D \quad (9)$$

$$(1/29) \quad (4/0) \quad (22/68) \quad (1/11) \quad (4/45) \quad (1/97)$$

عددهای درون پرانتز آماره ۱ مربوط به ضرایب است. ضرایب درازمدت مربوط به متغیرهای لگاریتم مصرف بخش خصوصی (LCO)، لگاریتم قیمت‌های نسبی (LP) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LY) در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ضریب متغیر مجازی در سطح اطمینان ۹۴ درصد معنی‌دار است. ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز مؤثر صادراتی معنی‌دار نیست.

نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی در زیر

آمده است:

$$\Delta LXA = 1/12 \Delta C - 0/94 \Delta LCO + 0/24 \Delta LP + 0/04 \Delta LEX + 1/14 \Delta LY + 0/19 \Delta D - 0/62 ecm \quad (-1)$$

$$(1/23) \quad (-3/27) \quad (2/62) \quad (1/05) \quad (3/49) \quad (1/98) \quad (-4/95)$$

$$R^2 = 0/5 \quad D.W = 2/23 \quad F = 4/48 \quad (10)$$

عددهای درون پرانتز آماره‌های ۱ مربوط به ضرایب را نشان می دهد. بجز ضریب  $\Delta LEX$  و  $\Delta C$ ، تمامی ضرایب معنی‌دار است. ضریب جمله تصحیح خطا،  $ecm (-1)$ ، معنی‌دار و

علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر  $0/62$  - و بدین معنی است که حدود ۶۲ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر ارزش صادرات محصولات کشاورزی از مقادیر تعادلی درازمدت خود، پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. لذا می‌توان گفت که سرعت تعدیل در مدل منتخب نسبتاً بالا و مطلوب است.

### بحث و نتیجه‌گیری

- صادرات محصولات کشاورزی نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی کشور حساسیت بیشتری در مقایسه با سایر عوامل مؤثر منظور شده در مدل دارد. کشش عرضه صادرات نسبت به تولید ناخالص داخلی حدود  $1/84$  است. این واقعیت نشان می‌دهد که چنانچه تولید ناخالص داخلی کشور، که نماینده‌ای از ظرفیت تولیدی کشور است، یک درصد افزایش یابد، ارزش صادرات محصولات کشاورزی  $1/84$  درصد افزایش پیدا می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که رشد صادرات محصولات کشاورزی همسو با رشد اقتصادی کشور است. چنانچه بهره‌وری عوامل تولید در اقتصاد کشور بویژه در بخش کشاورزی افزایش یابد و از امکانات موجود و ظرفیتهای تولیدی بلااستفاده به شکل بهینه در جهت افزایش تولیدات بخش کشاورزی و رشد این بخش استفاده شود، افزایش صادرات محصولات بخش کشاورزی دور از انتظار نخواهد بود.

- صادرات محصولات کشاورزی نسبت به میزان مصرف داخلی نیز کشش‌پذیر است و میزان این کشش حدود  $1/52$  - است. علامت منفی این کشش نشان‌دهنده رابطه معکوس بین ارزش صادرات محصولات کشاورزی و میزان مصرف بخش خصوصی در داخل کشور است. چنانچه مصرف بخش خصوصی یک درصد افزایش یابد، صادرات محصولات کشاورزی به میزان  $1/52$  درصد کاهش می‌یابد. این واقعیت گویای این است که کالاهای صادراتی بخش کشاورزی عمدتاً مصرفی و صادرات این بخش مازاد تقاضای داخلی است. بنابراین، صادرات کشاورزی را می‌توان حتی بدون افزایش تولید، یعنی از طریق کاهش مصرف بخش خصوصی

افزایش داد.

- صادرات محصولات کشاورزی نسبت به قیمت‌های نسبی کم‌کاهش است. مقدار این کاهش نزدیک به  $0/40$  و بدین معناست که اگر قیمت صادراتی کالاهای کشاورزی یک درصد افزایش یابد و یا در صورت ثابت بودن قیمت‌های صادراتی، از قیمت کالاهای صادراتی بخش کشاورزی در بازارهای داخل کشور یک درصد کاسته شود، میزان صادرات محصولات کشاورزی با ثابت بودن سایر شرایط حدود  $0/4$  درصد افزایش می‌یابد. کم‌کاهش بودن صادرات محصولات کشاورزی نسبت به تغییرات قیمت‌های نسبی به علت انعطاف‌پذیری اندک عرضه این بخش است.

- ضریب متغیر نرخ ارز مؤثر صادراتی در معادله عرضه صادرات محصولات کشاورزی مورد نظر معنیدار نشده و مقدار عددی این ضریب خیلی کوچک و در حدود  $0/06$  به دست آمده است. به عبارت دیگر، ضریب نرخ ارز اختلاف معنیداری با صفر نداشته و تغییرات نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی بی‌تأثیر بوده است.

ضریب متغیر مجازی مربوط به سالهای اجرای سیاست تعدیل اقتصادی (۱۳۶۸-۷۳) معادل  $0/31$  به دست آمده است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد که اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی طی سالهای مذکور، ارزش صادرات محصولات کشاورزی را سالانه  $0/31$  درصد افزایش داده است که این مسئله می‌تواند تغییری ساختاری تلقی شود.

در مجموع می‌توان گفت که افزایش نرخ رشد تولیدات داخلی، کاهش قیمت داخلی محصولات صادراتی کشاورزی و اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی می‌تواند سبب افزایش صادرات محصولات کشاورزی و بهبود تراز پرداخت‌های ارزی کشور شود. ضمن اینکه کاهش ارزش پول داخلی، با توجه به مقادیر عددی ضریب متغیر مربوط و سطح معنیداری آن، جهت تشویق صادرات محصولات کشاورزی سیاست مطلوبی نخواهد بود.

## پیشنهادهای

با توجه به نتایج مذکور پیشنهادهای زیر جهت بهبود وضعیت صادرات بخش کشاورزی ارائه می شود:

- میزان تولید ناخالص داخلی کشور بیشترین تأثیر را در افزایش صادرات کشاورزی دارد. بنابراین، سیاستهایی که بتواند رشد اقتصادی و رشد بخش کشاورزی را تسریع بخشد، موجب بهبود ارزش صادرات محصولات کشاورزی خواهد شد. در این زمینه افزایش بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی و استفاده از ظرفیتهای تولیدی این بخش می تواند میزان صادرات کشاورزی را بهبود دهد.

- با توجه به اینکه میزان تقاضا و مصرف داخلی، صادرات بخش کشاورزی را می‌کاهد بنابراین می‌توان با متنوع ساختن محصولات صادراتی بخش و تولید و صدور محصولات صرفاً صادراتی، تا حدودی از تأثیر مصرف داخلی بر صادرات این بخش کاست.

- به دلیل تأثیر مثبت سیاست تعدیل اقتصادی اتخاذ شده در دوره ۱۳۶۸-۷۳ بر صادرات محصولات کشاورزی، دولت می‌تواند این سیاست را با اصلاحات لازم به منظور رونق صادرات محصولات کشاورزی مورد توجه ویژه قرار دهد.

## منابع

۱. ابریشمی، حمید (۱۳۷۵)، اقتصاد ایران، شرکت انتشارات علمی و فرهنگی، چاپ اول، تهران.
۲. اکبری، محمدرضا و حسین کریمی هسنیجه (۱۳۷۹)، تأثیر رشد صادرات بر رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه، مجله برنامہ و بودجه، شماره ۵۲ و ۵۳، ص ۶۳ تا ۸۴.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۸)، دایره شاخص بهای عمده‌فروشی، شاخص بهای عمده‌فروشی.
۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۹)، چهل سال حسابه‌های ملی ایران ۱۳۳۸-۷۷.

۵. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سahای مختلف)، ترازنامه و گزارش اقتصادی.
۶. زیرک مرتضایی، محسن (۱۳۷۸)، بررسی تأثیر عدم اطمینان حاصل از نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.
۷. فطرس، محمدحسن (۱۳۷۵)، بررسی اثر سیاستهای پولی و مالی دولت بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی (۱۳۵۰-۷۰). مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، جلد اول، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، ص ۲۱۳ تا ۲۴۹.
۸. گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، تهران.
۹. م. میر، جلال (۱۳۷۸)، مباحث اساسی اقتصاد توسعه، ترجمه غلامرضا آزاد، نشر نی، چاپ اول، تهران.
۱۰. میرزایی اخیجehانی، حسین (۱۳۷۱)، تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی عوامل مؤثر در توسعه صادرات غیرنفتی ایران، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.
۱۱. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.
۱۲. نیک اقبالی، سیروس (۱۳۷۸)، بررسی اثر نوسانات نرخ واقعی ارز و انحرافات نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی آن بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.
۱۳. یوسفی، داوود (۱۳۷۹)، بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران بوسیله تکنیک همگرایی، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

14. Dolado, J.J., J. Gonzalo and F. Marmol (1999), Cointegration, on line:

<http://halweb.uc3m.es/esp/personals/jgoinzalo/cointegration.pdf>, 27p.

15. Enders, W. (1995), *Applied econometric time series*, John Wiley and Sons, INC.
16. Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55: 251-276.
17. Inder, B. (1993), Estimating long-run relationship in economics, *Journal of Econometrics*, 57: 53-68.
18. Islam, N. and A. Subramanian (1989), Agricultural exports of developing countries: Estimates of income and price elasticities of demand and supply, *Agricultural Economics*, 42: 221-231.
19. Pesaran, M.H. and B. Pesaran (1997), *Working with Microfit 4.0: An introduction to econometrics*, Oxford University Press, Oxford.