

## تأثیر بی‌ثباتی صادرات محصولات کشاورزی بر بخش کشاورزی

یونس میرجلیلی\* دکتر صادق خلیلیان\*

سمیه نوری‌زاده فیروزآبادی\*

پذیرش: ۸۹/۱۰/۲۰

دریافت: ۸۸/۵/۵

بی‌ثباتی صادراتی / رشد بخش کشاورزی / عرضه صادرات / ARDL

### چکیده

کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که به‌عنوان یک نهاده تولیدی استفاده می‌شود، سهم اعظم واردات اغلب کشورهای درحال توسعه را تشکیل می‌دهند و چون منابع تأمین مالی این نوع واردات از محل درآمدهای صادراتی است، لذا، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی در واردات این نهاده‌های تولیدی اختلال ایجاد کرده و به‌دنبال آن، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرپذیری و نوسانات قیمت به نوسانات کلان اقتصادی منجر شده و این امر در بی‌ثباتی درآمد ملی ظهور یافته و به شکاف میان مزیت‌های بالقوه و مؤثر ناشی از تخصص‌گرایی بین‌المللی ختم می‌شود.

در این مطالعه، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی ایران در دوره ۸۵-۱۳۳۸ و تأثیر آن بر رشد بخش صادرات و عرضه محصولات کشاورزی، بررسی شده است. براساس نتایج به‌دست آمده، بیش‌ترین سطح نوسان‌ها در دوره اجرای برنامه اول و دوم توسعه و در آغاز سیاست‌های تعدیل اواخر دهه ۷۰، مربوط به صادرات بخش کشاورزی بوده است. همچنین اگر بی‌ثباتی صادرات کشاورزی یک درصد افزایش یابد، ۱۸٪ درصد از رشد

Y\_mirjalili@yahoo.com

Khalil\_s@modares.ac.ir

\*. کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.  
\*\*. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.  
\*\*\*. کارشناس اقتصاد صنعتی، دانشگاه یزد.  
■ یونس میرجلیلی، مسئول مکاتبات.

بخش کشاورزی کاسته می‌شود؛ لذا شناخت عوامل بی‌ثباتی و استفاده از راهکارهای کاهش آن، امری روشن و ضروری است. برآورد مدل عرضه صادرات محصولات کشاورزی، نشان می‌دهد به ازای هر واحد افزایش در تولید محصولات کشاورزی،  $0/3$  واحد صادرات این بخش رونق می‌یابد. همچنین یک واحد کاهش در ارزش پول ملی، به افزایش این صادرات به میزان  $1/6$  واحد ختم می‌شود؛ بنابراین، توجه به این مقوله در اتخاذ سیاست‌های ارزی نیز ضروری است. رابطه تعادلی بلندمدت تابع صادرات بخش کشاورزی، نشانگر اثر مثبت بی‌ثباتی صادراتی بر صادرات کشاورزی است و می‌توان گفت از آنجا که در دوره مذکور، تقریباً در تمام سال‌ها، مقادیر بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی، مثبت بوده است، صادرکنندگان و تولیدکنندگان آن را دائمی می‌دانند.

**طبقه‌بندی JEL: F02, O41, Q17, C22**

## مقدمه

با توجه به این که محصولات کشاورزی و سنتی، قسمت مهمی از صادرات غیرنفتی ایران را تشکیل می‌دهد، و با در نظر گرفتن اقتصاد کوچک و وابسته ایران به درآمدهای صادراتی، انتظار می‌رود رقابت‌پذیری صنایع صادراتی در صورت مواجهه با شوک‌های غیرقابل انتظار و زودگذر، کاهش یابد.<sup>۱</sup> بر همین اساس، این مقاله اثر بی‌ثباتی درآمد صادراتی بر رشد کشاورزی در سال‌های ۸۵-۱۳۳۸ را بررسی کرده است. از آنجا که مدل‌سازی بر روی متغیرهای جمعی می‌تواند به تورش جمعی‌سازی منجر شده و روابط صحیح شناسایی نشود، مطالعه حاضر این موضوع را به صورت موضوعی مطالعه کرده است. همچنین، برای کسب اطلاعات بیشتر درباره موضوع مورد بحث، از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. این مقاله، با تأکید بر رویکرد نوین اقتصادسنجی سری‌های زمانی در قالب روش ARDL، رابطه میان بی‌ثباتی صادرات و اثر آن بر بخش کشاورزی اقتصاد ایران را بررسی می‌کند. در بخش دوم مقاله، مبانی نظری اثرات خرد و کلان بی‌ثباتی ارائه شده است. در بخش سوم، الگوی تجربی تحقیق، شامل شاخص‌های بی‌ثباتی صادراتی و مدل‌های مورد استفاده تحقیق بررسی شده و در بخش چهارم روش ARDL معرفی می‌شود. بخش پنجم به برآورد و ارائه نتایج و بحث پرداخته و در نهایت، توصیه‌های سیاستی در بخش ششم آورده شده است.

## ۱. مبانی نظری

## ۱-۱. پیامدهای کلان بی‌ثباتی صادراتی

بر اساس نظریه‌های تجارت بین‌الملل، کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از مزیت نسبی و فراوانی نهاده‌های تولیدی از تخصص‌های اولیه اقتصادی بهره‌مند می‌شود. همچنین وفور نهاده‌های تولیدی این کشورها، ورود سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی را تشدید می‌کند. در همین حال، برخی اقتصاددانان توسعه تخصص‌گرایی بین‌المللی<sup>۲</sup> را به لحاظ وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی، مورد انتقاد قرار می‌دهند. این گروه معتقدند تخصص‌گرایی بین‌المللی صدور کالا برای یک کشور، به وابستگی شدید آن کشور

۱. ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۱۹.

2. International specialization.

به درآمدهای صادراتی منجر شده و به دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، در صورت نوسانات شدید درآمد، درآمد صادراتی بی‌ثبات شده و این امر بر کل اقتصاد اثر منفی خواهد گذاشت. به عبارت دیگر، صادرات در کشورهای در حال توسعه به عنوان یک نهاد تولیدی (مواد اولیه واسطه‌ای) رفتار می‌کند. زیرا، کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که در اغلب این کشورها به عنوان نهاد تولیدی استفاده می‌شود، سهم اعظم واردات را تشکیل می‌دهد و منابع تأمین مالی این نوع واردات، از محل درآمدهای صادراتی است، لذا، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی موجب اختلال واردات این نوع نهادهای تولیدی شده و به دنبال آن، رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد. تغییرپذیری و نوسانات قیمت، به نوسانات کلان اقتصادی منجر شده و این امر، در بی‌ثباتی درآمد ملی ظهور می‌یابد و به شکاف میان مزیت‌های بالقوه و مؤثر ناشی از تخصص‌گرایی بین‌المللی منجر می‌شود. در نظریه‌های سنتی توسعه اقتصادی، بر پیامدهای منفی بی‌ثباتی کلان اقتصادی تأکید شده است. براساس نظریه میردال (۱۹۵۸) بی‌ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبیده باشد، به تورم اقتصادی منتهی می‌شود. در این شرایط، کسری بودجه، چرخه متقابلی از خود نشان می‌دهد که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است؛ و به دلیل وجود اثر چرخ‌دنده‌ای، رابطه مثبتی میان کسری بودجه و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی مشاهده می‌شود. براساس نظریه نرکس (۱۹۶۲) و قبل از آن کینز (۱۹۳۸)، بی‌ثباتی کلان اقتصادی به نااطمینانی در اقتصاد منجر شده و این امر بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی تأثیر منفی خواهد گذاشت. در این رابطه، کینز معتقد است نااطمینانی زمانی رخ می‌دهد که هیچ پایه علمی برای ارائه هرگونه محاسبات احتمالی وجود نداشته باشد. البته پیشرفت‌های اخیر در ادبیات ریسک این امکان را فراهم می‌کند تا در این رابطه از محاسبات ریسک استفاده شود. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی از سوی هیرشمن (۱۹۵۸) و فریدمن (۵۷-۱۹۵۴) مبتنی بر رویکردهای مختلف مورد انتقاد قرار گرفت<sup>۱</sup>. هیرشمن مشاهده کرد که نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه‌مدت به طور قابل توجهی واردات کالاهای ساخته شده را کاهش می‌دهد و این امر به نفع صنایع تولید داخلی خواهد بود. این منفعت، ناشی از اثر پیامدهای استراتژی جاننشینی واردات بر رشد اقتصادی است. به اعتقاد فریدمن، در این رابطه

بر اساس نظریه درآمد دائمی، بی‌ثباتی درآمدی به افزایش نرخ پس‌انداز منجر می‌شود؛ لذا آزادسازی بازار کالاهای اولیه، سهم درآمدهای صادراتی را از بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی منتقل می‌کند. به همین دلیل، فرضیه درآمد دائمی فریدمن یکی از محورهای اصلی مباحث مدیریت ریسک محسوب می‌شود. در ادبیات اقتصادی بر رابطه بین بی‌ثباتی صادرات کالای اولیه و رقابت‌پذیری<sup>۱</sup> در کوتاه‌مدت بسیار تأکید شده است. اما در بلندمدت بی‌ثباتی این گونه درآمدها می‌تواند به نوسانات رشد اقتصادی منجر شود.<sup>۲</sup>

## ۱-۲. پیامدهای خرد بی‌ثباتی صادراتی

در این بخش ابتدا پیامدهای اقتصاد خرد ریسک و سپس مدیریت ریسک رفتار تولیدکنندگان بررسی می‌شود.

### ۱-۲-۱. پیامدهای خرد ریسک بر رفتار تولیدکنندگان

پرسش اولیه در این نوع تجزیه و تحلیل، این است که آیا بی‌ثباتی قیمت به بی‌ثباتی درآمد منجر می‌شود. البته، جواب این پرسش در کشورهای گیرنده قیمت مثبت است. هر چند منابع بی‌ثباتی قیمت (یعنی شوک‌های عرضه یا تقاضا)، در بی‌ثباتی قیمت‌ها و مقادیر کالاها نقش متفاوتی ایفا می‌کند، اما در مجموع، به بی‌ثباتی تولیدکنندگان منجر می‌شود. در کشورهای گیرنده قیمت، خواه صادرکننده کالای تجاری و یا صادرکننده کالای غیرتجاری باشند، بی‌ثباتی قیمت در دو شرایط مختلف به وجود می‌آید. یکی، در شرایط بی‌ثباتی تقاضا و دیگری، در شرایط بی‌ثباتی عرضه. در شرایط بی‌ثباتی تقاضا، قیمت‌ها و مقادیر با یکدیگر رابطه مستقیم دارند؛ بنابراین، بی‌ثباتی قیمت به نفع بی‌ثباتی درآمد است. به عبارت دیگر، در این حالت بی‌ثباتی به افزایش درآمد منتهی می‌شود. در شرایط بی‌ثباتی عرضه، محتمل‌ترین حالت ممکن این خواهد بود که بی‌ثباتی قیمت به تثبیت درآمد تولیدکنندگان منجر می‌شود. پرسش بعدی در این نوع تجزیه و تحلیل، چگونگی تأثیر بی‌ثباتی بر رفاه تولیدکنندگان است.

1. Competitiveness.

۲. ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۲۳.

برای مطالعه بیشتر در باره پیامدهای کلان بی‌ثباتی صادراتی، به ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴) رجوع کنید.

هزینه ریسک به عنوان مبلغی تعریف می شود که تولیدکنندگان مایلند برای اجتناب از بی ثباتی از طریق طرح بیمه رسمی با غیررسمی (برای پوشش پرمیوم ریسکی) بپردازند. همچنین، هزینه ریسک به چگونگی رفتار و نگرش بنگاه به ریسک بستگی دارد؛ به عنوان مثال، اگر بنگاه ریسک گریز باشد، هزینه ریسک با آن همبستگی مثبت دارد. اما وجود هزینه بالای ریسک، به معنای اجرای فرآیند تثبیت - به لحاظ روند چنین هزینه هایی - هم در سطح ملی و هم در سطح بین المللی نیست. در اینجا تأثیر بی ثباتی بر عرضه محصولات کشاورزی بررسی می شود.

اثر ریسک در تجزیه و تحلیل ادبیات نظری تحت فرضیه ریسک گریزی تولیدکننده، مبهم و نامعین است. افزایش ریسک درآمدی می تواند یا به جانشینی نیروی کار با فراغت (کاهش عرضه نیروی کار) منجر شود (اثر جانشینی) و یا تولیدکنندگان برای دستیابی به درآمد معین با شدت بیشتری فعالیت کنند (اثر درآمدی). احتمال دارد در شرایطی که تولیدکنندگان بسیار ریسک گریز باشند، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کرده و افزایش ریسک درآمدی به افزایش درآمد تولیدکنندگان منجر شود (الگوی ریسک ترکیبی). در نهایت، ریسک به لحاظ دارا بودن اثرات زیان بار بر ابداع تولیدات جدید و ذخیره تکنیک های محیطی، بر عرضه محصولات کشاورزی اثر منفی می گذارد. این موضوع، به ویژه در مورد تولیدکنندگان فقیر (با منابع مالی اندک) صادق است؛ بنابراین، برای محصولات کشاورزی اثرات ریسک را می توان براساس تئوری سبد دارایی تجزیه و تحلیل کرد. در این حالت، تولیدکنندگان به ازای افزایش ریسک درآمدی با انتخاب محصولات کشاورزی با بازدهی بالاتر، خود را بیمه می کنند. در این رابطه، مطالعات اقتصادسنجی خرد اندکی انجام شده است<sup>۱</sup>.

## ۲-۱. مدیریت بی ثباتی تولیدکنندگان محصولات کشاورزی

وقتی ریسک درآمدی به بی ثباتی منابع مصرفی منجر شود، رفاه اقتصادی کاهش می یابد. البته حداقل می توان بی ثباتی درآمدی را به طور جزئی از طریق بازارهای اعتباری (اخذ وام) و بیمه حذف کرد؛ اما در کشورهای فقیر (با توانایی مالی اندک)، وجود بازارهای بیمه

فعالیت‌های تولید و یا سهام کردن ریسک تولیدی خود با سایر تولیدکنندگان (تولیدات مشترک) در مقابل ریسک درآمدی بسیار محدود است. براساس تئوری درآمد دائمی، در شرایطی که اقتصاد با کمبود فرصت‌های بیمه‌ای مواجه شده و درآمد بنگاه‌ها زودگذر و موقتی باشد، این درآمدها به‌منظور جبران زیان‌های آتی، پس‌انداز می‌شود (پس‌انداز واسطه‌ای). همچنین، بنگاه‌ها تحت شرایط تحدیدهای ناشی از کاهش درآمد، تمایل زیادی به پس‌انداز داشته و این نوع پس‌اندازها بیش‌تر در قالب پس‌انداز احتیاطی شکل می‌گیرد. البته شرط لازم برای چنین پس‌اندازی ریسک‌گریزی بنگاه است؛ اما به‌هرحال، پس‌انداز احتیاطی بنگاه به‌دلیل وجود چسبندگی سطح مصرف به‌طور محدود تشکیل می‌شود. همچنین، پس‌اندازهای احتیاطی ناقص شکل می‌گیرد؛ به این معنی که این نوع پس‌اندازها برای اغلب بحران‌های درآمدی - که بنگاه‌ها با آن مواجه می‌شوند - کافی نیست. در این رابطه، بنگاه‌هایی که منابع مالی بسیار محدودی دارند، نسبت به شوک‌های درآمدی - به‌ویژه اگر دائمی باشند - بسیار آسیب‌پذیرند. براساس شواهد تجربی، تولیدکنندگان محصولات کشاورزی کشورهای درحال توسعه، همواره برای مقابله با چنین بحران‌هایی پس‌انداز احتیاطی و پس‌انداز واسطه‌ای دارند.

در این شرایط، تولیدکنندگان ریسک‌گریز می‌توانند با متنوع کردن فعالیت و حوزه کاری از چنین بحران‌هایی اجتناب ورزند. کشاورزان، با انتخاب مکان‌های متفاوت تولیدی از نظر میزان بارندگی، درجه آب‌وهوا و... - چه در سطح کشور و چه در سطح روستا - حوزه کاری فعالیت‌شان را متنوع می‌کنند، در این شرایط، برای مقابله با شرایط بحرانی در فعالیت تولیدی، باید در کنار تولید محصولات کشاورزی به فعالیت‌هایی مانند سفته‌بازی (که فعالیت‌های کشاورزی را دربر نمی‌گیرد) نیز پردازند. همچنین این‌گونه متنوع‌سازی فعالیت‌ها، ترکیب خودمصرفی تولیدات را حذف می‌کند. روش آخر را می‌توان به‌عنوان یک بیمه خوداتکایی در مقابل ریسک‌ها - وقتی قیمت محصولات کشاورزی کاهش می‌یابد (که منجر به زیان تولیدکننده و منفعت مصرف‌کننده می‌شود) - تفسیر کرد. به‌هرحال، این نوع متنوع‌سازی تولیدات، به‌دلیل بازدهی اندک محصولات کشاورزی، هزینه بالایی دارد. به‌طور کلی، متنوع‌سازی فعالیت‌ها، بنگاه‌های تولیدی را از منافع ناشی از تخصص در کار و فعالیت تولید باز می‌دارد. بنابراین، بنگاه‌های تولیدی می‌توانند در مواجهه

با شرایط بحرانی تولید، با تسهیم ریسک فعالیت‌ها از طریق تمهیدات مالی غیررسمی یا شبکه‌های همکاری مشترک، عکس‌العمل نشان دهند. در این مواقع، برخی توافقات کاری قراردادی به‌عنوان ابزار انتقال ریسک برای بنگاه‌های اقتصادی ریسک خنثی، مشخص شده است. اما به‌کارگیری این روش در مقایسه با بیمه‌های متعارف برای وضعیت‌های دشوار کاری، محدود است. تمام تمهیدات و مدیریت کاهش ریسک - همان‌گونه که به کاهش سطوح خودمصرفی و افزایش شبکه‌های همکاری مشترک منجر می‌شود - هزینه بالایی دارند. یک چنین هزینه‌هایی می‌تواند مداخله و همکاری دولت را - به‌ویژه با بنگاه‌های تولیدی با اعتبار مالی پایین - توجیه کند.<sup>۱</sup>

## ۲. الگوی تجربی

### ۲-۱. شاخص‌های بی‌ثباتی صادراتی

به‌طور کلی، برای معیار سنجش بی‌ثباتی صادراتی توافق عمومی مشخصی وجود ندارد. بنابراین، به‌دلیل به‌کارگیری شاخص‌های بی‌ثباتی مختلف در مطالعات متعدد، نتایج نیز متفاوت بوده است.<sup>۲</sup> در این بخش دو معیار بی‌ثباتی پیشنهاد شده برای مطالعات سری زمانی، ارائه می‌شود.<sup>۳</sup>

#### ۲-۱-۱. فیلتر هودریک - پرسکات<sup>۴</sup> (HP)

فیلتر HP، مقادیر هموار شده (S) سری زمانی Y را از راه حداقل کردن واریانس Y حول S، محاسبه می‌کند. این فیلتر مقادیر را به‌گونه‌ای برمی‌گزیند که تابع (۱) حداقل شود:<sup>۵</sup>

$$\sum_{t=1}^I (y_t - S_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(S_{t+1} - S_t) - (S_t - S_{t-1})]^2 \quad (1)$$

۱. ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۳۸-۳۶.

\* برای مطالعه بیش‌تر پیامدهای خرد بی‌ثباتی صادراتی، به ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴) مراجعه کنید.

۲. ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۳۸.

۳. برای مطالعه بیش‌تر شاخص‌های بی‌ثباتی صادراتی به ابریشمی و محسنی، ۱۳۸۴ مراجعه کنید.

4. Hodric - Prescott filter.

۵. صمدی (۱۳۸۲)؛ ص ۲۰۷.



فرم تابع هودریک - پرسکات (HPF) در نرم‌افزار مایکروفیت<sup>۱</sup> به صورت زیر است:

$$Y=HPF(X, \lambda) \quad (2)$$

این تابع به طور وسیعی برای روندزدایی در ادبیات چرخه‌های حقیقی تجاری<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. انتخاب عدد  $\lambda$  به فراوانی داده‌ها بستگی دارد. برای داده‌های سالانه  $\lambda=100$ ، داده‌های فصلی  $\lambda=1600$  و داده‌های ماهیانه  $\lambda=14400$  در نظر گرفته می‌شود. برای روندزدایی از متغیر  $X$ ، باید جزء روند  $Y$  را از آن جدا کرد. سپس متغیر جدیدی به نام  $Z$  معرفی کرده و دستور (۳) را وارد کرد.

$$Z=X-Y \quad (3)$$

متغیر جدید  $Z$  نشانگر جزء بدون روند از متغیر  $X$  است.<sup>۳</sup>

## ۲-۱-۲. شاخص بی‌ثباتی لاو

لاو<sup>۴</sup> در سال ۱۹۹۲، این معیار بی‌ثباتی - استفاده از قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج‌ساله آن (MA(5)) - را پیشنهاد کرد.<sup>۵</sup>

فرم عمومی تابع میانگین متحرک<sup>۶</sup> (MAV) در نرم‌افزار مایکروفیت به صورت زیر است:

$$Y=MAV(X, P) \quad (4)$$

که به صورت فرمول (۵)، میانگین متحرک درجه  $P$  برای متغیر  $X$  را محاسبه می‌کند.

$$Y_t = \frac{1}{P} (X_t + X_{t-1} + \dots + X_{t-p+1}) \quad (5)$$

اگر  $P$  عدد صحیح نباشد، برای انجام محاسبات از نزدیک‌ترین عدد صحیح استفاده می‌شود. ( $p > 0$ ).<sup>۷</sup>

1. Microfit.

2. Real Bussiness Cycle.

۳. تشکینی (۱۳۸۴)؛ ص ۳۲.

4. love (1992).

۵. ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۴۰.

6. Moving-Average.

۷. تشکینی (۱۳۸۴)، ص ۳۳.

۲-۲. مدل خان و رینهارت<sup>۱</sup>

مبنای نظری اغلب مدل‌های رشد که برای کشورهای در حال توسعه استفاده می‌شود، ریشه در مدل نئو کلاسیکی سولو دارد. علت اصلی آن، انطباق بیش‌تر این مدل با واقعیت‌های جهان سوم است<sup>۲</sup>. مدل خان و رینهارت برای مطالعه آثار عواملی غیر از نیروی کار و سرمایه بر رشد اقتصادی به کار می‌رود. در این مدل، همانند مدل سولو، تغییر تکنیکی به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است.

تابع تولید کل در این مدل به صورت زیر است:

$$Y = A \cdot f(K, L, Z) \quad (۶)$$

که در آن،  $Y$  سطح محصول،  $K$  موجودی سرمایه فیزیکی،  $L$  نیروی کار و  $Z$  بردار دیگر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی است. متغیر  $A$ ، فاکتور بهره‌وری را - که فرض شده با نرخ برون‌زا رشد می‌یابد - اندازه‌گیری می‌کند. همچنین فرض شده مشتق جزئی  $Y$  نسبت به هر متغیر مدل، مثبت است. از این رو، با دیفرانسیل‌گیری از تابع تولید و محاسبه نرخ رشد تولید خواهیم داشت:

$$\frac{dY}{Y} = (A \cdot \frac{\partial Y}{\partial K}) \cdot \frac{dK}{Y} + (A \cdot \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{L}{Y}) \cdot \frac{dL}{L} + (A \cdot \frac{\partial Y}{\partial Z} \cdot \frac{Z}{Y}) \cdot \frac{dZ}{Z} + \frac{dA}{A} \quad (۷)$$

که می‌توان برای برآورد آن، معادله (۸) را نوشت.

$$\dot{Y} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{I}{Y(-1)} + \alpha_2 \frac{dL}{Y(-1)} + \alpha_3 \cdot \dot{Z} \quad (۸)$$

که در آن:

$$\alpha_3 = A \cdot \frac{\partial Y}{\partial Z} \cdot \frac{Z}{Y}, \quad \alpha_2 = A \cdot \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{L}{Y}, \quad \alpha_1 = A \cdot \frac{\partial Y}{\partial K}, \quad \alpha_0 = \frac{dA}{A} \quad (۹)$$

$\alpha_0$  نرخ پیشرفت فنی را نمایش می‌دهد که در اینجا ثابت فرض شده است.  $\alpha_1$  بهره‌وری نهایی سرمایه،  $\alpha_2$  کشش محصول نسبت به نیروی کار و  $\alpha_3$  کشش محصول نسبت به دیگر

1. Khan & Reinhart.

۲. خلیلیان، حسینی درویشانی و کهزادی (۱۳۸۲)؛ ص ۱۹۱.

عوامل مؤثر بر رشد است. علامت (۱-) در کنار متغیرها به میزان آن متغیر با یک سال وقفه مربوط است.

### ۲-۳. مدل صادرات محصولات کشاورزی

الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی به پیروی از الگوی ریک و ولراس<sup>۱</sup> بدین گونه است:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 SS_t + \beta_4 DP_t + \beta_5 Mis_t + u_t \quad (10)$$

که در آن:

$X_t$  حجم (مقدار) صادرات محصولات کشاورزی؛  $P$  شاخص قیمت صادراتی؛  $Y$  سطح تولید کشاورزی؛  $SS$  شوک‌های برخاسته از تولید محصولات کشاورزی؛  $DP$  فشار تقاضای داخلی برای کالاهای درخور صدور و  $Mis$  شاخص بی‌ثباتی صادراتی است.

انتظار می‌رود که با افزایش قیمت صادراتی و مقدار تولید محصولات، عرضه صادرات محصولات افزایش یابد ( $\beta_1 > 0$  و  $\beta_2 > 0$ ). همچنین تأثیر شوک عرضه، مثبت ( $\beta_3 > 0$ ) و تأثیر شوک تقاضا منفی ( $\beta_4 < 0$ ) خواهد بود. اما تأثیر متغیر تنظیم نادرست نرخ واقعی ارز مبهم است و باید به صورت تجربی تعیین شود.

برای قیمت صادرات محصولات کشاورزی در تابع عرضه، از شاخص خلیلیان و فرهادی<sup>۲</sup> استفاده شده است که از تقسیم شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای تولید و مصرف‌شده در داخل محاسبه می‌شود.

شوک برخاسته از تولید محصولات کشاورزی به صورت انحراف تولیدات کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی) از روند آن<sup>۳</sup>، محاسبه شده و شوک ناشی از فشار تقاضای داخلی به صورت انحراف مصرف کل از روند آن<sup>۴</sup>، محاسبه می‌شود.

1. Rick and Vollrath.

۲. خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱)؛ ص ۷۸.

۳. صمدی (۱۳۸۲)؛ ص ۲۰۳.

۴. هژبر کیانی و نیک اقبالی (۱۳۷۹)؛ ص ۴۴.

### ۳. روش تحقیق

#### ۳-۱. الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

الگوی پویای زیر ساده‌ترین شکل الگوی پویایی است که می‌توان برای رابطه ایستای بلندمدت تنظیم کرد تا با کمک آن به برآوردهای نسبتاً بدون تورشی از ضرایب بلندمدت الگو دست یافت:

$$Y_t = \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

با انجام یک عملیات جبری مختصر، رابطه فوق را به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y_t = \beta X_t + \lambda_1 \Delta X_t + \lambda_2 \Delta Y_t + V_t \quad (12)$$

که در آن:

$$\lambda_1 = -\frac{\alpha}{1-\alpha}, \lambda_2 = -\frac{\gamma_1}{1-\alpha}, \beta = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1-\alpha}$$

وجود متغیرهای  $\Delta X_t$  و  $\Delta Y_t$  در این رابطه باعث از بین رفتن تورش مربوط به برآورد پارامتر  $\beta$  براساس نمونه کوچک می‌شود. با توجه به رابطه (۱۲)، الگوی کوتاه‌مدت به شرطی به سمت الگوی بلندمدت میل می‌کند که  $\alpha < 1$  باشد. بهتر است برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، تا حد ممکن الگوی پویایی‌ای در نظر گرفته شود که برای متغیرها تعداد وقفه‌های زیادی لحاظ کند. بنابراین، به جای برآورد رابطه (۱۲) بهتر است رابطه (۱۳) برآورد شود:

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + u_t \quad (13)$$

در این رابطه  $A(L)$  عملگر وقفه به صورت  $1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_q L^q$  و  $B(L)$  عملگر وقفه به صورت  $\gamma_0 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \dots + \gamma_q L^q$  است. برای یافتن پارامتر بلندمدت  $\beta$  کافی است مقدار  $\beta^*$  را به صورت زیر از رابطه برآورد شده (۱۴) محاسبه کنیم:

$$\beta^* = \frac{\sum_{i=0}^q \hat{\gamma}_i q}{1 - \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i} \quad (14)$$

انحراف معیار  $\beta^*$  نیز با استفاده از لگاریتم محاسبه می‌شود. در نتیجه، مقدار آماره  $t$  مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندر (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که آماره‌های  $t$  از این نوع، توزیع نرمال حدی مطلوبی دارند و آزمون  $t$  براساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خوبی برخوردار است. بنابراین، به کمک  $\beta^*$  می‌توان آزمون‌های معتبری در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد.

علاوه بر ارائه برآورد بدون تورشی از پارامتر بلندمدت  $\beta$  به همراه آماره  $t$  معتبری از آن، برآورد رابطه (۱۴) این امکان را فراهم می‌کند تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود هم‌جمعی نیز انجام شود، زیرا لازمه گرایش الگوی پویای (۱۴) به سمت تعادل بلندمدت، این است که مجموع  $\alpha_i$  ها ( $i=1, \dots, p$ ) کم‌تر از یک باشد. اکنون اگر  $(\sum \alpha_i - 1)$  تقسیم بر مجموع انحراف معیار این ضرایب شود، یک آماره آزمون از نوع آماره  $t$  به دست می‌آید که می‌توان آن را برای انجام آزمون مورد نظر، با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) مقایسه کرد!

نرم‌افزار مایکروفت این امکان را فراهم آورده است تا الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده  $ARDL(p, q, 1, \dots, q, k)$  به صورت زیر برآورد شود:

$$Q(L, p)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (15)$$

که در آن:

$$Q(L, p) = 1 - Q_1 L - Q_2 L^2 - \dots - Q_p L^p$$

$$\beta_i(L, q) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{qi}$$

که در آن  $i=1, 2, \dots, k$  و  $L$  عملگر وقفه،  $W_t$  برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا، با وقفه‌های

ثابت است. نرم افزار میکروفیت ابتدا رابطه (۱۵) را برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر  $p=0, 1, 2, \dots, m$  و  $q_i=0, 1, 2, \dots, m$  و  $i=1, 2, \dots, k$  یعنی به تعداد  $(m+1)^{k+1}$  بار به روش OLS برآورد می کند. حداکثر تعداد وقفه  $m$  توسط محقق تعیین شده و برآورد در محدوده زمانی  $t=m+1$  تا  $t=n$  صورت می گیرد. سپس در مرحله دوم، محقق می تواند از بین  $(m+1)^{k+1}$  رگرسیون برآورد شده، با توجه به یکی از چهار ضابطه آکائیک (AIC)، شوارز-بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) و یا  $\bar{R}^2$  یکی را انتخاب کند. در مرحله سوم میکروفیت براساس الگوی ARDL انتخاب شده، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را محاسبه می کند. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده براساس رابطه (۱۶) محاسبه می شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_{\hat{p}_i}}, \quad i=1, 2, \dots, k \quad (16)$$

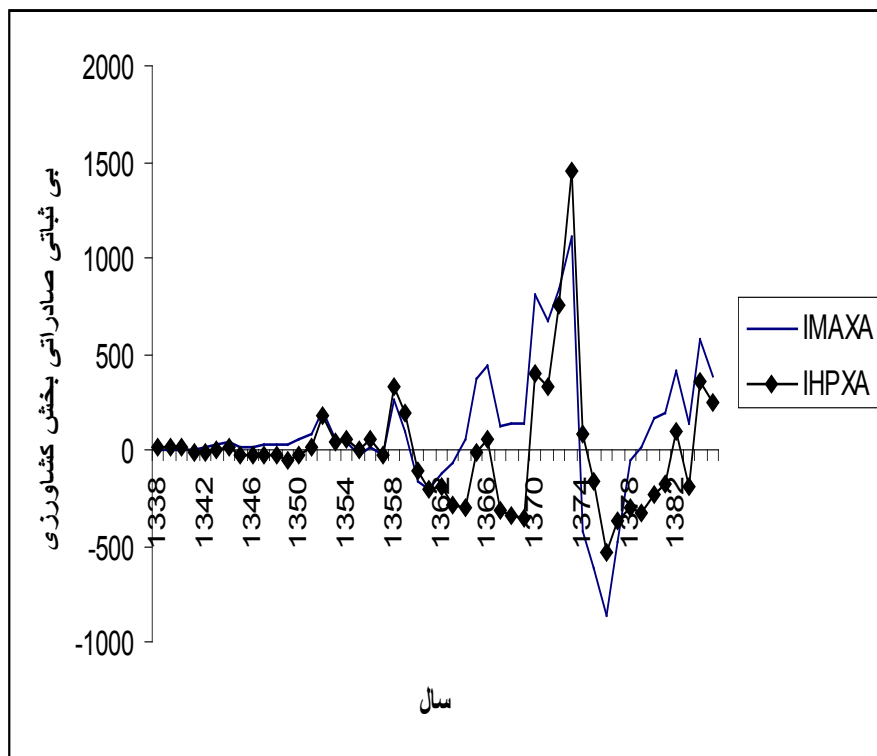
که در آن  $\hat{P}_i$  و  $\hat{q}_i$  برای  $i=1, 2, \dots, k$  مقادیر انتخاب شده  $p$  و  $q_i$  براساس یکی از ضوابط پیش گفته هستند!

#### ۴. برآورد، نتایج و بحث

##### ۴-۱. بی ثباتی صادراتی

بی ثباتی صادراتی در این مطالعه، با استفاده از دو شاخص لاو (روش میانگین متحرک پنج ساله) و فیلتر هودریک-پرسکات (H-P) محاسبه شده است. نمودار (۱) بیانگر روند تحول شاخص بی ثباتی صادرات کشاورزی را در طول زمان است و نمودار (۲) نشان می دهد به دلیل افزایش قیمت نفت در اوایل دهه ۱۳۵۰، این معیار نوسان اندکی داشته است؛ به عبارت دیگر، در این شرایط افزایش درآمدهای نفتی، بیش تر واردات را تحت تأثیر قرار داده و بر صادرات اثر چندانی نداشته است. روند معیار بی ثباتی تا اواسط دهه ۶۰ نیز نوسان شدیدی ندارد، اما در دوره اجرای برنامه اول و دوم توسعه، حداکثر سطح نوسانات، مربوط به صادرات بخش کشاورزی بوده است. همچنین این معیار با آغاز سیاست های تعدیل در

اواخر دهه ۷۰، نوسان شدیدی نشان می‌دهد.



### نمودار ۱- بی‌ثباتی صادراتی بخش کشاورزی به روش میانگین متحرک پنج‌ساله (IMAXA) و فیلتر هودریک - پرسکات (IHPXA)

نتایج بررسی این تحقیق درباره تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد بخش کشاورزی در جدول (۱) آورده شده است. در این برآوردها، از شاخص بی‌ثباتی لاو برای معیار تعیین بی‌ثباتی استفاده شده و برای بررسی اثرات بلندمدت بی‌ثباتی صادراتی بر رشد بخش، آن را جایگزین متغیر صادرات کرده و براساس مدل تصریح شده با روش ARDL برآورد صورت گرفته است. مدل برآوردی از نوع ARDL (۲,۰,۰,۰) به دست آمد که براساس معیار تعیین وقفه شوارتز - بیزین، از لحاظ مبانی اقتصادسنجی بهترین برآورد است. رابطه بلندمدت زیر (معادله ۱۷) این برآورد را نشان می‌دهد.

(۱۷)

$$\text{LNGNPA} = 0.24445\text{LNL} + 0.64057\text{LNK} - 0.17943\text{LNIMAXA} + 0.66585\text{D6072} - 0.39552\text{D5768}$$

$$(2/7901) \quad (-2/0617) \quad (2/2348) \quad (-1/5323) \quad (1/6274)$$

$$D.W = 783/7854$$

$$D.W = 2/1022$$

$$\bar{R}^2 = 0/9926$$

### جدول ۱- بی ثباتی صادراتی محصولات کشاورزی<sup>۱</sup>

XA	IHPXA	IMAXA	HPXA	MAXA	T
۷۲۴/۸	۳۲۲/۶۶۹۴	۲۵۹/۲۸	۴۰۲/۱۳۰۶	۴۶۵/۵۲	۱۳۵۸
۶۰۱/۷	۱۸۸/۴۸۷۱	۹۸/۵۸	۴۱۳/۲۱۲۹	۵۰۳/۱۲	۱۳۵۹
۳۲۱/۳	-۱۰۹/۷۲۳	-۱۷۰/۶۶	۴۳۱/۰۲۲۶	۴۹۱/۹۶	۱۳۶۰
۲۵۵/۳	-۲۰۶/۷۸۹	-۱۹۹/۱	۴۶۲/۰۸۸۸	۴۵۴/۴	۱۳۶۱
۳۱۸/۱	-۱۹۳/۷۴۳	-۱۲۶/۱۴	۵۱۱/۸۴۳۳	۴۴۴/۲۴	۱۳۶۲
۲۹۵	-۲۸۸/۶۵	-۶۳/۲۸	۵۸۳/۶۴۹۹	۳۵۸/۲۸	۱۳۶۳
۳۷۱	-۳۰۷/۹۳۵	۵۸/۸۶	۶۷۸/۹۳۵۳	۳۱۲/۱۴	۱۳۶۴
۷۸۰/۷	-۱۵/۵۳۹۳	۳۷۶/۶۸	۷۹۶/۲۳۹۳	۴۰۴/۰۲	۱۳۶۵
۹۹۰/۷	۵۹/۶۷۷۳۹	۴۳۹/۶	۹۳۱/۰۲۲۶	۵۵۱/۱	۱۳۶۶
۷۷۰/۳	-۳۰۸/۲۹	۱۲۸/۷۶	۱۰۷۸/۵۹	۶۴۱/۵۴	۱۳۶۷
۸۹۴/۴	-۳۴۰/۴۴۵	۱۳۲/۹۸	۱۲۳۴/۸۴۵	۷۶۱/۴۲	۱۳۶۸
۱۰۳۸/۴	-۳۵۴/۲۰۵	۱۴۳/۵	۱۳۹۲/۶۰۵	۸۹۴/۹	۱۳۶۹
۱۹۳۷/۴	۳۹۶/۱۱۴۳	۸۱۱/۱۶	۱۵۴۱/۲۸۶	۱۱۲۶/۲۴	۱۳۷۰
۱۹۹۵/۶	۳۲۸/۸۴۰۸	۶۶۸/۳۸	۱۶۶۶/۷۵۹	۱۳۲۷/۲۲	۱۳۷۱
۲۵۱۶/۱	۷۵۷/۲۴۰۵	۸۳۹/۷۲	۱۷۵۸/۸۵۹	۱۶۷۶/۳۸	۱۳۷۲
۳۲۵۸/۶	۱۴۴۷/۸۹۱	۱۱۰۹/۳۸	۱۸۱۰/۷۰۹	۲۱۴۹/۲۲	۱۳۷۳
۱۹۰۱	۷۷/۹۹۸۷۴	-۴۲۰/۷۴	۱۸۲۳/۰۰۱	۲۳۲۱/۷۴	۱۳۷۴
۱۶۴۵/۸	-۱۶۵/۱۱۱	-۶۱۷/۶۲	۱۸۱۰/۹۱۱	۲۲۶۳/۴۲	۱۳۷۵

۱. T: سال.

XA: صادرات گمرکی کشاورزی برحسب میلیون دلار و سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۶.

MAXA: میانگین متحرک پنج ساله صادرات گمرکی کشاورزی برحسب میلیون دلار و سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۶.

HPXA: فیلتر هودریک - پرسکات صادرات گمرکی کشاورزی برحسب میلیون دلار و سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۶.

IMAXA: بی ثباتی صادراتی براساس میانگین متحرک پنج ساله صادرات گمرکی کشاورزی برحسب میلیون دلار و سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۶.

IHPXA: بی ثباتی صادراتی براساس فیلتر هودریک - پرسکات صادرات گمرکی کشاورزی برحسب میلیون دلار و سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۶.



XA	IHPXA	IMAXA	HPXA	MAXA	T
۱۲۵۰/۷	-۵۳۹/۶۹۱	-۸۶۳/۷۴	۱۷۹۰/۳۹۱	۲۱۱۴/۴۴	۱۳۷۶
۱۴۱۲/۳	-۳۶۳/۴۴۴	-۴۸۱/۳۸	۱۷۷۵/۷۴۴	۱۸۹۳/۶۸	۱۳۷۷
۱۴۷۹	-۲۹۶/۸۷۵	-۵۸/۷۶	۱۷۷۵/۸۷۵	۱۵۳۷/۷۶	۱۳۷۸
۱۴۶۵/۷	-۳۳۰/۳۵۵	۱۵	۱۷۹۶/۰۵۵	۱۴۵۰/۷	۱۳۷۹
۱۶۰۳/۲	-۲۳۵/۳۸۷	۱۶۱/۰۲	۱۸۳۸/۵۸۷	۱۴۴۲/۱۸	۱۳۸۰
۱۷۲۳	-۱۷۹/۴۶۹	۱۸۶/۳۶	۱۹۰۲/۴۶۹	۱۵۳۶/۶۴	۱۳۸۱
۲۰۷۵	۹۰/۶۵۳۴۳	۴۰۵/۸۲	۱۹۸۴/۳۴۷	۱۶۶۹/۱۸	۱۳۸۲
۱۸۹۲	-۱۸۷/۰۶۹	۱۴۰/۲۲	۲۰۷۹/۰۶۹	۱۷۵۱/۷۸	۱۳۸۳
۲۵۴۵	۳۶۲/۶۰۶۴	۵۷۷/۳۶	۲۱۸۲/۳۹۴	۱۹۶۷/۶۴	۱۳۸۴
۲۵۳۷	۲۴۸/۷۹۴	۳۸۲/۶	۲۲۸۸/۲۰۶	۲۱۵۴/۴	۱۳۸۵

مأخذ: ترازنامه‌های بانک مرکزی و نتایج محاسبات تحقیق.

از آنجا که بی‌ثباتی صادرات همانند ریسک و ناطمینانی عمل می‌کند، واضح بود که ضریب آن از نظر علامت منفی باشد؛ این نتیجه حاصل شده است به‌نحوی که با افزایش یک درصد بی‌ثباتی در صادرات کشاورزی، به میزان ۰/۱۸ درصد رشد این بخش کاهش می‌یابد (تأثیر معکوس و غیرمستقیم)؛ لذا شناخت عوامل بی‌ثباتی و استفاده از راهکارهایی برای کاهش آن، امری آشکار و ضروری است.

## ۲-۴. تابع عرضه صادرات کشاورزی ایران

براساس توضیحات بیان‌شده، در این قسمت تابع عرضه صادرات بخش کشاورزی ایران در سال‌های ۸۵-۱۳۴۱ بررسی و تجزیه و تحلیل می‌شود. در ابتدا متغیرهای شوک عرضه، شوک تقاضا و قیمت صادرات محصولات کشاورزی تعیین خواهد شد.

برای قیمت صادرات محصولات کشاورزی در تابع عرضه، از شاخص خلیلیان و فرهادی استفاده شده است که از تقسیم شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای تولید و مصرف‌شده در داخل به‌دست می‌آید.

شوک برخاسته از تولید محصولات کشاورزی به‌صورت انحراف تولیدات کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی) از روند آن، محاسبه می‌شود. شوک ناشی از فشار تقاضای داخلی نیز به‌صورت انحراف مصرف کل از روند آن، به‌دست می‌آید.

معادلات برآوردی شوک عرضه محصولات کشاورزی (معادله شماره ۱۸) و شوک

تقاضا معادله (۱۹) به صورت زیر است:

$$\text{LOGYA} = 8.9168 + 0.044682 T + 0.77071 \quad (18)$$

$$(20.2/7777) \quad (29/6076) \quad (8/38)$$

$$F = 5886.2 \quad D.W = 2.0635 \quad \bar{R}^2 = 0.99602$$

$$\text{LOGC} = 10.4295 + 0.047454 T + 1.5282 \text{ AR}(1) - 0.59016 \text{ AR}(2) \quad (19)$$

$$(49/2161) \quad (6/6882) \quad (13/115) \quad (-5/0648)$$

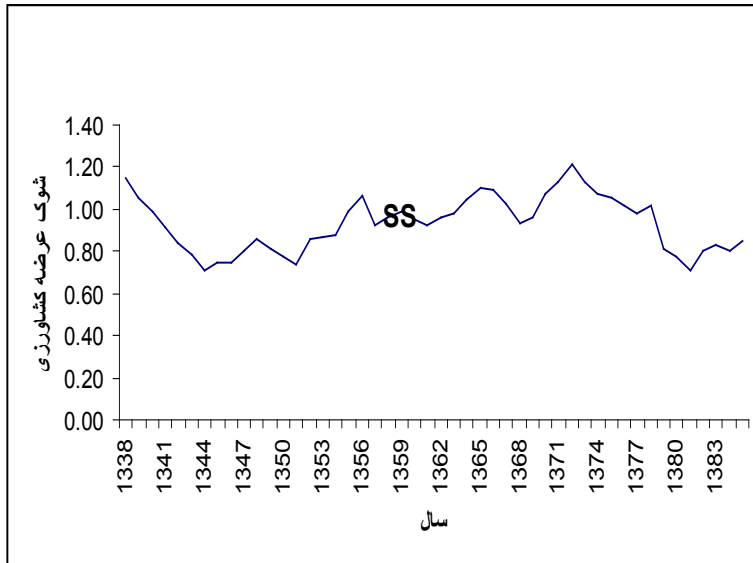
$$F = 2371.8 \quad D.W = 2.0003 \quad \bar{R}^2 = 0.99344$$

مقادیر شوک برخاسته از تولید محصولات کشاورزی (SS) و شوک ناشی از فشار تقاضای داخلی (DD) در جدول (۲) و نمودارهای (۲) و (۳) آورده شده است.

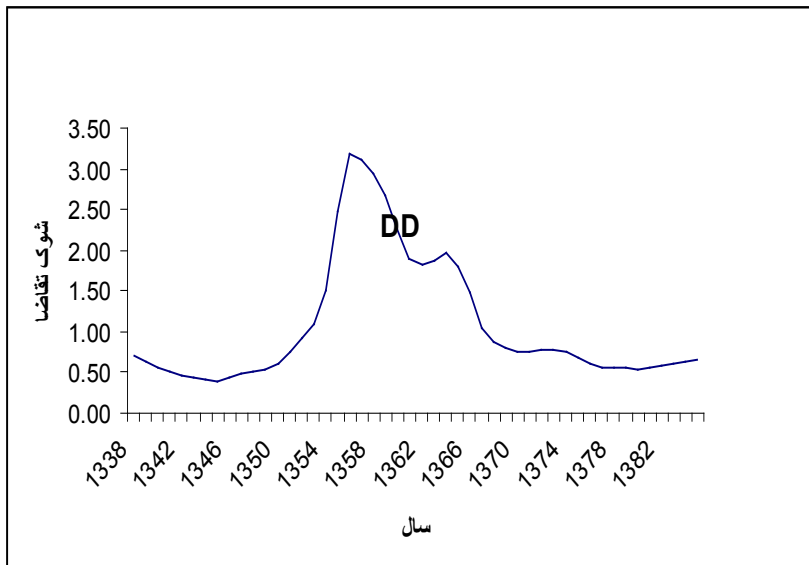
#### جدول ۲- شوک عرضه محصولات کشاورزی و شوک تقاضای داخلی

سال	شوک عرضه (SS)	شوک تقاضا (DD)	سال	شوک عرضه (SS)	شوک تقاضا (DD)
۱۳۵۸	۰/۹۶	۲/۹۴	۱۳۷۲	۱/۲۲	۰/۷۹
۱۳۵۹	۰/۹۸	۲/۶۷	۱۳۷۳	۱/۱۳	۰/۷۷
۱۳۶۰	۰/۹۶	۲/۲۶	۱۳۷۴	۱/۰۸	۰/۷۵
۱۳۶۱	۰/۹۲	۱/۸۹	۱۳۷۵	۱/۰۶	۰/۶۸
۱۳۶۲	۰/۹۶	۱/۸۲	۱۳۷۶	۱/۰۱	۰/۶۰
۱۳۶۳	۰/۸۹	۱/۸۷	۱۳۷۷	۰/۹۸	۰/۵۷
۱۳۶۴	۱/۰۴	۱/۹۶	۱۳۷۸	۱/۰۲	۰/۵۶
۱۳۶۵	۱/۱۰	۱/۸۱	۱۳۷۹	۰/۸۲	۰/۵۵
۱۳۶۶	۱/۰۹	۱/۴۹	۱۳۸۰	۰/۷۷	۰/۵۴
۱۳۶۷	۱/۰۳	۱/۰۵	۱۳۸۱	۰/۷۱	۰/۵۶
۱۳۶۸	۰/۹۴	۰/۸۷	۱۳۸۲	۰/۸۰	۰/۵۷
۱۳۶۹	۰/۹۶	۰/۷۹	۱۳۸۳	۰/۸۳	۰/۶۱
۱۳۷۰	۱/۰۸	۰/۷۶	۱۳۸۴	۰/۸۰	۰/۶۲
۱۳۷۱	۱/۱۳	۰/۷۶	۱۳۸۵	۰/۸۵	۰/۶۵

مأخذ: محاسبات و نتایج تحقیق



نمودار ۲- روند شوک برخاسته از تولید محصولات کشاورزی (SS) ایران، ۱۳۳۸-۸۵



نمودار ۳- روند شوک ناشی از فشار تقاضای داخلی (DD) ایران، ۱۳۳۸-۸۵

نمودارهای (۲) و (۳)، نشان می‌دهند مقادیر شوک‌های عرضه و تقاضا مثبت بوده و در اواخر دهه ۷۰ حالت میرا به خود گرفته‌اند. همچنین براساس نمودار (۳)، از سال ۱۳۵۳ به بعد، شوک ناشی از فشار تقاضا دامنگیر اقتصاد بوده است که احتمالاً مهم‌ترین علت آن، وجود درآمدهای سرشار نفتی در این سال‌ها است.

مدل عرضه صادرات محصولات کشاورزی ایران با روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) تخمین زده شده است. برای آزمون وجود هم‌جمعی بین متغیرهای معادله برازش‌یافته، آماره محاسبه‌شده از تخمین معادله پویا را با مقادیر بحرانی‌ای که از سوی بنرجی، دولادو و مستر ارائه شده است، مقایسه می‌شود. مقدار این آماره برابر با ۵/۲۶۸۲۴- است که قدرمطلق آن از میزان بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیش‌تر است و می‌توان نتیجه گرفت براساس معادله پویای تخمینی، وجود رابطه بلندمدت برای مدل تخمینی تأیید می‌شود. لازم به ذکر است، مدل برآوردشده ARDL (۳، ۱، ۱، ۱، ۱) است که براساس معیار تعیین وقفه شوارتز - بیزین (SBC) تعیین وقفه شده است.

اعداد ۱، ۱، ۱، ۰، ۰ و ۳ به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه منظور شده برای متغیرهای XA (صادرات کشاورزی)، PX (قیمت صادرات محصولات کشاورزی)، YA (ارزش افزوده بخش کشاورزی)، SS (شوک عرضه کشاورزی)، DD (شوک تقاضا) و ER (نرخ رسمی ارز) است که در مدل لحاظ شده‌اند. معادله درازمدت برآوردشده به صورت معادله (۲۰) است:

$$XA=1006.3PX+0.32247YA+3338.4SS-588.5202DD \quad (20)$$

$$(1/9532) \quad (6/1043) \quad (-3/0735) \quad (-1/8743)$$

$$+1.5773ER-2243.6 D 6466-1435.1 D58$$

$$(6/123) \quad (1/5717) \quad (1/5111)$$

$$F=191.283 \quad D.W=1.851 \quad \bar{R}^2=0.98109$$

معادله (۲۰) نشان می‌دهد اثرات تمام متغیرها مطابق انتظار بوده و متغیرهای اصلی مدل در سطح ۹۵ درصد معنا دارند. همچنین می‌توان گفت به ازای هر واحد افزایش تولید محصولات

کشاورزی، ۰/۳ واحد صادرات بخش رونق می‌یابد و با کاهش یک واحد ارزش پول ملی، صادرات این بخش ۱/۶ واحد افزایش خواهد یافت؛ لذا در اتخاذ سیاست‌های ارزی، توجه منطقی و سنجیده به این مقوله نیز لازم است.

اثر بی‌ثباتی صادراتی به‌عنوان نااطمینانی بر صادرات، با جایگزینی متغیر بی‌ثباتی با متغیر صادرات مدل، به روش ARDL برآورد می‌شود. مدل برازشی ARDL (۲، ۱، ۲، ۲، ۱، ۱) به‌دست آمد که با معیار حنان - کوئین تعیین وقفه شده است. آماره آزمون رابطه بلندمدت بین متغیرها برابر ۴/۸۶۶۲- است که وجود رابطه تعادلی بلندمدت را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌کند. معادله نهایی بلندمدت، در رابطه (۲۱) ارائه شده است.

$$\begin{aligned}
 XA &= 11578.8 + 2016.3PX + 0.53237YA - 7631.7SS + 6436DD & (21) \\
 & (4/4818) & (3/7729) & (9/2942) & (-2/089) & (1/2161) \\
 & + 1.4422MISEL + 2.0616IMAXA - 8286.3D4472 - 1371.8D6676 - 7237.1DT72 \\
 & (1/0784) & (2/9639) & (-8/6521) & (-2/419) & (-2/0374) \\
 F &= 255.3866 & D.W &= 2.2252 & \bar{R}^2 &= 0.99284
 \end{aligned}$$

براساس رابطه تعادلی، بی‌ثباتی صادراتی اثر مثبتی بر صادرات کشاورزی دارد. همچنین برخلاف تئوری، علامت متغیرهای شوک عرضه و تقاضا، نیز مثبت به‌دست آمده است. از آنجا که تقریباً در تمام سال‌های دوره، بی‌ثباتی صادرات مثبت بوده است، صادرکنندگان و تولیدکنندگان آن را دائمی می‌دانند. ضریب ECM معادله برآورد بلندمدت فوق برابر ۰/۸۱- است که نشان می‌دهد در هر دوره ۸۱ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت صادرات در بلندمدت تعدیل می‌شود که نشانگر سرعت بالای تعدیل است.

### جمع‌بندی و ملاحظات

(۱) شاخص بی‌ثباتی صادراتی نشان می‌دهد که به‌دلیل افزایش قیمت نفت در اوایل دهه ۱۳۵۰، این معیار نوسان اندکی داشته است. به‌عبارت دیگر، در این شرایط افزایش درآمدهای نفتی بیش‌تر واردات را تحت تأثیر قرار داده و بر صادرات اثر چندانی ندارد و روند معیار بی‌ثباتی تا اواسط دهه ۶۰ نیز از نوسان شدیدی برخوردار نیست، اما در دوره

اجرای برنامه اول و دوم توسعه، صادرات بخش کشاورزی حداکثر سطح نوسانات را داشته است. همچنین، با آغاز سیاست‌های تعدیل در اواخر دهه ۷۰، این معیار نوسان شدیدی داشته است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در برنامه‌های توسعه، عوامل اثرگذار بر بی‌ثباتی صادراتی شناسایی شود و این نوسانات با اعمال سیاست‌ها و راهکارهایی برای تقویت و توسعه صادرات کشاورزی کنترل شود. برخی از این سیاست‌ها عبارت‌اند از: افزایش تنوع محصولات صادراتی، آموزش تجار و صادرکنندگان، گسترش بازار، کاهش هزینه‌های تولیدی، بیمه صادرات، گسترش حمل‌ونقل هوایی، تولید براساس مزیت‌های نسبی و افزایش توان رقابت و شناسایی و کسب بازارهای هدف صادرات.

۲) درآمدهای ناگهانی صادراتی بخش صادرات کشور باید برای خرید دارایی‌های خارجی با بازدهی بالا و یا سرمایه‌گذاری‌های خارجی صرف شود تا اگر درآمدهای صادراتی با شوک‌های کاهشی مواجه شود، بخش صادراتی از طریق درآمد حاصل‌شده از چنین سرمایه‌گذاری‌هایی تأمین مالی و حمایت شود.

۳) مقادیر شوک‌های عرضه و تقاضا، مثبت بوده و از سال ۱۳۵۳ به بعد، شوک ناشی از فشار تقاضا دامنگیر اقتصاد شده است. شاید مهم‌ترین دلیل آن، درآمدهای سرشار نفت در سال‌های مذکور است. پیشنهاد می‌شود با ورود تکنولوژی‌های جدید تولیدی، تولید براساس مزیت نسبی، ممانعت از تغییر کاربری اراضی، استفاده از مهندسين ناظر کشاورزی در تولید کشاورزی و کاهش ریسک تولید از طریق بیمه محصولات کشاورزی، شوک‌های عرضه کنترل شود. همچنین از تزریق درآمدهای سرشار نفتی به اقتصاد کشور و واردات بی‌رویه محصولات کشاورزی - به منظور کنترل تورم و کاهش اثرات شوک تقاضا - جلوگیری شود.

۴) نتایج تحقیق نشان می‌دهد به ازای هر واحد افزایش تولید محصولات کشاورزی، ۰/۳ واحد صادرات این بخش رونق می‌یابد. بنابراین، بهتر است با استفاده از ارقام پربازده و پرمحصول، ورود فناوری‌های نوین، آموزش کشاورزان، جلوگیری از خرد شدن زمین‌های کشاورزی، افزایش سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و عمرانی دولت، ورود نیروی انسانی با تحصیلات عالی در عرصه تولید، به افزایش تولید بخش کشاورزی کمک شود و از این طریق صادرات افزایش یافته و باعث رونق بخش کشاورزی و اقتصاد ملی شود.

۵) از آنجا که یک واحد کاهش ارزش پول ملی، صادرات بخش را به مقدار  $1/6$  واحد افزایش می‌دهد؛ لذا برای اتخاذ سیاست‌های ارزی، توجه منطقی و سنجیده به این مقوله لازم است.

۶) رابطه تعادلی بلندمدت تابع عرضه صادرات کشاورزی، آشکار می‌سازد که بی‌ثباتی صادراتی بر صادرات کشاورزی اثر مثبت دارد. می‌توان گفت از آنجا که در تمام سال‌های مورد مطالعه، مقادیر بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی، مثبت است و صادرکنندگان و تولیدکنندگان آن را دائمی می‌پندارند. بنابراین، برای اجتناب از شوک‌های زودگذر یا دائمی درآمدهای صادراتی، بهتر است کالاهای صادراتی اعم از کشاورزی، صنعتی و معدنی رقابتی‌تر شوند.

## منابع

- ابریشمی، حمیدرضا محسنی (۱۳۸۴)؛ «بی‌ثباتی صادراتی و رشد کشاورزی: یک تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی سیستمی»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۸، صص ۱۹-۶۲.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)؛ اقتصاد سنجی کاربردی به کمک *Microfit*، مؤسسه فرهنگی دیباگران، تهران.
- خلیلیان، و حفار اردستانی (۱۳۷۹)؛ «بررسی رابطه صادرات کالاها و کشاورزی و رشد بخش کشاورزی در ایران (۱۳۷۵-۱۳۵۷)»، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۲، صص ۹۳-۱۰۲.
- خلیلیان، و فرهادی (۱۳۸۱)؛ «بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۹، صص ۷۱-۸۴.
- خلیلیان، حسینی درویشانی و کهزادی (۱۳۸۲)؛ «بررسی آثار سیاست‌های آزادسازی اقتصادی بر رشد بخش کشاورزی ایران» فصلنامه بانک و کشاورزی، دوره جدید، جلد دوم، صص ۱۸۳-۱۹۸.
- چارلز. آی. جونز، ترجمه سهرابی، ح. و غ. گرایبی‌نژاد (۱۳۷۹)؛ مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی، سازمان برنامه و بودجه.
- صمدی (۱۳۸۲)؛ «پدیده تنظیم نادرست نرخ واقعی ارز و آثار آن بر عرضه صادرات محصولات برگزیده کشاورزی: مطالعه موردی ایران (۱۳۴۷-۷۹)»، فصلنامه بانک و کشاورزی، دوره جدید، جلد دوم، صص ۲۱۸-۱۹۹.
- صمدی (۱۳۸۱)؛ «ارزیابی تأثیر صادرات و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بخش‌های مختلف اقتصادی بر رشد اقتصادی این بخش‌ها: مطالعه موردی ایران (۱۳۴۷-۷۴)»، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۸، صص ۱۱۳-۱۲۷.
- فرهادی (۱۳۸۴)؛ «بررسی آثار تجارت خارجی بر رشد اقتصادی ایران»، مجله برنامه و بودجه، شماره ۸۴، صص ۲۷-۵۷.



نوفروستی (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. چاپ اول. انتشارات مؤسسه فرهنگی رسا.

هژبر کیانی و نیک‌اقبالی (۱۳۷۹)؛ «بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۹.

Bilginsoy, C and Khon, S. R. (1994); "Cross-Sector Export Externalities in Development Countries", *Economics Letters*, No. 44, pp. 215-220.

Khan, M. S. and Reinhart, C. M. (1990); "Private Investment and Economic Growth in Development Countries", *World Development*, No.18, pp.19-27.

Love, J. and Chandra, R. (2005); "Testing Export-Led Growth in Bangladesh in a Multivariate VAR Framework", *Journal of Asian Economics*, No.15, pp.1155-1168.

Wissink, T (2004); "The Impact of Trade Liberalization on Agriculture in Bhutan", *European Conference on Modern South Asian Studies*, No.18, pp. 6-9

