فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۶۳، تابستان ۱۳۹۱، ۲۵-۱

تأثیر بی‌ثباتی صادرات محصولات کشاورزی بر بخش کشاورزی

یونس میرجلیلی* دکتر صادق خلیلیان*

سمیه نوری‌زاده فیروزآبادی*

دریافت: ۸۸/۵/۵ پذیرش: ۸۹/۱۰/۲۰

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 درحال‌توسعه 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 تحت‌تأثیر 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 به‌دست‌آمده، 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، ۰/۱۸ درصد از رشد

*. کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس. Y_mirjalili@yahoo.com

**. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس. Khalil_s@modares.ac.ir

***. 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 به‌ازای هر واحد افزایش در تولید محصولات کشاورزی، ۰/۳ واحد صادرات این بخش رونق می‌یابد. همچنین یک واحد کاهش در ارزش پول ملی، به افزایش این صادرات به میزان ۱/۶ 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

با توجه به این‌که محصولات کشاورزی و سنتی، قسمت مهمی از صادرات غیرنفتی ایران را تشکیل می‌دهد، و با درنظر گرفتن اقتصاد کوچک و وابسته ایران به درآمدهای صادراتی، انتظار می‌رود رقابت‌پذیری صنایع صادراتی درصورت مواجهه با شوک‌های غیرقابل انتظار و زودگذر، کاهش یابد[۱]. 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 به‌صورت 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 درنهایت، توصیه‌های سیاستی در بخش ششم آورده شده است.

۱. مبانی نظری

۱ـ۱. پیامدهای کلان بی‌ثباتی صادراتی

براساس نظریه‌های تجارت بین‌الملل، کشورهای درحال‌توسعه به‌دلیل 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 اقتصاددان‌ها توسعه تخصص‌گرایی بین‌المللی[۲] 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 به‌دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، درصورت نوسانات شدید درآمد، درآمد صادراتی بی‌ثبات شده و این امر بر کل اقتصاد اثر منفی خواهد گذاشت. به‌عبارت دیگر، صادرات در کشورهای درحال‌توسعه به‌عنوان یک نهاده تولیدی (مواد اولیه واسطه‌ای) رفتار می‌کند. زیرا، کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که در اغلب این کشورها به‌عنوان نهاده 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 نهاده‌های تولیدی شده و به‌دنبال 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 به‌سمت پایین چسبنده 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 به‌دلیل 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[۱]. هیرشمن مشاهده کرد که نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه‌مدت به‌طور قابل‌توجهی واردات کالاهای ساخته شده را کاهش می‌دهد و این امر به نفع صنایع تولید داخلی خواهد بود. این منفعت، ناشی از اثر پیامدهای استراتژی جانشینی واردات بر رشد اقتصادی است. به اعتقاد فریدمن، در این رابطه

۱. ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۲۲.

براساس نظریه درآمد دائمی، بی‌ثباتی درآمدی به افزایش نرخ پس‌انداز منجر می‌شود؛ لذا آزادسازی بازارکالاهای 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[1] در کوتاه‌مدت بسیار تأکید شده است. اما در بلندمدت بی‌ثباتی این گونه درآمدها می‌تواند به نوسانات رشد اقتصادی منجر شود[2].

۲ـ۱. پیامدهای خرد بی‌ثباتی صادراتی

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

۱ـ۲ـ۱. 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. هرچند 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 به‌وجود 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. به‌عبارت 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 درباره پیامدهای کلان بی‌ثباتی صادراتی، به ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴) رجوع کنید.

هزینه ریسک به‌عنوان مبلغی تعریف می‌شود که تولیدکنندگان مایلند برای اجتناب از بی‌ثباتی 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؛ به‌عنوان مثال، اگر بنگاه ریسک‌گریز باشد، هزینه ریسک با آن همبستگی مثبت دارد. اما وجود هزینه بالای ریسک، به معنای اجرای فرآیند تثبیت ــ به‌لحاظ روند چنین هزینه‌هایی ــ هم در سطح ملی و هم در سطح بین‌المللی نیست. در اینجا تأثیر بی‌ثباتی بر عرضه محصولات کشاورزی بررسی می‌شود.

اثر ریسک در تجزیه و تحلیل ادبیات نظری تحت فرضیه ریسک‌گریزی تولیدکننده، مبهم و نامعین است. افزایش ریسک درآمدی می‌تواند 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 ریسک‌گریز باشند، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کرده و افزایش ریسک درآمدی به افزایش درآمد تولیدکنندگان منجر شود (الگوی ریسک ترکیبی). درنهایت، ریسک به لحاظ دارا بودن اثرات زیان‌بار بر ابداع تولیدات جدید و ذخیره تکنیک‌های محیطی، بر عرضه محصولات کشاورزی اثر منفی می‌گذارد. این موضوع، به‌ویژه درمورد تولیدکنندگان فقیر (با منابع مالی اندک) صادق است؛ بنابراین، برای محصولات کشاورزی اثرات ریسک را می‌توان براساس تئوری سبد دارایی تجزیه و تحلیل کرد. در این حالت، تولیدکنندگان به‌ازای افزایش ریسک درآمدی با انتخاب محصولات کشاورزی با بازدهی بالاتر، خود را بیمه می‌کنند. در این رابطه، مطالعات اقتصادسنجی خرد اندکی انجام شده است[1].

۲ـ۲ـ۱. مدیریت بی‌ثباتی تولیدکنندگان محصولات کشاورزی

وقتی ریسک درآمدی به بی‌ثباتی منابع مصرفی منجر شود، رفاه اقتصادی کاهش می‌یابد. البته حداقل می‌توان بی‌ثباتی درآمدی را به‌طور جزئی از طریق بازارهای اعتباری (اخذ وام) و بیمه حذف کرد؛ اما در کشورهای فقیر (با توانایی مالی اندک)، وجود بازارهای بیمه

۱- ابریشمی و محسنی (۱۳۸۴)؛ ص ۳۵- ۳۳.

فعالیت‌های تولید و یا سهیم 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 ــ که بنگاه‌ها با آن مواجه می‌شوند ــ کافی نیست. در این رابطه، بنگاه‌هایی که منابع مالی بسیار محدودی دارند، نسبت به شوک‌های درآمدی ــ به‌ویژه اگر دائمی باشند ــ بسیار آسیب‌پذیرند. براساس شواهد تجربی، تولیدکنندگان محصولات کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه، 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... ــ چه در سطح کشور و چه در سطح روستا ــ 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 بپردازند. همچنین این‌گونه متنوع‌سازی فعالیت‌ها، ترکیب خودمصرفی تولیدات را حذف می‌کند. روش آخر را می‌توان به‌عنوان یک بیمه خوداتکایی در مقابل ریسک‌ها ــ وقتی قیمت محصولات کشاورزی کاهش می‌یابد (که منجر به زیان تولیدکننده و منفعت مصرف‌کننده می‌شود) ــ تفسیر کرد. به‌هرحال، این نوع متنوع‌سازی تولیدات، به‌دلیل بازدهی اندک محصولات کشاورزی، هزینه بالایی دارد. به‌طورکلی، 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 ــ همان‌گونه که به کاهش سطوح خودمصرفی و افزایش شبکه‌های همکاری مشترک منجر می‌شود ــ هزینه بالایی دارند. یک چنین هزینه‌هایی می‌تواند مداخله و همکاری دولت را ــ به‌ویژه با بنگاه‌های تولیدی با اعتبار مالی پایین ــ توجیه کند[۱].

۲. الگوی تجربی

۲ـ۱. شاخص‌های بی‌ثباتی صادراتی

به‌طورکلی، برای معیار سنجش بی‌ثباتی صادراتی توافق عمومی مشخصی وجود ندارد. بنابراین، به‌دلیل به‌کارگیری شاخص‌های بی‌ثباتی مختلف در مطالعات متعدد، نتایج نیز متفاوت بوده است[۲]. در این بخش دو معیار بی‌ثباتی پیشنهادشده برای مطالعات سری زمانی، ارائه می‌شود[۳].

۲ـ۱ـ۱. فیلتر هودریک ــ پرسکات[۴] (HP)

فیلتر HP، مقادیر هموارشده (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[۵]:

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

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 ـ پرسکات (HPF) در نرم‌افزار مایکروفیت[1] به‌صورت زیر است:

$$Y=HPF(X, \lambda) \quad (۲)$$

این تابع به‌طور وسیعی برای روندزدایی در ادبیات چرخه‌های حقیقی تجاری[2] استفاده می‌شود. انتخاب عدد λ به فراوانی داده‌ها بستگی دارد. برای داده‌های سالانه λ=۱۰۰، داده‌های فصلی λ=۱۶۰۰ و داده‌های ماهیانه λ=۱۴۴۰۰ درنظر 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.

$$Z=X-Y \quad (۳)$$

متغیر جدید Z نشانگر جزء بدون روند از متغیر X است[3].

۲ـ۱ـ۲. شاخص بی‌ثباتی لاو

لاو[4] در سال ۱۹۹۲، این معیار بی‌ثباتی ــ استفاده از قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج‌ساله آن ((MA(5))ــ را پیشنهاد کرد[5].

فرم عمومی تابع میانگین متحرک[6] (MAV) در نرم‌افزار مایکروفیت به‌صورت زیر است:

$$Y=MAV(X, P) \quad (۴)$$

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

$$Y_t=\frac{1}{P}(X_t+X_{t-1}+...+X_{t-p+1}) \quad (۵)$$

اگر P عدد صحیح نباشد، برای انجام محاسبات از نزدیک‌ترین عدد صحیح استفاده می‌شود. (p>0)[7].

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.

۲ـ۲. مدل خان و رینهارت [1]

مبنای نظری اغلب مدل‌های رشد که برای کشورهای درحال‌توسعه استفاده می‌شود، ریشه در مدل نئوکلاسیکی سولو دارد. علت اصلی آن، انطباق بیش‌تر این مدل با واقعیت‌های جهان سوم است[2]. مدل خان و رینهارت برای مطالعه آثار عواملی غیر از نیروی کار و سرمایه بر رشد اقتصادی به‌کار می‌رود. در این مدل، همانند مدل سولو، تغییر تکنیکی به‌صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است.

تابع تولید کل در این مدل به‌صورت زیر است:

$$Y=A.f(K, L, Z) \qquad (۶)$$

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 ــ که فرض شده با نرخ برون‌زا رشد می‌یابد ــ اندازه‌گیری می‌کند. همچنین فرض‌شده مشتق جزئی Y نسبت به هر متغیر مدل، مثبت است. از این‌رو، با دیفرانسیل‌گیری از تابع تولید و محاسبه نرخ رشد تولید خواهیم داشت:

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

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

$$\overset{0}{Y}=\alpha_0+\alpha_1\frac{I}{Y(-1)}+\alpha 2\frac{dL}{Y(-1)}+\alpha_3.\overset{0}{Z} \qquad (۸)$$

که در آن:

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

α_0 نرخ پیشرفت فنی را نمایش می‌دهد که در اینجا ثابت فرض شده است. α_1 بهره‌وری نهایی سرمایه، α_2 کشش محصول نسبت به نیروی کار و α_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.

۳ـ۲. مدل صادرات محصولات کشاورزی

الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی به پیروی از الگوی ریک و ولراس[1] بدین‌گونه است:

$$X_t=\beta_0+\beta_1P_t+\beta_2Y_t+\beta_3SS_t+\beta_4DP_t+\beta_5Mis_t+u_t \qquad (۱۰)$$

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 به‌صورت تجربی تعیین شود.

برای قیمت صادرات محصولات کشاورزی در تابع عرضه، از شاخص خلیلیان و فرهادی[2] 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 به‌صورت انحراف تولیدات کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی) از روند آن[3]، محاسبه شده و شوک ناشی از فشار تقاضای داخلی به‌صورت انحراف مصرف کل از روند آن[4]، 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

۱ـ۳. الگوی خودتوضیح 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:

$$Y_t=\gamma_0 X_t+\gamma_1 X_{t-1}+\alpha Y_{t-1}+u_t \qquad (۱۱)$$

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

$$Y_t=\beta X_t+\lambda_1 \Delta X_t+\lambda_2 \Delta Y_t+V_t \qquad (۱۲)$$

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 ΔX_t و ΔY_t در این رابطه باعث ازبین‌رفتن تورش مربوط به برآورد پارامتر β براساس نمونه کوچک می‌شود. باتوجه به رابطه (۱۲)، الگوی کوتاه‌مدت به شرطی به‌سمت 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:

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + u_t \qquad (۱۳)$$

در این رابطه A(L) عملگر وقفه به‌صورت $1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-\ldots-\alpha_q L^q$ و B(L) عملگر وقفه به‌صورت $\gamma_0+\gamma_1 L+\gamma_2 L^2+\ldots+\gamma_q L^q$ و $L^r X_t = X_{t-r}$ است. برای یافتن پارامتر بلندمدت β کافی است مقدار β^* را به‌صورت زیر از رابطه برآورد شده (۱۴) محاسبه کنیم:

$$\beta^* = \frac{\sum_{i=0}^{q} \hat{\gamma} q}{1 - \sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha} i} \qquad (۱۴)$$

انحراف‌معیار β^* نیز با استفاده از لگاریتم محاسبه می‌شود. درنتیجه، 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 β^* می‌توان آزمون‌های معتبری در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد.

علاوه بر ارائه برآورد بدون تورشی از پارامتر بلندمدت β 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) به‌سمت تعادل بلندمدت، این است که مجموع α_i ها $(i=1,\ldots,p)$ کم‌تر از یک باشد. اکنون اگر $(1-\sum\hat{\alpha}_i)$ تقسیم بر مجموع انحراف‌معیار این ضرایب شود، یک آماره آزمون از نوع آماره t به‌دست می‌آید که می‌توان آن را برای انجام آزمون مورد نظر، با کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) مقایسه کرد[۱].

نرم‌افزار مایکروفیت این امکان را فراهم آورده است تا الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده ARDL(p,q1,…,qk) به‌صورت زیر برآورد شود:

$$Q(L, p)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L, q)X_{it} + \delta W_t + u_t \qquad (۱۵)$$

که در آن:

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

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

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

۱. نوفرستی (۱۳۷۸)؛ ص ۹۴-۹۲.

ثابت است. نرم‌افزار مایکروفیت ابتدا رابطه (۱۵) را برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر p=0, 1, 2,...,m و q_i=0, 1, 2,...,m و i=1, 2,...,k یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار به روش OLS برآورد می‌کند. حداکثر تعداد وقفه m توسط محقق تعیین شده و برآورد در محدوده زمانی t=m+1 تا t=n صورت می‌گیرد. سپس در مرحله دوم، محقق می‌تواند از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده، با توجه به یکی از چهار ضابطه آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان ـ کوئین(HQC) و یا $\overline{R}^2$ یکی را انتخاب کند. در مرحله سوم مایکروفیت براساس الگوی ARDL انتخاب‌شده، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف‌معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را محاسبه می‌کند. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح‌دهنده براساس رابطه (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0}+\hat{\beta}_{i1}+...+\hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-...-\hat{\alpha}_{\hat{P}_i}},\ i=1,2,...,k \qquad (۱۶)$$

که در آن $\hat{P}_i$ و $\hat{q}_i$ برای i=1,2,...,k مقادیر انتخاب‌شده p و q_i براساس یکی از ضوابط پیش‌گفته هستند[۱].

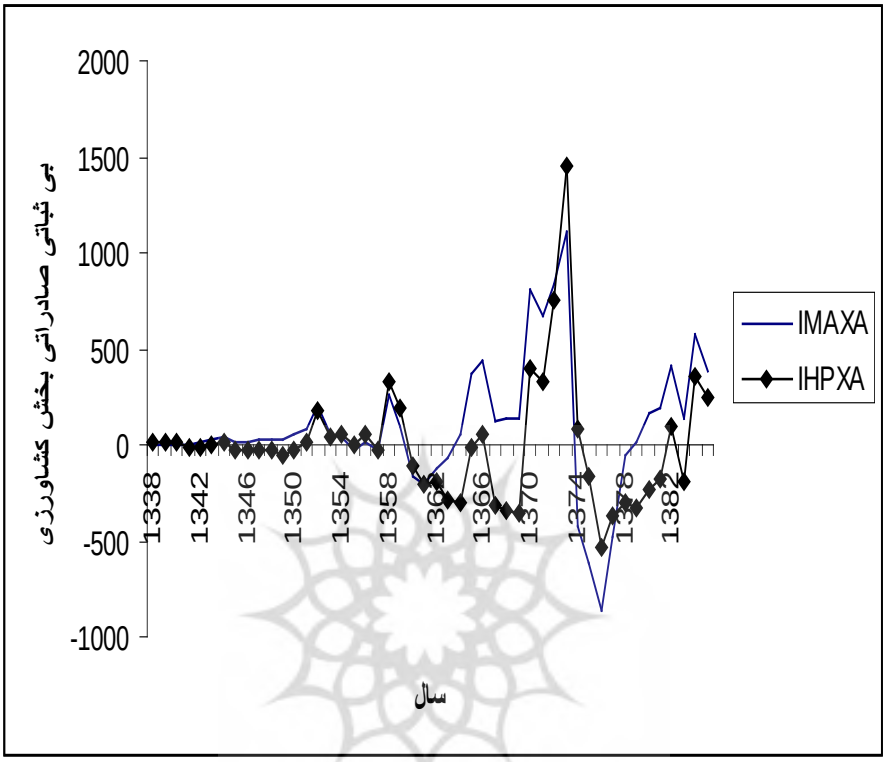
۴. برآورد، نتایج و بحث

۴ـ۱. بی‌ثباتی صادراتی

بی‌ثباتی صادراتی در این مطالعه، با استفاده از دو شاخص لاو (روش میانگین متحرک پنج‌ساله) و فیلتر هودریک-پرسکات (H-P) محاسبه شده است. نمودار (۱) بیانگر روند تحول شاخص بی‌ثباتی صادرات کشاورزی را در طول زمان است و نمودار (۲) نشان می‌دهد 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 تحت‌تأثیر قرار داده و بر صادرات اثر چندانی نداشته است. روند معیار بی‌ثباتی 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 سیاست‌های تعدیل در

۱. نوفرستی (۱۳۷۸)؛ ص ۹۶-۹۵.

اواخر دهه ۷۰، نوسان شدیدی نشان می‌دهد.



نمودار ۱ـ بی‌ثباتی صادراتی بخش کشاورزی به روش میانگین متحرک پنج‌ساله (IMAXA) و فیلتر هودریک ـ 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) به‌دست آمد که براساس معیار تعیین وقفه شوارتز ـ بیزین، از لحاظ مبانی اقتصاد سنجی بهترین برآورد است. رابطه بلندمدت زیر (معادله ۱۷) این برآورد را نشان می‌دهد.

(۱۷)

$$LNGNPA = 0.24445LNL + 0.64057LNK - 0.17943LNIMAXA + 0.66585D6072 - 0.39552D5768$$

(۲/۷۹۰۱) (-۲/۰۶۱۷) (۲/۲۳۴۸) (-۱/۵۳۲۳) (۱/۶۲۷۴)

D.W=۷۸۳/۷۸۵۴ D.W=۲/۱۰۲۲ $\overline{R}^2$=۰/۹۹۲۶

جدول ۱ـ بی‌ثباتی صادراتی محصولات کشاورزی[1]

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

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

IMAXA : بی‌ثباتی صادراتی براساس میانگین متحرک پنج‌ساله صادرات گمرکی کشاورزی برحسب میلیون دلار و سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۶.

IHPXA : بی‌ثباتی صادراتی براساس فیلتر هودریک ـ 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 نااطمینانی 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.

۲ـ۴. تابع عرضه صادرات کشاورزی ایران

براساس توضیحات بیان‌شده، در این قسمت تابع عرضه صادرات بخش کشاورزی ایران در سال‌های ۸۵-۱۳۴۱ بررسی و تجزیه‌وتحلیل 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) به‌صورت زیر است:

$$LOGYA=8.9168+0.044682\ T+0.77071 \qquad (۱۸)$$

(۲۰۲/۷۷۷۷) (۲۹/۶۰۷۶) (۸/۳۸)

$F=5886.2 \qquad D.W=2.0635 \qquad \overline{R}^2 = 0.99602$

$$LOGC=10.4295+0.047454\ T+1.5282\ AR(1)-0.59016\ AR(2) \qquad (۱۹)$$

(۴۹/۲۱۶۱) (۶/۶۸۸۲) (۱۳/۱۱۵) (−۵/۰۶۴۸)

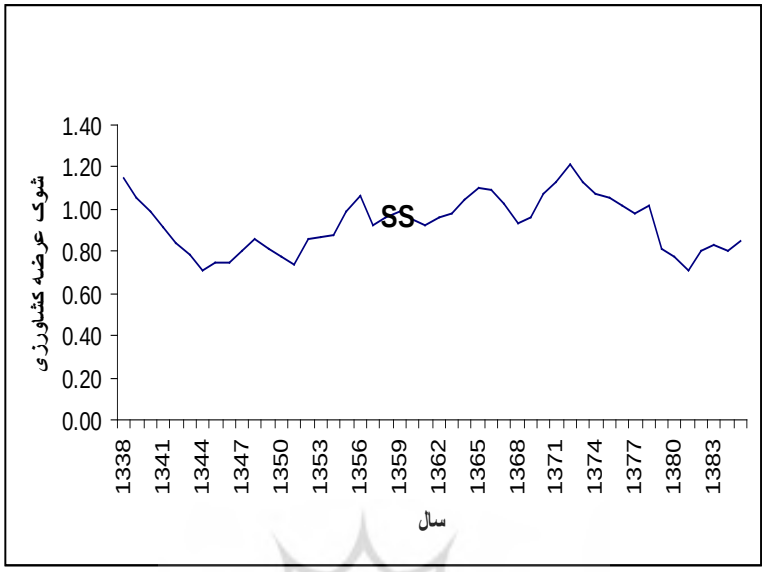
$F=2371.8 \qquad D.W=2.0003 \qquad \overline{R}^2 = 0.99344$

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.

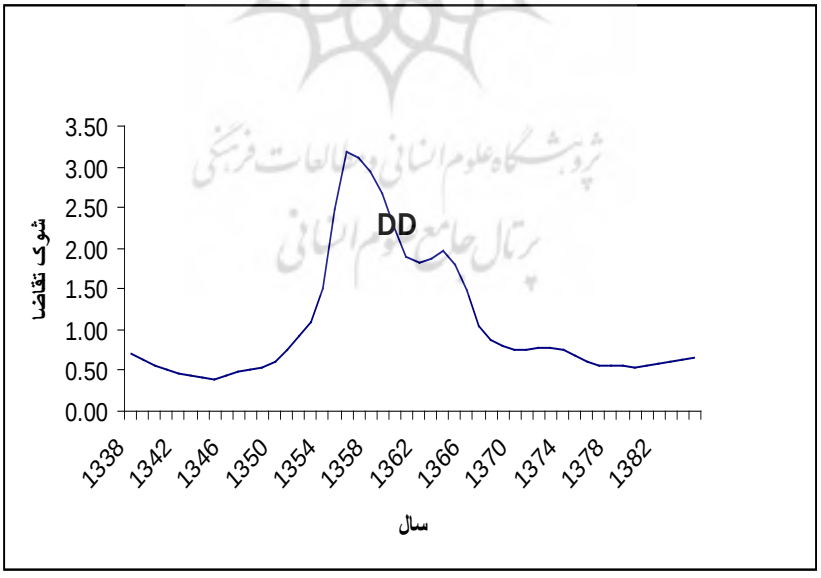
جدول ۲ـ شوک عرضه محصولات کشاورزی و شوک تقاضای داخلی

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



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

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 (۱,۱,۱,۰,۰,۳) است که براساس معیار تعیین وقفه شوارتز ـ بیزین (SBC) تعیین وقفه شده است.

اعداد ۱، ۱، ۱، ۰، ۰ و ۳ به‌ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه منظورشده 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 به‌صورت معادله (۲۰) است:

$$XA=1006.3PX+0.32247YA+3338.4SS-588.5202DD \qquad (۲۰)$$

(۱/۹۵۳۲) (۶/۱۰۴۳) (-۳/۰۷۳۵) (-۱/۸۷۴۳)

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

(۶/۱۲۳) (۱/۵۷۱۷) (۱/۵۱۱۱)

$$F=191.283 \qquad D.W=1.851 \qquad \overline{R}^2=0.98109$$

معادله (۲۰) نشان می‌دهد اثرات تمام متغیرها مطابقِ انتظار بوده و متغیرهای اصلی مدل در سطح ۹۵ درصد معنادارند. همچنین می‌توان گفت به‌ازای 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 (۱,۱,۲,۲,۰,۱,۲) به‌دست آمد که با معیار حنان ـ 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.

$$XA=11578.8+2016.3PX+0.53237YA-7631.7SS+6436DD \qquad (۲۱)$$

(۴/۴۸۱۸) (۳/۷۷۲۹) (۹/۲۹۴۲) (-۲/۰۰۸۹) (۱/۲۱۶۱)

$$+1.4422MISEL+2.0616IMAXA-8286.3D4472-1371.8D6676-7237.1DT72$$

(۱/۰۷۸۴) (۲/۹۶۳۹) (-۸/۶۵۲۱) (-۲/۴۱۹) (-۲/۰۳۷۴)

$$F=255.3866 \qquad D.W=2.2252 \qquad \overline{R}^2 = 0.99284$$

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 عدم‌تعادل‌های 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 تحت‌تأثیر 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 مهندسین 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 ــ به منظور کنترل تورم و کاهش اثرات شوک تقاضا ــ 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 ۱/۶ 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 کالاهای کشاورزی و رشد بخش کشاورزی در ایران (۱۳۷۵-۱۳۵۷)»، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۲، صص۹۳-۱۰۲.

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. گرایی‌نژاد (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 (۷۹-۱۳۴۷)»، 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 (۷۴-۱۳۴۷)»، 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.

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

هژبر کیانی و نیک‌اقبالی (۱۳۷۹)؛ «بررسی اثر عدم‌تعادل 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 Agricalture in Bhutan", *European Conference on Modern South Asian Studies*, No.18, pp. 6-9

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی