

بی ثباتی صادراتی و رشد کشاورزی یک تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی سیستمی

دکتر حمید ابریشمی*

رضامحسني**

تاریخ دریافت ۸۳/۲/۱۸ تاریخ پذیرش ۸۳/۳/۱۶

چکیده

از آنجایی که قسمت اعظم صادرات غیرنفتی کشورمان را محصولات کشاورزی و سنتی تشکیل می‌دهد و از طرف دیگر کوچک بودن و وابسته بودن اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی سبب می‌گردد در صورت مواجه شدن با شوک‌های غیرقابل انتظار و زودگذر، رقابت‌پذیری صنایع صادراتی کاهش یابد. بر همین اساس در این مقاله با پیروی از مدل فدر (۱۹۸۲) به بررسی اثر بی‌ثباتی درآمد صادراتی بر رشد کشاورزی در طی دوره زمانی ۸۰-۱۳۵۰ پرداخته شده است. تمایز عمده این مقاله را با سایر مطالعات را می‌توان در سه بعد ذکر کرد. اولاً اغلب مطالعات به بررسی تأثیر رابطه بی‌ثباتی صادراتی بر رشد اقتصادی به صورت جمعی پرداخته‌اند ولی به لحاظ این که مدلسازی بر روی متغیرهای جمعی می‌تواند به تورش جمعی‌سازی منجر شود و روابط صحیح شناسایی نشود، مطالعه حاضر این موضوع را به صورت بخشی مورد مطالعه قرار داده است. ثانیاً تقریباً در تمامی مطالعات قبلی چنین رابطه‌ای بر اساس داده‌های مقطعی صورت پذیرفته است. مشکل کار با این نوع از داده‌ها آن است که تنها یک تخمین متوسط از اثرات را میسر ساخته و هیچ اطلاع بیشتری در باره کشور تحت بررسی ارائه نمی‌دهد به همین دلیل در این مقاله از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. ثالثاً برای اجتناب از رگرسیون ساختگی از رویکرد نوین اقتصادسنجی سری زمانی، هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت منحصر به فرد میان متغیرهای الگوسازی شده است. به لحاظ این که در بلندمدت رشد تولید به عواملی نظیر جمعیت و بهبود تکنولوژی و نظایر بستگی دارد، اثر بی‌ثباتی صادراتی بر ارزش افزوده کشاورزی برون‌زا فرض شده و تنها در کوتاه‌مدت مؤثر خواهد بود که این اثر در این مقاله مثبت ارزیابی شده است.

طبقه‌بندی JEL: Q17

کلید واژه: بی‌ثباتی صادراتی، رشد کشاورزی، هم‌انباشتگی، مدل تصحیح خطا، تورش

* عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

** پژوهشگر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

جمعی سازی.

۱- مقدمه

بسیاری از مطالعات رابطه بین بی ثباتی صادرات و رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی کشورهای در حال توسعه مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. تقریباً تمامی مطالعات قبلی براساس داده‌های مقطعی صورت پذیرفته است. مشکل عمده کار با داده‌های مقطعی آن است که مطالعات مبتنی بر این نوع داده‌ها، مقدار متوسط اثرات را برآورد نموده و هیچ‌گونه اطلاعات بیشتری ارائه نمی‌نماید. تنها مطالعات معدودی نظیر لاو (۱۹۹۲)^{۳۲} و ویلسون (۱۹۹۴)^{۳۳} در بررسی چنین رابطه‌ای از داده‌های سری‌های زمانی استفاده نموده‌اند. اما در تمامی موارد از جمله دو مطالعه اخیر در رابطه با بررسی نامانایی^{۳۴} داده‌ها تحلیلی انجام نشده است و این احتمال وجود دارد که رگرسیون‌های برآوردی در این مطالعات رگرسیون ساختگی باشد. همانطور که در بخش بعدی این مقاله مشاهده خواهیم نمود اغلب داده‌های مورد بررسی نامانا هستند، در مقاله حاضر با تاکید بر رویکرد نوین اقتصادسنجی سری‌های زمانی در قالب متدولوژی جوهانسن (۱۹۸۸) به بررسی رابطه میان بی ثباتی صادرات غیرنفتی و اثر آن بر رشد محصولات کشاورزی در اقتصاد ایران می‌پردازد. در بخش دوم مقاله رویکرد نظری اثرات کلان و خرد بی ثباتی بر متغیرهای مهم اقتصادی به همراه شواهد تجربی ارائه می‌شود. در بخش سوم انواع شاخص‌های بی ثباتی معرفی شده و در بخش چهارم مبانی نظری الگو معرفی می‌شود. در بخش پنجم نیز به برآورد و ارائه نتایج می‌پردازیم و در نهایت بخش ششم جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

32- Love.

33- Wilson.

34- Non_stationary .

۲- پیامدهای کلان بی‌ثباتی صادراتی

براساس نظریه‌های تجارت بین‌الملل، کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از مزیت‌های نسبی و فراوانی نهاده‌های تولیدی از تخصص‌های اولیه اقتصادی بهره‌مند می‌شوند. همچنین وفور نهاده‌های تولیدی در این کشورها ورود سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی را تشدید نموده است. در همین حال برخی از اقتصاددانان توسعه تخصص‌گرایی بین‌المللی^{۳۵} را به لحاظ وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی مورد انتقاد قرار می‌دهند. این گروه معتقدند تخصص‌گرایی بین‌المللی در صدور کالا برای یک کشور به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی منجر شده و به دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، در صورت نوسانات شدید قیمت، درآمدهای صادراتی دستخوش بی‌ثباتی می‌گردد و این امر، اثر منفی بر کل اقتصاد خواهد داشت. به عبارت دیگر، در کشورهای در حال توسعه، صادرات به عنوان یک نهاده تولیدی (مواد اولیه و واسطه‌ای) رفتار می‌کند. زیرا، در اغلب این کشورها سهم اعظم واردات را کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که به عنوان یک نهاده تولیدی استفاده می‌شود، تشکیل می‌دهد و چون منابع تامین مالی این نوع واردات از محل درآمدهای صادراتی است، لذا، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به اختلال در واردات این نوع از نهاده‌های تولیدی شده و به دنبال آن رشد اقتصادی را متاثر می‌سازد.^{۳۶} تغییرپذیری و نوسانات قیمت به نوسانات کلان اقتصادی منجر گردیده که این امر، عمدتاً در بی‌ثباتی درآمد ملی ظاهر می‌گردد 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 تاکید شده است.^{۳۷} براساس نظریه میردال (۱۹۵۸)^{۳۸} بی‌ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبیده باشد، به تورم در اقتصاد منجر می‌شود. در این

35- International Specialization .

36- Feder (1982),Sinha(1999).

37- Guillaumont (1958)

38- Myrdal (1958).

شرایط، کسری بودجه چرخه متقابلی از خود نشان می‌دهد که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است و به دلیل وجود اثر چرخ‌دنده‌ای^{۳۹}، میان کسری بودجه و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی رابطه مثبتی مشاهده می‌شود. براساس نظریه نرکس (۱۹۶۲)^{۴۰} و قبل از آن کینز (۱۹۳۸)^{۴۱} بی‌ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانی^{۴۲} در اقتصاد شده که این امر دارای اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی خواهد بود. 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 نموده تا از محاسبات ریسک در این رابطه استفاده شود. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی از سوی هیرشمن (۱۹۵۸)^{۴۳} و فریدمن (۵۷، ۱۹۵۴)^{۴۴} مبتنی بر رویکردهای مختلف به شدت مورد انتقاد قرار گرفت. هیرشمن (۱۹۵۸) مشاهده نمود نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه‌مدت به‌طور قابل توجهی واردات کالاهای ساخته شده را کاهش می‌دهد و این امر، به نفع صنایع تولید داخلی خواهد بود. این منفعت، ناشی از اثرات پیامدهای مثبت استراتژی جانشین واردات^{۴۵} بر رشد اقتصادی است. فریدمن در این رابطه اشاره می‌کند براساس نظریه‌های 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 می‌سازد. به همین دلیل است که فرضیه درآمد دائمی فریدمن یکی از محورهای اصلی در مباحث مدیریت ریسک محسوب می‌شود. در این بخش از مقاله به بررسی پیشرفت‌های اخیر نظریه‌های اقتصادی درباره پیامدهای بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر اقتصاد کلان می‌پردازیم. در

39- Ratchet effect.

40- Nurkes(1962).

41- Keynes(1938).

42- Uncertainty.

43- Hirschman(1958).

44- Friedman(1954).

45- Import Substitution Strategy.

ادبیات اقتصادی بر رابطه بین بی‌ثباتی صادرات کالای اولیه و رقابت‌پذیری^{۴۶} در کوتاه‌مدت تاکید بسیاری صورت گرفته است. اما در بلندمدت بی‌ثباتی این‌گونه درآمدها می‌تواند به نوسانات رشد اقتصادی منجر شود.

۲-۱- اثرات کوتاه‌مدت

تجزیه و تحلیل بیماری هلندی^{۴۷}

چارچوب نظری این تجزیه و تحلیل مبتنی بر یک اقتصاد وابسته کوچک است که با شوک‌های غیرقابل انتظار و زودگذر در درآمدهای صادراتی محصولات اولیه رو به رو است.^{۴۸} براساس این نظریه و با چنین شرایط اقتصادی، بی‌ثباتی در درآمدهای صادراتی به کاهش رقابت‌پذیری بخش قابل تجارت سنتی (کالاهای ساخته شده صنعتی) منجر می‌شود. این پدیده اقتصادی، به عنوان بیماری هلندی شناخته شده است.^{۴۹} در این بخش، به شرح مختصری درباره فرضیه اصلی این تئوری می‌پردازیم. برای این منظور، یک اقتصاد سه بخشی را در نظر بگیرید که در آن دو بخش قابل تجارت^{۵۰} شامل بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن است به طوری که قیمت محصولات این بخش‌ها به شکل برون‌زا تعیین می‌گردد و بخش سوم اقتصاد که عمدتاً شامل صنایع خدماتی و محلی است، بخش غیرقابل تجارت فرض شده است. در برخی از مطالعات این بخش موسوم به بخش کالاهای شبه قابل تجارت است.^{۵۱} (برای مطالعه جزییات بیشتر در این رابطه رجوع کنید به (Devarajan & de Melo 1987)). همچنین اقتصاد دارای دو نهاد تولیدی کار و سرمایه است و نهاد نیروی کار نیز قادر به انتقال از یک بخش به سایر بخش‌ها است، اما قادر به مهاجرت به خارج از کشور نیست.^{۵۲} در حالی که نهاد سرمایه در

46- Competitiveness.

47- Dutch Disease Analysis.

48- Salter (1959).

49- Gorden & Neary (1982) and Neary & Van Wijnbergen (1986).

50- Tradable.

51- Semi tradable goods.

52- Brano & Suchs (1992).

هر بخش ثابت و معین فرض شده است.^{۵۳} سایر فرض‌ها عبارتند از اشتغال کامل عوامل تولید، انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس.^{۵۴} در این تجزیه و تحلیل الگو براساس متغیرهای حقیقی مورد بررسی قرار می‌گیرد.^{۵۵} به همین دلیل از نسبت قیمت بخش قابل تجارت سنتی به بخش غیرقابل تجارت به‌عنوان متغیر نرخ ارز واقعی استفاده شده است که عمدتاً به‌عنوان شاخص رقابت‌پذیری تفسیر می‌شود.

تئوری بیماری هلندی در دو اثر مخارج^{۵۶} و منابع^{۵۷} خلاصه می‌گردد. اگر اقتصاد با یک افزایش غیرقابل انتظار در درآمدهای صادراتی کالاهای اولیه روبه‌رو شود این امر، به افزایش درآمد و به تبع آن افزایش تقاضای داخلی منجر می‌شود. واکنش اصلی اقتصاد در برابر این شوک (در کنار سایر عکس‌العمل‌های نهادهای اقتصادی که از واکنش اندکی برخوردارند) افزایش تقاضای نیروی کار (توسط بنگاه‌ها) و به تبع آن افزایش دستمزدها (از سوی کارگران) است. نظر به این‌که قیمت محصولات در دو بخش قابل تجارت، برون‌زا فرض شده، تنها قیمت محصولات بخش غیرقابل تجارت افزایش می‌یابد. لذا، افزایش دستمزدها سود بخش صادرات سنتی (کالایی) را کاهش می‌دهد. فرایند اثرپذیری این شوک بر اقتصاد بیانگر اثر مخارج است. اثرگذاری منفی اثر مخارج در بخش قابل تجارت سنتی به وسیله اثر منابع به تشدید انتقال نیروی کار از بخش‌های قابل تجارت سنتی و غیرقابل تجارت، به سایر بخش‌های توسعه یافته، منجر می‌شود. البته، اثر خالص ناشی از اثر مخارج در بخش غیرقابل تجارت میهم است. لذا در نهایت، تأثیر ناشی از شوک غیرقابل انتظار درآمد صادراتی به کاهش ارزش پول و کاهش نرخ واقعی ارز منجر می‌شود و این امر، کاهش رقابت‌پذیری کشور در صحنه بین‌المللی را به همراه می‌آورد. نکته‌ای که در اینجا باید به آن توجه کرد آن است که نظریه بیماری هلندی تنها در شرایطی که شوک‌های درآمدهای صادراتی

53- Corden (1984).

54- Nowak (1992).

55- Edward (1982).

56- TradableSpending effect.

57- TradableResource effect.

(افزایش و یا کاهش) موقتی و زودگذر باشند، صادق خواهد بود. اگر افزایش درآمدهای صادراتی دائمی بوده، عکس‌العمل نرخ واقعی ارز (در اینجا یعنی کاهش نرخ واقعی ارز) را در چنین شرایطی می‌توان به‌عنوان یک واکنش متعارف و عادی در اقتصاد تلقی نمود. زمانی که شوک‌های درآمد صادراتی (افزایش و یا کاهش آن) موقتی و زودگذر باشد، تخصیص مجدد منابع درون بخشی با توجه به وجود هزینه‌های تعدیل، با مشکلات متعددی روبه‌رو می‌شود.

نقش بنگاه‌های دولتی

ادبیات معاصر در رابطه با نقش بنگاه‌های دولتی بیشتر بر روی فقر مدیریت دولتی در درآمدهای صادراتی تاکید کرده است. در این رابطه تانزی (۱۹۸۶)^{۵۸} دو نوع واکنش بنگاه‌های دولتی را پیش‌بینی می‌کند.

۱- بنگاه دولتی ممکن است شوک (افزایش یا کاهش) درآمدهای صادراتی را موقتی و زودگذر فرض نموده به همین دلیل این منابع را پس‌انداز و در بازارهای مالی بین‌المللی سرمایه‌گذاری کند و از منافع حاصل از آن بهره‌مند شود.^{۵۹} اگر چه این نوع رفتار بنگاه مطابق انتظار با تئوری درآمد دائمی است اما در عمل بندرت چنین رفتاری مشاهده می‌گردد.^{۶۰}

۲- بنگاه دولتی ممکن است شوک درآمدهای صادراتی را دائمی فرض نموده و سرمایه‌گذاری داخلی را افزایش دهد. به‌کارگیری این فرض، بنگاه را با دو مشکل مواجه می‌سازد. الف- بازدهی اندک سرمایه‌گذاری‌های دولتی: براساس روش سرمایه‌گذاری کینز در جایی بنگاه اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کند که منحنی عرضه وجوه اعتبارات منحنی امکانات سرمایه‌گذاری را قطع نماید. لذا افزایش درآمدهای صادراتی، منحنی عرضه وجوه اعتبارات را پایین می‌برد و این امر، باعث کاهش بازده سرمایه‌گذاری بنگاه می‌گردد. ب- تحمیل هزینه‌های اضافی در دوره‌های آتی زمانی که اقتصاد با افزایش درآمد صادراتی روبه‌رو می‌شود.

58- Tanzi (1986).

59- Devarajan & de Melo (1987).

60- Combes (1993).

اگر براساس فرض دائمی بودن چنین درآمدهایی اقدام به اجرای پروژه‌های عمرانی کند این امر سبب می‌شود بنگاه‌های دولتی در هر دوره متعهد به تأمین مخارج این پروژه‌ها شوند. لذا، اگر برخلاف انتظار، افزایش درآمد صادراتی زودگذر باشد، به کسری بودجه و تحمیل هزینه‌های تکراری برای تأمین مالی چنین پروژه‌هایی منجر خواهد شد.

نکته‌ای که در اینجا می‌توان به آن اشاره نمود آن است که در برخی کشورها، به دلیل ویژگی‌های بازار، پیامدهای جهش درآمدهای صادراتی بیشتر بر بخش خصوصی تأثیر می‌گذارد. در این رابطه می‌توان به تولیدکنندگان قهوه در کشور کنیا اشاره نمود که از افزایش موقتی درآمدهای صادراتی بهره‌مند گردیدند.^{۶۱} اما، ویژگی رقابت ناقص بازارهای سرمایه که ناشی از فقر فرصت‌های سرمایه‌گذاری است، موجب می‌شود که افزایش درآمدهای صادراتی به تشدید فعالیت‌های بخش ساختمان که یک بخش غیرقابل تجارت است، منجر شود. مانند کشور کلمبیا که نرخ‌های پس‌انداز به دلیل سرکوب مالی (نرخ‌های بهره واقعی منفی) افزایش نیافت. لذا، آزادسازی محصولات اولیه (سنتی) زمانی که بازار چنین محصولاتی از ویژگی رقابت ناقص برخوردار باشند، کارایی لازم را ندارد. به‌طور کلی براساس نظرات دیویس (۱۹۹۵)^{۶۲} بیماری هلندی در کشورها عمدتاً ناشی از ناکارآمدی واکنش‌های دولت (بخش عمومی) به بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی است. در حقیقت، بخش دولتی مسئول تعدیل اثرات مثبت (یا منفی) بالقوه جهش درآمدهای صادراتی از طریق مداخله و معیارهای حمایتی در اقتصاد است.

۲-۲- اثرات بلندمدت: تجزیه و تحلیل تئوریک

زمانی که بی‌ثباتی‌های درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی شود، این امر، سبب تغییر عکس‌العمل عمومی بنگاه‌ها شده، از اینرو، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. تجزیه و تحلیل تئوریکی در این باره در مطالعه کمپ و

61- Cuddington (1986).

62- Davis.

لیویاتین (۱۹۷۳)^{۶۳} ایتون (۱۹۷۹)^{۶۴}، ارائه شده است. در این مطالعه به بررسی اثرات کوتاه‌مدت ریسک بر تخصیص منابع در قالب تجزیه و تحلیل ایستا پرداخته شده است. براک (۱۹۹۱)^{۶۵} به بررسی تجزیه و تحلیل پویای اثرات بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی پرداخته و به نتایج قابل توجهی دست یافت. چارچوب پویای مطالعه براک (۱۹۹۱) مبتنی بر فرض‌های خاصی است. ۱- بنگاه تولیدی با فعالیت اقتصادی نامحدود. ۲- تابع تولیدی با تکنولوژی نئوکلاسیکی (بازده ثابت نسبت به مقیاس، جانشینی عوامل، عرضه نیروی کار برون‌زا و غیره). ویژگی اصلی مدل مورد مطالعه براک (۱۹۹۱) این است که به دلیل وجود شوک‌های تصادفی برون‌زا، یک فعالیت تولیدی تصادفی را مورد بررسی قرار می‌دهد. درآمد حاصل از چنین فعالیت تولیدی، صرف تامین مالی واردات مصرفی و کالاهای سرمایه‌ای و انباشت دارایی‌های بدون ریسک سرمایه خارجی می‌شود. همانطور که ریسک رفتار بهینه یک بنگاه تولیدی ریسک‌گریز را (زمانی که با یک افزایش میانگین ذخایر در ریسک برون‌زا روبه‌رو می‌شود) تعدیل می‌کند و موجب می‌شود با احتیاط رفتار کند^{۶۶}. از نقطه نظر تکنیکی این رفتار به معنی آن است که منحنی مطلوبیت نهایی فرد (یا بنگاه) ریسک‌گریز محدب است. لذا در اینجا، براساس چارچوب پویای مطالعه کیمبال (۱۹۹۱) به بررسی اثرات بی‌ثباتی بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و رفاه می‌پردازیم.

اثرات ریسک بر پس‌انداز بسته به اهمیت نوع ریسک که ممکن است ریسک درآمدی عامل کار یا ریسک درآمدی عامل سرمایه باشد، متفاوت خواهد بود. تأثیر ریسک درآمدی عامل کار بر پس‌انداز در شرایطی که عرضه نیروی کار برون‌زا باشد، واضح است^{۶۷}. در این حالت یک بنگاه ریسک‌گریز زمانی که با یک شوک افزایش درآمد عامل کار روبه‌رو می‌شود، پس‌اندازش را افزایش خواهد داد. این رفتار بنگاه تولیدی به‌عنوان یک نوع بیمه خود اتکایی در مقابل اثرات ناشی از

63- Kemp and Liviatian.

64- Eaton.

65- Brock.

66- Kimball (1991).

67 . Leland (1987).

ریسک عمل می‌کند و بنگاه تولیدی زمانی که با یک شوک افزایشی درآمدی روبه‌رو شده این درآمد را پس‌انداز کرده و از آن به‌عنوان یک ذخیره برای زمانی که با شوک کاهش درآمدی روبه‌رو می‌شود، استفاده می‌کند. اثرات ریسک درآمد عامل سرمایه بر پس‌انداز پیچیده و مبهم است. اثرات ریسک درآمد عامل سرمایه به ازای یک واحد سرمایه مصرفی در فرایند تولید دارای تأثیرات متفاوتی خواهد بود. بنابراین، یک شوک افزایشی ناشی از درآمد عامل سرمایه، می‌تواند به دو اثر متضاد منجر شود. پیامد شوک درآمدی عامل سرمایه دارای اثر درآمدی مثبت و اثر جاننشینی منفی بر بنگاه تولیدی است.^{۶۸} اثر درآمدی، عکس‌العمل بنگاه را در زمانی که افزایش ریسک به کاهش پس‌انداز منجر می‌شود، نشان می‌دهد. در رابطه با بنگاه‌های تولیدی کوچک انتظار براینست که رفتار این بنگاه‌ها در مقابل ریسک بسیار محتاطانه باشد، زیرا پیامدهای افزایش در ریسک ممکن است ماهیت و موقعیت آنان را به مخاطره بیاندازد. الگوی براک (۱۹۹۱) مبتنی بر فرضیه بازار سرمایه کامل بوده اما بعدها در مطالعات کشورهای در حال توسعه این فرض مورد تردید قرار گرفت و به‌جای آن از فرضیه وجود محدودیت‌های نقدینگی استفاده گردید.^{۶۹} لذا، به‌جای کاربرد فرضیه درآمد دائمی از فرضیه کینز مبنی بر این‌که مصرف جاری به درآمد جاری وابسته است، استفاده شد. محدودیت‌های نقدینگی، پس‌اندازهای احتیاطی را تا جاییکه جیره‌بندی عرضه اعتبارات به کاهش رفاه منجر شود، افزایش می‌دهد (با فرض این‌که بنگاه ریسک‌گریز باشد). البته، اگر بنگاه حتی ریسک‌پذیر باشد، در هنگام روبه‌رو شدن با محدودیت‌های نقدینگی نیز پس‌اندازهای احتیاطی خود را افزایش خواهد داد. از نظر فنی ریسک‌گریزی بنگاه شرط کافی برای افزایش پس‌اندازهای احتیاطی است و نه شرط لازم. لذا، وجود محدودیت‌های مذکور به گسستگی در تابع مطلوبیت نهایی منجر می‌شود، زیرا این فرض نقش مشابهی به‌جای فرضیه محدب بودن ایفا می‌کند. این‌گونه پس‌اندازها می‌تواند تنها صرف تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های داخلی و یا صرف

68- Sandmo (1970).

69- Deaton (1991).

دارایی‌های خارجی با ریسک پایین شود. بدین ترتیب در یک اقتصاد باز، تصمیم‌گیری برای پس‌انداز یا سرمایه‌گذاری می‌تواند براساس معیارهای متفاوتی انجام شود. براساس تجزیه و تحلیل سبد دارایی ساده، کاهش ریسک‌پذیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری به تشویق سرمایه‌گذاری بنگاه ریسک‌گریز برای سرمایه‌گذاری در کشور منجر می‌شود. به طور دقیق‌تر، آثار منفی ریسک بر سرمایه‌گذاری داخلی زمانی که تصمیمات سرمایه‌گذاری انعطاف‌ناپذیر هستند، تشدید می‌شود.^{۷۰} این اثر منفی ریسک بر سرمایه‌گذاری‌ها را اثر مثبت ریسک بر بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها تعدیل و یا خنثی می‌کند. تجزیه و تحلیل سبد دارایی، رابطه میان رشد اقتصادی و ریسک را مثبت ارزیابی می‌کند. به این معنی که بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری، با فرصت‌های سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر با بازدهی بالا و سرمایه‌گذاری ریسک‌گریز (با ریسک پایین) با بازدهی پایین روبرو هستند لذا، بنگاه در صورت انتخاب هر یک از این فرصت‌ها، هر چه بنگاه فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ریسک بالا را انتخاب کند به افزایش بیشتر رشد اقتصادی منجر می‌شود. رشد یکنواخت^{۷۱} به لحاظ این‌که به عواملی نظیر رشد جمعیت و بهبود تکنولوژی بستگی دارد، برون‌زا فرض می‌شود. در این حالت، ریسک تنها یک اثر موقتی و زودگذر بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.^{۷۲} ویژگی آخر، توضیح صریحی از محدودیت نظریه رشد نئوکلاسیک است. اما چنین ویژگی در ادبیات توسعه یافته اخیر با عنوان درون‌زایی تکنولوژی و عرضه نیروی کار تصریح شده است. بر همین اساس در این حالت، این‌که ریسک بر رشد یکنواخت تأثیر می‌گذارد، مصداق دارد. از طرف دیگر، نرخ پایین سرمایه‌گذاری، پیشرفت تکنولوژی را با فرض این‌که تابع مناسبی از مقدار عوامل تولیدی است، کاهش می‌دهد و در شرایط دیگر، این احتمال وجود دارد که ریسک مانع عرضه نیروی کار شود. در الگوی نئوکلاسیکی، ریسک اثر منفی بر سرمایه‌سرانه رشد یکنواخت داشته که به دنبال آن رفاه کاهش خواهد یافت.

70- Pindyck (1991), Dixit (1994).

71- Steady State.

72- Barro and Sala - i - Martin (1995).

۳-۲- تجزیه و تحلیل تجربی

شواهد تجربی در رابطه با اثرات ناشی از ریسک بر رشد اقتصادی در مطالعات متعددی مشاهده شده است. متدلوژی متعارف تجزیه و تحلیل این مطالعات مبتنی بر رهیافت اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های بین‌المللی است. نتایج حاصل از این مطالعات بسیار پراکنده و واگرا بوده، اما به‌طور کلی می‌توان ویژگی این مطالعات را به صورت زیر تشریح نمود.

• اغلب مطالعات، بی‌ثباتی آینده‌نگر^{۷۳} (بی‌ثباتی انتظاری) را از بی‌ثباتی گذشته‌نگر^{۷۴} (بی‌ثباتی محقق شده) تفکیک نکرده است. دمیوک و گولامنت (۱۹۸۹)^{۷۵} در این رابطه نشان می‌دهند که مجزا نمودن این دو نوع بی‌ثباتی از اهمیت خاصی برخوردار است به‌طوری‌که بی‌ثباتی آینده‌نگر (ریسک) نقش مهمی را در تصمیمات اقتصادی بنگاه تولیدی ایفا می‌نماید.

• در اغلب مطالعات در محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی فرض کرده‌اند که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی^{۷۶} بوده، لذا، از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به‌عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده شده است. نلسون و کانگ (۱۹۸۱)^{۷۷} در این رابطه اشاره کردند که اگر روند متغیر در این حالت استوکاستیک باشد معیار بی‌ثباتی تورش‌دار خواهد شد.

• نمونه‌های مورد بررسی این مطالعات غالباً متمایز و ناهمگن هستند. کادسن و پارتز (۱۹۷۵)^{۷۸} در مطالعه ۲۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۶۸-۱۹۵۸، یوتوپالس و نوجنت (۱۹۷۶)^{۷۹} در مطالعه ۳۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۶۸-۱۹۴۹ و لیم (۱۹۷۶)^{۸۰} در فاصله زمانی ۷۳-۱۹۶۸ نشان دادند، بی‌ثباتی درآمدهای

73- ex ante.

74- ex post.

75- Demeocq and Guillaumont.

76- Deterministic.

77- Nelson and Kang.

78- Knudssen and parnes.

79- Yotopoulos and Nugent.

80- Lim.

• صادراتی به افزایش پس‌انداز منجر می‌شود. موران (۱۹۸۳)^{۸۱} در مطالعه خود در فاصله زمانی ۷۵-۱۹۵۴ در این رابطه نتایج مهم و غیرقطعی را نشان می‌دهد. دمیوک و گولامنت (۱۹۸۹) در مطالعه‌ای، رابطه میان پس‌انداز و درآمدهای صادراتی را در فاصله زمانی ۸۱-۱۹۷۰ منفی برآورد می‌کند اما در دوره زمانی ۷۰-۱۹۶۰ این رابطه مثبت بوده است. چنین تفاوت و تمایز در نتایج را می‌توان به دلیل رفتار، نگرش و طرز برخورد بنگاه‌های (تولیدی) دولتی در مدیریت ریسک^{۸۲} تشریح نمود. کومبز (۱۹۹۳)^{۸۳} در مطالعه ۲۲ کشور در حال توسعه که عمده محصولات صادراتی آنان را تولیدات کشاورزی دربر می‌گرفت براساس یک نمونه پانل (در طول، کشورها و در عرض، محصولات) نشان می‌دهد که بی‌ثباتی درآمد بخش خصوصی، پس‌انداز آنان را افزایش می‌دهد. وی همچنین در مطالعه‌ای دیگر شامل ۴۰ کشور در حال توسعه که صادرات عمده آنها محصولات کشاورزی است (با استفاده از داده‌های بین‌المللی) نتایج متفاوتی به شرح زیر دست یافت.

♦ واکنش منفی پس‌انداز کل جهانی (دولتی و خصوصی) به بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰.

♦ دومین نتیجه، سیاست‌های تثبیت قیمت داخلی است. زمانی که قیمت‌های جهانی در سطح بالایی قرار دارد (همانند دهه ۱۹۷۰)، در این حالت مالیات‌های دولتی نقش مهمی را ایفا خواهد کرد و به همین جهت، پس‌اندازها (اعم از دولتی و خصوصی) به دلیل عدم کارایی مدیریت دولتی کاهش خواهد یافت.

♦ افزایش پس‌اندازهای احتیاطی تنها شامل بنگاه‌های خصوصی شده و بنگاه‌های دولتی را در بر نمی‌گیرد. در شرایطی که ثبات قیمت داخلی مدنظر باشد و مورد توجه قرار گیرد، اثرات بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر پس‌اندازها، منفی است. واکنش متقابل منفی بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر پس‌اندازهای

81- Moran.

82- Risk Mangment.

83- Combes.

دولتی ناشی از وجود اثر چرخ دنده‌ای^{۸۴} است که بیانگر واکنش مجانبی بنگاه‌های دولتی به افزایش و کاهش قیمت‌ها است. در این حالت، اثر چرخ دنده‌ای بر اثر درآمد دائمی غلبه می‌کند.

کنن و ویوداس (۱۹۷۴)^{۸۵}، از لر و هاریجان (۱۹۷۸)^{۸۶} در مطالعه ۲۶ کشور در حال توسعه در طول سال‌های ۸۲-۱۹۶۳ اثرات منفی بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی را بر سرمایه‌گذاری مشاهده کردند. شواهد تجربی مبنی بر اثرات بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی در طول سه دهه گذشته نتایج بسیار متفاوتی را نشان می‌دهد، به‌عنوان مثال، در مطالعه یوتوپالس و نوجنت (۱۹۷۶) رابطه مثبت مشاهده شد، در صورتی‌که در مطالعه کنن و ویوداس (۱۹۷۲) و مک‌بین (۱۹۶۶)^{۸۷} هیچگونه رابطه‌ای حاصل نشده است. همچنین در مطالعه، ویوداس (۱۹۷۴)، لانسیری (۱۹۷۸)، موران (۱۹۸۳)، گلزاکس (۱۹۷۳)، دمیکوک و گولامنت (۱۹۸۵)، از لر و هاریجان (۱۹۸۸)، رابطه عکس میان این دو متغیر مشاهده شده است. چنین تمایزی در نتایج مطالعات اغلب می‌تواند ناشی از تفاوت در دوره زمانی مورد مطالعه و یا فقدان الگوی مناسب باشد. در برخی مطالعات با مفروض بودن چارچوب نظری نئوکلاسیکی، اثر منفی بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی حاصل می‌شود.^{۸۸} رامی و رامی (۱۹۹۵)^{۸۹} در مطالعه‌ای عناصر غیرقابل پیش‌بینی و قابل پیش‌بینی رشد ناپایدار را همانگونه که در ابتدا به‌عنوان متغیر ریسک مورد بررسی قرار گرفت، از یکدیگر مجزا و تفکیک کرده‌اند. براین اساس ایشان در تجزیه و تحلیل تجربی، میان ریسک و رشد اقتصادی رابطه منفی مشاهده کردند. این نتایج در مطالعه گیماه و برومپونک (۱۹۹۱)^{۹۰} که در حوزه کشورهای آفریقایی انجام شده است، تأیید می‌شود. در این مطالعات، این رابطه به‌عنوان اثر

84- Ratchet effect.

85- Kenen & ViVodas.

86- Ozler & Harrigan.

87- Mc Bean.

88- Guillaumont (1994) , Guillaumont , Guillaumont , Guillaumont , Burn (1997) (Period 1970-90) , Dawes (1996).

89- Ramey & Ramey.

90- Gymah-Brempong.

منفی زودگذر بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی مشاهده شده و زمانی که بر رفاه اقتصادی تأثیر بگذارد، به اثر دائمی تبدیل خواهد شد. و سرانجام این‌که، شواهد تجربی اثرات بی‌ثباتی قیمت بر رشد اقتصادی حاکی از وجود رابطه منفی میان این دو متغیر است.^{۹۱} به‌طور خلاصه، مطالعات تجربی مبتنی بر داده‌های بین‌المللی و تجزیه و تحلیل‌های نظری (بیماری هلندی)، به‌شکلی سازگار و هماهنگ همگی تأکید زیادی بر رابطه منفی میان بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر رشد اقتصادی کرده‌اند. این نتیجه، خصوصاً در کشورهای آفریقایی (که از اقتصاد باز کم و پایینی برخوردارند) صادق است. پیشرفت‌های نظری عمیقی در مورد درک اثرات ناشی از بی‌ثباتی با استفاده از ابزارهای کنترلی استوکاستیک انجام شده است. شاخص‌های بی‌ثباتی زمانی که براساس متغیرهای تجاری موزون شوند، به‌طور قابل توجهی تخمین مناسب‌تری را ارائه می‌کنند.^{۹۲} به‌نظر می‌رسد زمانی که مدل متغیرهای کنترلی مناسبی (نظیر رشد صادرات و درآمد سرانه اولیه) را در بر گیرد نتایج واقع‌گرایانه‌تر و قوی‌تری را ارائه می‌کند.

۲-۴- پیامدهای خرد بی‌ثباتی صادراتی

در این بخش ابتدا پیامدهای اقتصادخرد ریسک و سپس مدیریت ریسک رفتار تولیدکنندگان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۴-۱- پیامدهای خرد ریسک بر رفتار تولیدکنندگان

در این نوع از تجزیه و تحلیل پرسش اولیه این است که آیا بی‌ثباتی قیمت به بی‌ثباتی درآمد منجر می‌شود. البته، جواب این پرسش در کشورهای گیرنده- قیمت^{۹۳} مثبت است. هر چند که منابع بی‌ثباتی قیمت (یعنی شوک‌های عرضه یا تقاضا)، در بی‌ثباتی قیمت‌ها و مقادیر کالاها نقش متفاوتی ایفا می‌کنند، اما در مجموع، به بی‌ثباتی درآمد تولیدکنندگان منجر می‌شود. در کشورهای گیرنده-

91- Lutz (1994) , Gillaumont , Guillaumont , Guillaumont , Jeanneney and alii (1999).

92- Demecoq and Gillaumont(1989) , Guillaumont (1994) , Dawes (1996).

93- Price - Taker.

قیمت علی‌رغم این‌که صادر کننده کالای تجاری و یا صادر کننده 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 دارای رابطه مستقیم با یکدیگر بوده، لذا، بی‌ثباتی قیمت به نفع بی‌ثباتی درآمد است. به عبارت دیگر در این حالت بی‌ثباتی به افزایش درآمد منجر می‌شود. در شرایط بی‌ثباتی عرضه، محتمل‌ترین حالت ممکن، این خواهد بود که بی‌ثباتی قیمت می‌تواند به تثبیت درآمد تولیدکنندگان منجر شود.^{۹۴} بی‌ثباتی قیمت به ازای برخی مقادیر خاص کشش‌های قیمتی تقاضا، بر تولیدکنندگان تأثیر می‌گذارد. به‌عنوان مثال، زمانی‌که کشش قیمتی تقاضا برای تولید یک بنگاه در فاصله $0/5$ تا 1 قرار دارد، بی‌ثباتی قیمت به افزایش یا کاهش ناپایداری درآمد تولیدکنندگان منجر می‌شود. در سایر شرایط بی‌ثباتی قیمت، متوسط درآمد و بی‌ثباتی آن را در یک زمان مشابه افزایش می‌دهد و بالعکس. پرسش بعدی در این نوع از تجزیه و تحلیل چگونگی تأثیر بی‌ثباتی بر رفاه تولیدکنندگان است. مطالعات پیشرو در پاسخ به این پرسش از مفاهیم مازاد کالایی مارشالی سنتی استفاده نموده‌اند.^{۹۵} در ادبیات اقتصادی اخیر برای پاسخ به آن ترجیحاً از تجزیه و تحلیل هزینه- فایده استفاده شده است. بدین ترتیب در این حالت هزینه ریسک به‌عنوان مبلغی که تولیدکنندگان برای اجتناب از بی‌ثباتی از طریق طرح بیمه رسمی با غیررسمی (برای پوشش پرمیوم ریسکی) تمایل به پرداخت دارند، تعریف می‌شود. هزینه ریسک نیز به چگونگی رفتار و نگرش بنگاه به ریسک بستگی دارد به‌عنوان مثال اگر بنگاه ریسک‌گریز باشد، هزینه ریسک دارای همبستگی مثبت با آن خواهد بود. اما وجود هزینه بالای ریسک، به این معنا که فرایند تثبیت به لحاظ روند چنین هزینه‌هایی هم در سطح ملی^{۹۶} و هم در سطح بین‌المللی^{۹۷} اجرا شود، نیست. در اینجا به تأثیر

94- Newbry and Stiglitz (1981).

95- Oi (1961) , Massel (1969).

96- Bonjean (1994), Braverman et al (1990) .

97- Newbery and Stiglitz (1981).

بی‌ثباتی بر عرضه محصولات کشاورزی می‌پردازیم. در تجزیه و تحلیل ادبیات نظری تحت فرضیه ریسک‌گریزی تولیدکننده، اثر ریسک مبهم و نامعین است. افزایش ریسک درآمدی می‌تواند یا به جانشینی نیروی کار با فراغت (کاهش عرضه نیروی کار) منجر شود (اثر جانشینی)^{۹۸} و یا این‌که تولیدکنندگان به منظور دستیابی به درآمد معین با شدت بیشتری فعالیت نمایند (اثر درآمدی)^{۹۹}. این احتمال وجود دارد، در شرایطی که تولیدکنندگان بسیار ریسک‌گریز باشند، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه نموده و افزایش ریسک درآمدی به افزایش درآمد تولیدکنندگان منجر شود (الگوی ریسک ترکیبی)^{۱۰۰}. در نهایت ریسک به لحاظ این‌که دارای اثرات زیان‌بار بر ابداع تولیدات جدید و ذخیره تکنیک‌های محیطی باشد، بر عرضه محصولات کشاورزی اثر منفی خواهد داشت. این موضوع خصوصاً برای تولیدکنندگان فقیر (با منابع مالی اندک) صادق است.^{۱۰۱} لذا، اثرات ریسک برای محصولات کشاورزی را می‌توان براساس تئوری سبب‌داری تجزیه و تحلیل نمود. در این حالت تولیدکنندگان به ازای افزایش ریسک درآمدی با انتخاب محصولات کشاورزی با بازدهی بالاتر خود را بیمه می‌کنند. در این رابطه مطالعات اقتصادسنجی خرد^{۱۰۲} اندکی انجام شده است. این امر به این دلیل است که وارد نمودن بعد زمان در این مطالعات کاری بس دشوار بوده و بنابراین اغلب مطالعات اقتصادسنجی از محصولات کشاورزی خاصی در یک سطح جمعی، در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته انجام شده است. این مطالعات اثرات بهره‌وری متقابل ناشی از بی‌ثباتی قیمت بر عرضه محصولات کشاورزی را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. کومبز (۱۹۹۶)^{۱۰۳} در این رابطه مطالعات اولیه درباره فرآورده‌های احشام و چارپایان در کشورهای ساحلین^{۱۰۴} را مطالعه نموده است. در این مطالعه

98- Substitution effect.

99- Income effect.

100- Multiplicative risk scheme.

101- Newbery and Stiglitz (1981).

102- Micro-Econometric studies.

103- Behrman (1968), Just (1974), Lin (1977), Traill (1978), Aradhyula and Holt (1989), Antonovitz and Green (1990), Guillaumont and Bonjean (1995).

104- Sahelian.

میان دو نوع ریسک شامل ریسک ناشی از قیمت و ریسک ناشی از تغییرات جوی تفاوت و تمایز قایل شد. در این رابطه تجزیه و تحلیل‌های مطالعات بین‌المللی در کشورهای در حال توسعه نتایج مشابهی را ارائه می‌کند.^{۱۰۵}

۲-۴-۲- مدیریت بی‌ثباتی درآمدی تولیدکنندگان محصولات کشاورزی

ریسک درآمدی زمانی که به بی‌ثباتی منابع مصرفی منجر شود، رفاه اقتصادی را کاهش خواهد داد.^{۱۰۶} البته بی‌ثباتی درآمدی را حداقل می‌توان به طور جزئی از طریق بازارهای اعتباری (اخذ وام) و بیمه حذف کرد. اما در کشورهای فقیر (با توانایی مالی اندک)، وجود بازارهای بیمه بندرت مصداق می‌یابد. به هر حال تولیدکنندگان می‌توانند به وسیله تنوع فعالیت‌های تولیدی و یا سهیم نمودن ریسک تولیدی خود با سایر تولیدکنندگان (تولیدات مشترک) در مقابل ریسک درآمدی بیمه شوند. براساس تئوری درآمد دائمی، در شرایطی که اقتصاد با کمبود فرصت‌های بیمه‌ای مواجه باشد و زمانی که بنگاه‌ها با درآمدهای زودگذر و موقتی روبه‌رو می‌شوند این درآمدها را به منظور جبران زیان‌های آتی، پس‌انداز می‌نمایند (پس‌انداز واسطه‌ای). علاوه بر این، بنگاه‌ها تحت شرایط تحدیدهای ناشی از کاهش درآمد، تمایل زیادی به پس‌انداز داشته که این نوع از پس‌اندازها بیشتر در قالب پس‌انداز احتیاطی شکل می‌گیرد. البته شرط لازم برای چنین پس‌اندازی آن است که بنگاه ریسک‌گریز باشد.^{۱۰۷} اما به هر حال پس‌انداز احتیاطی بنگاه به دلیل وجود چسبندگی سطح مصرف به‌طور محدود تشکیل می‌گردد. همچنین پس‌اندازهای احتیاطی ناقص شکل می‌گیرد به این معنی که این نوع از پس‌اندازها برای اغلب بحران‌های درآمدی، که بنگاه‌ها با آن مواجه می‌گردند، کافی نیستند. در این رابطه بنگاه‌هایی که دارای منابع مالی بسیار محدودی‌اند نسبت به شوک‌های درآمدی به ویژه اگر شوک‌ها دائمی باشند، بسیار

105- Boussard and Gerard (1994), Guillaumont and Combes (1994), Guillaumont and Guillaumont (1994).

106- Friedman(1954).

107- Kimball (1991).

آسیب‌پذیر خواهند بود.^{۱۰۸} شواهد تجربی در این باره نشان می‌دهند که تولیدکنندگان محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه همواره دارای پس‌انداز احتیاطی و پس‌انداز واسطه‌ای برای مقابله با چنین بحران‌هایی‌اند.^{۱۰۹} در این شرایط تولیدکنندگان محصولات کشاورزی ریسک‌گریز می‌توانند با متنوع‌سازی فعالیت و حوزه کاری، از چنین بحران‌هایی اجتناب ورزند. کشاورزان حوزه کاری فعالیت‌شان را از طریق انتخاب مکان‌های متفاوت تولیدی از نظر میزان بارندگی، درجه آب و هوا و...، چه در سطح کشوری و چه در سطح روستایی متنوع می‌سازند، در این شرایط کشاورزان در کنار تولید محصولات کشاورزی نیز به فعالیت‌هایی از قبیل سفته‌بازی (که فعالیت‌های کشاورزی را در بر نمی‌گیرد) برای مقابله با شرایط بحرانی در فعالیت تولیدی اقدام می‌کنند.^{۱۱۰} همچنین این‌گونه متنوع‌سازی فعالیت‌ها، ترکیب خودمصرفی تولیدات را حذف می‌کند. روش آخری را همچنین می‌توان به عنوان یک بیمه خوداتکایی^{۱۱۱} در مقابل ریسک‌ها، هنگامیکه قیمت محصولات کشاورزی کاهش می‌یابد (که منجر به زیان تولیدکننده و منفعت مصرف‌کننده می‌گردد)، تفسیر کرد.^{۱۱۲} به هر حال این نوع از متنوع‌سازی تولیدات به دلیل این‌که محصولات کشاورزی دارای بازدهی اندک‌اند، از هزینه بالایی برخوردار هستند.^{۱۱۳} به طور کلی متنوع‌سازی فعالیت‌ها، بنگاه‌های تولیدی را از منافع ناشی از تخصص در کار و فعالیت تولیدی باز می‌دارد. بنابراین بنگاه‌های تولیدی می‌توانند در مواجهه با شرایط بحرانی در تولید با تسهیم ریسک فعالیت‌ها از طریق تمهیدات مالی غیررسمی^{۱۱۴} یا شبکه‌های همکاری مشترک عکس‌العمل نشان دهند.^{۱۱۵} در این مواقع برخی توافقات کاری قراردادی به‌عنوان ابزار انتقال ریسک برای بنگاه‌های اقتصادی ریسک‌خنی، اشاره

108- Deaton (1990,1991),Besley(1995).

109- Wolpin (1982),Bbevan,Collier and Gunning(1989),Paxson(1992).

110- Murdoch (1992),Rozenzweig and Binswanger(1993).

111- Self insurance

112- Fafchamps (1992).

113- Collier and Gunning(1997).

114- Vdry(1990).

115- Deaton(1992).

شده است. اما این روش نسبت به بیمه‌های متعارف در مقابل وضعیت‌های دشوار کاری محدود است.^{۱۱۶} تمامی تمهیدات و مدیریت کاهش ریسک همانگونه که به کاهش سطوح خودمصرفی و افزایش شبکه‌های همکاری مشترک منجر می‌شود، از هزینه بالایی برخوردارند. یک چنین هزینه‌هایی می‌تواند مداخله و همکاری دولت را به ویژه با بنگاه‌های تولیدی با اعتبار مالی پایین را توجیه نماید. به‌عنوان مثال در مطالعه جلان و راوالیون (۱۹۹۹)^{۱۱۷} درباره بنگاه‌های تولیدی مناطق جنوبی چین نشان می‌دهند که بنگاه‌های تولیدی بامنابع مالی اندک از دستیابی به انتخاب‌های تولیدی کارآمد که ریسک گریزتر اما مولدترند، باز می‌مانند.

۳- بررسی شاخص‌های بی‌ثباتی

در این بخش از مقاله به بررسی انواع روش‌های محاسباتی برای تخمین شاخص بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی در طول دوره ۸۰-۱۳۵۰ می‌پردازیم. به‌طور کلی یک توافق عمومی بر روی معیار سنجش بی‌ثباتی صادراتی وجود ندارد. لذا به دلیل به‌کارگیری شاخص‌های بی‌ثباتی مختلف در مطالعات متعدد نتایج نیز متفاوت است.

اولین شاخص برای محاسبه بی‌ثباتی صادراتی، استفاده از انحراف معیار ضریب متغیر زمان در رگرسیون لگاریتم صادرات بر زمان می‌باشد^{۱۱۸}:

$$\text{Ln}x_t = a + bt + e_t \quad (1)$$

X_t بیانگر صادرات و t زمان است.

دومین شاخص بی‌ثباتی صادراتی رگرسیون ضریب تغییرات^{۱۱۹} درآمدهای صادراتی است. بدین ترتیب که ابتدا لگاریتم درآمدهای صادراتی بر روی زمان و توان دوم آن برآورد می‌شود. سپس، ضریب تغییرات متغیر روند درآمد صادراتی به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی استفاده می‌شود. با فرض این که X درآمد صادراتی باشد

116- Otsuka, Chuma and Hayami (1992).

117- Jalan and Ravallion.

118- Kwabena Gyimah - Barmpong (1991).

119- Coefficient of Variation.

می‌توان نوشت:

$$\log X = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Time} + \alpha_2 \text{Time}^2 + u_t \quad (2)$$

انحراف معیار روند صادرات / میانگین $\text{Inst}_1 = C_0V =$

سومین شاخص بی‌ثباتی صادراتی استفاده از میانگین قدرمطلق تفاوت بین درآمدهای صادراتی واقعی از روند آن است که برحسب مقادیر روند درآمدهای صادراتی نرمال شده، لذا، این شاخص بی‌ثباتی را می‌توان به صورت زیر تعریف نمود.

$$\text{INST}_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{E_t - \hat{E}_t}{\hat{E}_t} \quad (3)$$

که در آن E_t درآمدهای صادراتی واقعی (بالفعل) و \hat{E}_t مقدار روند درآمد صادراتی است. مقدار روند درآمد صادراتی با استفاده از رگرسیون لگاریتم E_t بر روی زمان و توان دوم آن برآورد می‌گردد. T تعداد سال‌های مورد بررسی است. چهارمین شاخص بی‌ثباتی صادراتی محاسبه میانگین مربعات نسبت درآمدهای صادراتی واقعی به روند آن است. زمانی که درآمدهای صادراتی واقعی با روند آن مشابه باشد، مقدار این شاخص برابر صفر خواهد بود. براین اساس خواهیم داشت:

$$\text{INST}_3 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\log E_t - \log \hat{E}_t)^2 \quad (4)$$

در این شاخص در مقایسه با دو شاخص قبلی وزن بیشتری به انحرافات بزرگ درآمد صادراتی از روند اختصاص می‌یابد.

پنجمین شاخص^{۱۲۰} بی‌ثباتی صادراتی استفاده از میانگین حسابی قدرمطلق مقادیر تغییرات یک سری زمانی که نسبت به روند زمانی آن متغیر تعدیل شده، است. این شاخص به صورت یک درصدی از متوسط تمام مشاهدات تفسیر می‌گردد. این شاخص عبارت خواهد بود از:

$$I_x = \frac{100}{\bar{x}} \cdot \frac{\sum_{t=2}^n |x_t - x_{t-1} - b|}{n-1} \quad (5)$$

به طوری که b ضریب متغیر روند در معادله $x_t = a + bt$ است. این شاخص نه تنها برخی ویژگی‌های مطلوب را برای شاخص بی‌ثباتی یک کالا معرفی می‌کند، بلکه از آن می‌توان یک تفسیر اقتصادی منطقی ارائه کرد. از جمله ویژگی‌های این شاخص این مواردند: ۱- معکوس پذیری نسبت به زمان، ۲- تفاوت نسبت به روند مشترک، ۳- اهمیت نسبی به تغییرات، ۴- مستقل بودن از مقدار روند.

ششمین شاخص توسط ماسل (۱۹۶۸) ارائه شده است. در این شاخص، مقادیر مطلق درآمدهای صادراتی مد نظر قرار گرفته و معادله آن به صورت زیر است.

$$u_i = \frac{\bar{x}}{x_t - (\beta_0 + \beta_1 x_t)} \quad (6)$$

$$IS_m = \sqrt{\frac{\sum u_i^2}{n/z}} \quad (7)$$

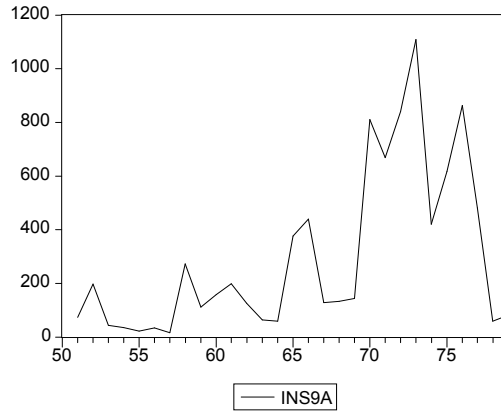
هفتمین شاخص برای محاسبه بی‌ثباتی صادراتی استفاده از واریانس مقادیر فصلی صادرات به عنوان شاخصی به منظور ارائه یک شاخص بی‌ثباتی در سال است.

هشتمین شاخص مبتنی بر قدرمطلق انحراف صادرات از روند آن که توسط روند صادرات نرمال شده و بر تعداد سال‌ها در سری زمانی تقسیم شده است. رابطه این شاخص عبارتست از:

$$I^* = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{|x_t - \bar{x}_t|}{\bar{x}_t}}{n} \quad (8)$$

نهمین معیار بی‌ثباتی که توسط لاو (۱۹۹۲)^{۱۲۱} پیشنهاد شده، استفاده از قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج‌ساله آن (MA (5) است. در این مقاله از نهمین معیار بی‌ثباتی که توسط لاو (۱۹۹۲) برای مطالعات سری‌های

زمانی پیشنهاد شده، استفاده می‌شود. این امر به این دلیل است که سایر شاخص‌ها غالباً برای مطالعات مقطعی طراحی شده‌اند. همچنین، در محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی فرض نموده‌اند که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی بوده، لذا، رابطه از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به‌عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده کرده است. نلسون و کانگ (۱۹۸۱)^{۱۲۲} در این رابطه اشاره کردند که اگر روند متغیر در این حالت استوکاستیک باشد، معیار بی‌ثباتی تورش‌دار خواهد شد. نمودار (۱) روند تحول شاخص بی‌ثباتی (صادرات غیرنفتی) مذکور را در طول زمان نشان می‌دهد. نمودار معیار بی‌ثباتی انتخابی، بیانگر آن است که به دلیل افزایش قیمت نفت در اوایل دهه ۱۳۵۰ این معیار از نوسان اندکی برخوردار بوده، به عبارت دیگر در این شرایط افزایش درآمدهای حاصل از درآمدهای نفتی بیشتر واردات را تحت تأثیر قرار داده و بر صادرات اثر چندانی نداشته است. روند معیار بی‌ثباتی تا اواسط دهه ۶۰ نیز از نوسان شدیدی برخوردار نیست، ولی با آغاز اجرای سیاست‌های تعدیل در اواخر دهه ۷۰ این معیار نوسان شدیدی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱- روند تحول شاخص بی‌ثباتی

۴- چارچوب تجزیه و تحلیل

چارچوب تحلیلی این مقاله مبنی بر دیدگاه طرفه عرضه از تغییرات در محصول کل قرار دارد. برای انجام این امر از یک حیطه وسیع از مطالعات تجربی پیرامون منابع رشد اقتصادی استفاده می‌شود.^{۱۲۳} درون چنین چارچوب تحلیلی که رشد جمعی اقتصاد از طریق تابع تولید به تغییرات در سرمایه و نیروی کار نسبت داده شده است، فدر (۱۹۸۲)^{۱۲۴} یک شاخص از عملکرد صادراتی را در میان متغیرهای توضیحی رشد به تابع تولید تعمیم داده است. با پیروی از این موضوع، یک چارچوب که در آن براساس یک استدلال منطقی برای لحاظ نمودن متغیرهای صادرات در منابع معادله رشد فراهم آورده، توسعه داده می‌شود. از آنجایی که این تجزیه و تحلیل روی تخصیص منابع غیربهبینه بالقوه میان صادرات و بخش‌های صادراتی تمرکز دارد، از این روی اقتصاد را به دو بخش مجزا تقسیم می‌نماید: بخش تولیدی کالاهای صادراتی و بخش تولید برای بازار داخلی. لذا، به جای یک تابع تولید جمعی، تولید هر یک از بخش‌ها، تابعی از عوامل تخصیص یافته به آن بخش است. علاوه بر این، تولید بخش غیرصادراتی نیز به حجم تولید صادراتی بستگی دارد. این نوع فرمولبندی منافع حاصل از صادرات را بر روی سایر بخش‌ها^{۱۲۵} نظیر توسعه کارایی و مدیریت رقابت بین‌المللی، معرفی تکنیک‌های تولیدی پیشرفته، به‌کارگیری نیروی کار با کیفیت بالا، جریان یکنواخت نهاده‌های وارداتی، و... را نشان می‌دهد. این اثرات به عواید خارجی^{۱۲۶} معروف بوده، زیرا، چنین اثراتی در قیمت‌های بازار منعکس نمی‌شود. این اثرات خارجی به صورت زیر در معادله رشد ترکیب می‌شود:

$$N = F(K_n, L_n, X) \quad (9)$$

$$X = G(K_x, L_x) \quad (10)$$

به طوری که N ، کالاهای غیرصادراتی، X ، صادرات، K_n ، K_x ، موجودی سرمایه کار

123- Robinson (1971), Hagen and Hawrylyshyn (1969).

124- Feder(1982).

125- Kessing (1979).

126- Externalities.

بخشی و L_x , L_n , نیروی کاربخشی‌اند.

از آنجایی که داده‌های مربوط به تخصیص بخشی عوامل تولید اولیه قابل دستیابی نبوده، لذا، این مسأله مستلزم آن است که تصریحی که امکان برآورد بهره‌وری نهایی بخشی را با استفاده از داده‌های جمعی فراهم سازد، به کار گرفته شود. این موضوع را می‌توان به صورت زیر تشریح کرد. فرض کنید نسبت بهره‌وری عامل نهایی مربوطه در هر دو بخش به اندازه δ بزرگتر از واحد بوده باشد یعنی:

$$(G_k/F_k) = (G_l/F_l) = 1 + \delta \quad (11)$$

به طوری که زیرنویس K , L نشان‌دهنده مشتق جزئی تابع بخش صادراتی و غیرصادراتی به عوامل تولید است. در صورت عدم وجود اثرات خارجی و به ازای یک مجموعه معین از قیمت‌ها، در شرایطی که $\delta = 0$ شود، تخصیص منابعی که تولید ملی را حداکثر می‌سازد، نشان می‌دهد. اما، بنا به برخی دلایل، بهره‌وری نهایی عامل تولید احتمالاً، در بخش غیرصادراتی کمتر است. (یعنی $\delta > 0$). یکی از مهمترین دلایل، محیط رقابتی‌تری است که بنگاه‌هایی با جهت‌گیری صادراتی در آن فعالیت می‌کنند. زیرا توسعه، رقابت، نوآوری، سازگاری و مدیریت کارآمد منابع بنگاه و... را به همراه می‌آورد. از دلایل دیگر اختلاف بهره‌وری نهایی عوامل تولید بخشی می‌توان به قوانین متعدد و متفاوت و محدودیت‌هایی نظیر محدودیت‌های اعتباری و جیره‌بندی ارز خارجی اشاره کرد.^{۱۲۷} همچنین ناطمینانی‌ها و بی‌ثباتی مربوط به بنگاه‌های صادراتی می‌تواند از جمله دلایل تفاوت بهره‌وری نهایی میان بخشی باشد. همانگونه که در بالا به آن اشاره شد، تفاوت‌های بهره‌وری که ناشی از اثرات خارجی بوده در δ وارد نمی‌شوند. با دیفرانسیل‌گیری از معادلات (۹) و (۱۰) خواهیم داشت:

$$\dot{N} = F_k \cdot I_n + F_l \cdot \dot{L}_n + F_x \cdot \dot{X} \quad (12)$$

$$\dot{X} = G_k \cdot I_x + G_l \cdot \dot{L}_x \quad (13)$$

به طوری که I_n , I_x به ترتیب سرمایه‌گذاری ناخالص بخشی L_n و L_x تغییرات

بخشی در نیروی کار بوده و F_x عواید خارجی نهایی ناشی از صادرات را بر روی تولید بخش غیرصادراتی نشان می‌دهد. اگر تولید ناخالص داخلی را با Y نمایش دهیم. از آنجایی که بر حسب تعریف $Y=N+X$ است، می‌توان نوشت:

$$\dot{Y} = \dot{N} + \dot{X} \quad (14)$$

یعنی، رشد تولید ناخالص داخلی برابر مجموع رشد دو بخش صادراتی و غیرصادراتی است، با جایگزاری معادلات (۱۱) تا (۱۲) در معادله (۱۴) خواهیم داشت.

$$\dot{Y} = F_k \cdot I_n + F_l \cdot L_n + F_x \cdot X + (1 + \delta) F_k \cdot I_x + (1 + \delta) F_l \cdot L_x \quad (15)$$

$$= F_k (I_n + I_x) + F_l (L_n + L_x) + F_x \cdot X + \delta (F_k \cdot I_x + F_l \cdot L_x) \quad (16)$$

سرمایه‌گذاری کل را $I (I_n + I_x \equiv I)$ و رشد کل نیروی کار را $L (L_n + L_x \equiv L)$ تعریف می‌کنیم. با استفاده از معادلات (۱۱) و (۱۳) می‌توان نوشت:

$$F_x \cdot I_x + F_l \cdot L_x = \frac{1}{1 + \delta} (G_k \cdot I_x + G_l \cdot L_x) = \frac{\dot{X}}{1 + \delta} \quad (17)$$

با جایگذاری این نتیجه در معادله (۱۴) در نهایت خواهیم داشت:

$$\dot{Y} = F_k \cdot I + F_l \cdot L + \left(\frac{\delta}{1 + \delta} + F_x \right) \dot{X} \quad (18)$$

با پیروی از برونو (۱۹۶۸)^{۱۲۸} فرض کنید میان تولید نهایی نیروی کار در یک بخش معین و متوسط تولید نفر کارگر در اقتصاد یک رابطه خطی وجود داشته باشد، به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

$$F_l = \beta \left(\frac{Y}{L} \right) \quad (19)$$

لذا با تقسیم معادله بر Y و با فرض این‌که $F_k \equiv \alpha$ باشد بعد از برخی ساده‌سازی‌ها خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \left(\frac{I}{Y}\right) + \beta \left(\frac{\dot{L}}{L}\right) + \left[\frac{\delta}{1+\delta} + F_x\right] \cdot \left(\frac{\dot{X}}{X}\right) \left(\frac{X}{Y}\right) \quad (20)$$

فرمولبندی معادله (۲۰) اساس کار تجربی بخش بعدی مقاله را تشکیل خواهد داد. لازم به ذکر است که اگر بهره‌وری نهایی در طول بخش‌ها یکسان باشد $F_x=0$ $\delta=0$ خواهد شد و اگر اثرات خارجی درون بخشی نیز وجود نداشته باشد $F_x=0$ می‌شود. بدین ترتیب معادله (۲۰) به مدل آشنایی نئوکلاسیک از مدل منابع رشد تبدیل می‌شود. در حالت عمومی‌تر، جمله $\left[\frac{\delta}{1+\delta} + F_x\right]$ احتمالاً برای کشورهای کمتر توسعه یافته (LDC) غیرصفر است. با فرمولبندی ارائه شده در معادله (۲۰) پارامتر α به‌عنوان بهره‌وری نهایی سرمایه در بخش غیرصادراتی به‌جای بهره‌وری نهایی سرمایه در کل اقتصاد تفسیر می‌گردد. در اینجا، $TMPK_x$ را به‌عنوان افزایش کل GDP ناشی از افزایش نهایی در سرمایه که در بخش صادراتی تخصیص یافته است و $TMPL_x$ افزایش GDP ناشی از افزایش نهایی در نیروی کار بخش صادراتی است. بنابراین می‌توان نشان داد.

$$(TMPL_x - F_1)/G_1 = (TMPK_x - F_x)/G_x = \frac{\delta}{(1+\delta)} + F_x \quad (21)$$

معادله (۱۲)، تفسیر جمله آخر در سمت راست معادله (۱۸) را تشریح می‌کند و تفاوت بین افزایش نهایی GDP ناشی از عوامل به تولید بخش صادراتی را نشان می‌دهد. لذا تفسیر معادله منبع رشد (معادله (۲۰)) به‌طور ساده عبارت خواهد بود از این‌که نرخ رشد GDP تابعی از انباشتگی عوامل تولید (یعنی رشد سرمایه و نیروی کار) و منافع ناشی از انتقال عوامل تولید از بخش با بهره‌وری پایین (غیرصادراتی) به بخش با بهره‌وری بالا (صادراتی) است.

۵- نتایج تجربی

در این مطالعه، همانند فدر^{۱۲۹} صادرات به‌عنوان یکی از نهاده‌های تولید در تابع جمعی نئوکلاسیک وارد شده اما به‌جای صادرات از معیار بی‌ثباتی درآمدهای

صادرات غیرنفتی نیز در الگو استفاده شده است. در این بخش به تخمین و تجزیه و تحلیل می‌پردازیم. به هنگام تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی خواص آماری متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است. در واقع، روش هم‌انباشتگی سازگاری میان خواص آماری متغیرهای دستگانه را با تئوری آزمون می‌کند. متغیرهای اقتصادی عموماً نامانا و دارای روند تصادفی‌اند. ترکیب خطی سری‌های نامانا نیز در حالت کلی یک سری نامانا است. اما هم‌انباشتگی یک استثناء بر این قاعده عمومی محسوب شده و ارتباط نزدیکی با نظریه اقتصادی دارد. زیرا نظریه اقتصادی متضمن مانا بودن ترکیبی از متغیرهای اقتصادی (نامانا) است. به همین دلیل این تجزیه و تحلیل از دو آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته^{۱۳۰} و فلیپس - پرون^{۱۳۱} برای بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو استفاده می‌شود. برای آزمون‌های معرفی شده در بالا از آمارهای سری زمانی که توسط سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در طول سال‌های ۸۰-۱۳۵۰ منتشر شده، استفاده می‌شود. متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی (Vaddagr) به قیمت ثابت سال ۶۱ بوده، متغیر Lkagr موجودی سرمایه بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۶۱ است و Lagr اشتغال در بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. متغیر Inst به عنوان شاخص بی‌ثباتی است که به صورت قدرمطلق انحراف صادرات غیرنفتی از میانگین متحرک پنج‌ساله آن (MA (5)) محاسبه گردیده است. نتایج حاصل از این دو آزمون در جدول (۱) حاکی از نامانا بودن متغیرهای دستگانه دارند به طوری که کلیه متغیرها I(1) بجز متغیر بی‌ثباتی صادراتی که I(0) شناسایی شده، حاوی یک ریشه واحد یا روند تصادفی هستند. (تمامی متغیرهای بجز متغیر بی‌ثباتی صادراتی به صورت لگاریتمی‌اند).

130- Augmented Dickey-Fuller(ADF), (1979).

131- Philips and Perron(PP), (1988).

جدول ۱- آزمون ریشه واحد

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		آزمون فیلیپس- پرون		نتیجه آزمون
	مدل دارای عرض از مبدا	مدل دارای عرض از مبدا و روند	مدل دارای عرض از مبدا	مدل دارای عرض از مبدا و روند	
LVADDAGR	ADF (2) = -1.1095	ADF (1) = -2.1361	-0.64239	-3.1324	نامانا
95% critical value	-2.9558	-3.5562	-2.9558	-3.5562	
D (LVADDAGR)		ADF (1) = -5.0888		-3.84406	مانا
95% critical value		-3.5615		-3.5615	
LLAGR	ADF (1) = -2.1804	ADF (1) = -1.226	-1.6378	-1.4787	نامانا
95% critical value	-2.9850	-3.6027	-2.9850	-3.6027	
D (LLAGR)		ADF (1) = -3.7558	-3.7202	-2.7202	مانا
95% critical value		-3.6119	-2.9850	-3.6119	
LKAGR	ADF (2) = -1.8481	ADF (2) = -2.3765	-2.0758	-2.8882	مانا
95% critical value	-2.9907	-3.6119	-2.9907	-3.6119	
D (LKAGR)		ADF (1) = -3.8073	-3.23608	-3.4605	نامانا
95% critical value		-3.6219	-2.9907	-3.6219	
INST	ADF (1) = -1.9108	ADF (1) = -1.7336		-6.3008	مانا
95% critical value	-3.0294	-3.6746		-3.6746	

تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن (۱۹۸۸) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی VAR می‌باشد. لذا جهت این امر از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار بی‌زین شوارز (SC)، معیار هنن کوئین (HQ)، معیار خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) و آزمون‌های نسبت درستمایی تعدیل شده LR استفاده می‌شود. آماره‌های مذکور برای طول وقفه‌های $P = 1, \dots, 4$ در جدول (۲) ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود معیارهای SC, FPE, LR طول وقفه را $P = 1$ و معیارهای AIC و HQ طول وقفه را $P = 4$ تعیین می‌کند. لذا با توجه به سالانه بودن داده‌ها و با در نظر داشتن ملاحظات حجم نمونه در آزمون هم‌انباشتگی و برآورد روابط تعادلی طول وقفه $P = 1$ انتخاب می‌شود.

جدول ۲- آماره‌های آزمون و معیارهای انتخاب در درجه دستگاه VECM

HQ	SC	AIC	FPE	LR	معیار درجه یا طول وقفه P
۸/۹۹۳۳۱۳	۹/۱۳۷۵۶۵	۸/۹۴۱۲۲۳	۰/۰۸۹۸۰۷	-	۰
۰/۰۰۲۰۶۶	۰/۰۷۴۶۰۰*	-۰/۳۵۸۳۸۳	۱/۸۶E-۶*	۱۱/۵۱*	۱
۰/۷۷۶۳۲۶	۲/۷۲۳۳۲۹	۰/۳۰۷۵۱۹	۹/۳۰E-۶	20/12	۲
۰/۳۶۱۲۹۵	۲/۲۳۶۵۷۹	-۰/۳۱۵۸۷۱	۱/۴۴E-۵	۲۱/۵۲	۳
-۰/۲۸۵۴۴۳*	۲/۱۶۶۸۵۲	-۱/۱۷۰۹۶۸*	۱/۴۸E-۵	۱۵/۳۱	۴

انتظارات نظری حاکی از آن است که چون رشد یکنواخت در اقتصاد به عواملی نظیر رشد جمعیت و بهبود تکنولوژی بستگی دارد، پس بی‌ثباتی صادراتی بر چنین رشدی اثری نمی‌گذارد، در این حالت بی‌ثباتی صادراتی نیز یک اثر موقتی و زودگذر بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.^{۱۳۲} به همین دلیل در مدلسازی رابطه بلندمدت ضریب متغیر بی‌ثباتی صادراتی برابر صفر شده، به عبارت دیگر رابطه بلند مدت به صورت مقید برآورد گردید. اما، این متغیر نیز در رابطه کوتاه‌مدت تصریح شده است. همچنین رابطه بلندمدت نیز نسبت به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی نرمال گردیده است. جدول (۳) نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی را به ازای طول وقفه $P = 1$ نشان می‌دهند. آزمون تریس یک رابطه بلندمدت تعادلی در سطح معنی داری ۱٪ و آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز یک رابطه بلندمدت تعادلی در سطح معنی داری ۵٪ را نشان می‌دهد.

جدول ۳- آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون ماکزیمم مقدار ویژه				آزمون تریس		
فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی ٪۹۵	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی ٪۹۰
$r = 0$	$r = 1$	۳۳/۳۲	۳۰/۳۳	$r \geq 1$	۵۸/۴۲	۶۱/۲۴
$r \leq 1$	$r = 2$	۲۰/۴۶	۲۳/۷۸	$r \geq 2$	۳۳/۰۶	۴۰/۴۹
$r \leq 2$	$r = 3$	۱۲/۸۵	۱۶/۸۷	$r \geq 3$	۱۹/۵۲	۲۳/۴۶
$r \leq 3$	$r = 4$	۰/۸۷	۳/۷۴	$r \geq 4$	۶/۶۱	۶/۴۰

جدول (۴) رابطه بلند مدت تعادلی مقید را همراه با آزمون قیود مربوطه نشان می‌دهد.

جدول ۴- رابطه بلند مدت تعادلی

$LVADDagr = 22.660 + 0.233180 LKagr + 0.860270 LLagr$ <p style="text-align: center;">(0.06629) (0.233180) (0.40964)</p>
آزمون قیود
$Chi - Squire(1) = 1.897474(0.164)$

همانطور که انتظار می‌رفت نیروی کار و موجودی سرمایه هردو دارای اثر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی‌اند. کشش نیروی کار برابر ۰/۸۶ بوده که نسبت به کشش عامل سرمایه (۰/۲۳) بزرگتر می‌باشد و این امر حاکی از کاربری این بخش است. همچنین آزمون قیود مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر بی‌ثباتی در بلندمدت پذیرفته شده و حاکی از آن است که این متغیر در بلندمدت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر نخواهد داشت.

جدول (۵) برآورد ضرایب تعدیل^{۱۳۳} را نشان می‌دهد. این ضرایب سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل‌های دستگاه یا جملات تصحیح خطا

اندازه‌گیری می‌کنند. در صورت عدم تعادل یعنی انحراف از روابط تعادلی بلندمدت، برخی متغیرها بایستی بار تعدیل برای حصول به روابط تعادلی مذکور را به عهده بگیرند. در غیراین صورت تضمینی برای هم‌انباشتگی متغیرهای دستگانه وجود نخواهد داشت.

جدول ۵- ضرایب تعدیل

ECM	LVADDagr	LKagr	LLagr	inst
	۰/۴۵	-۰/۴۹	-۰/۰۳	-۰/۷۲
	(۰/۱۷)	(۰/۳۴)	(۰/۰۳)	(۰/۷۵)

* اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می‌باشد

در دستگانه مورد بحث متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به عدم تعادل ارزش افزوده با ضریب ۴۵٪ تعدیل می‌شود. ضریب مذکور معنی‌دار است. متغیر موجودی سرمایه و نیروی کار نسبت به عدم تعادل با ضریب ۴۹٪ و ۳٪ تعدیل می‌شوند. متغیر بی‌ثباتی صادراتی نیز با ضریب ۷۲٪ تعدیل شده و مقدار آن نیز حکایت از سرعت بالای بی‌ثباتی نسبت به عدم تعادل مذکور دارد. در واقع بیش از نیمی از عدم تعادل ارزش افزوده کشاورزی در دوره بعد با تغییرات آن تصحیح می‌شود.

در تحلیل‌های هم‌انباشتگی برخلاف رویکردهای سنتی اقتصاد سنجی، ساختارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌طور صریح از یکدیگر تفکیک می‌شوند. الگوی کوتاه‌مدت تصحیح خطا یک سازوکار باز خور تلقی شده که مطابق آن متغیر وابسته (ارزش افزوده کشاورزی) نسبت به عدم تعادل دستگانه تعدیل می‌شود. در واقع سازوکار باز خور مذکور حصول به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. قضیه نمایش گرنجر^{۱۳۴} به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرها مستلزم یک الگوی

تصحیح خطای کوتاه‌مدت است. این موضوع یک مبنای کاملاً آماری داشته و هیچ ربطی به نظریه‌های اقتصادی ندارد. معادله تصحیح خطای ارزش کشاورزی در حالت عمومی به صورت زیر تصریح می‌شود.

$$\Delta LVADDagr = \gamma_0 + \gamma_1 \sum_i \gamma_{1i} \Delta LKagr_{t-i} + \gamma_2 \sum_i \gamma_{2i} \Delta LLagr_{t-i} + \gamma_3 \sum_i \gamma_{3i} \Delta INST_{t-i} + ecm(-1) + V_t$$

$$V_t \approx iid(0, \delta^2)$$

نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت نیز در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶- ECM برای معادله ارزش افزوده

$\Delta LVADDagr = 9.102 + 0.218\Delta(LVADDagr(-1)) + 0.019\Delta(LKagr(-1)) + 0.607(\Delta LLagr(-1))$		
	(0.242)	(0.104)
	(0.901)	(0.185)
		(0.574)
$+ 2.36\Delta(Inst(-1)) - 0.897ECM(-1)$		
	(2.31)	(0.287)
	(1.032)	(3.118)

در کوتاه‌مدت زمانی که بی‌ثباتی‌های درآمدهای صادراتی به ایجاد ریسک و ناطمینانی منجر شود، این امر به تغییر عکس‌العمل عمومی بنگاه‌ها منجر گردیده و از اینرو بر رشد کشاورزی تأثیر می‌گذارد. بر اساس نتایج جدول (۶) در الگوی کوتاه‌مدت نیز اثر بی‌ثباتی مثبت ارزیابی شده^{۱۳۵} که سازگار با نظریه درآمد دائمی است. براساس نظریه درآمد دائمی در شرایطی که اقتصاد مواجه با کمبود فرصت‌های بیمه‌ای باشد، بنگاه‌ها زمانی که با درآمدهای زودگذر و موقتی مواجه می‌شوند، این درآمدها را به منظور جبران درآمدهای آتی، پس‌انداز می‌کنند (پس‌انداز واسطه‌ای). علاوه بر این، به خودی خود بنگاه‌ها تحت شرایط تحدیدهای

135- Ozler & Harrigan (1988), Demeceocq & Guillaumont (1985), Gymah-Brempong (1991).

ناشی از کاهش درآمدی تمایل زیادی به پس انداز داشته که این نوع از پس اندازها بیشتر در غالب پس انداز احتیاطی شکل می گیرد. براساس الگوی کوتاه مدت تنها می توان علیت درون نمونه ای را از سوی متغیرهای الگو شده بر متغیر وابسته نتیجه گرفت. نتایج حاصل از جدول (۶) حاکی از علیت متغیرهای الگو شده (آماره t ضریب متغیر ECM) به رشد کشاورزی است. این امر به مفهوم درون زایی متغیر وابسته است. آزمون معنی دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که براساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) صورت می پذیرد همانطور که ذکر شد، آزمون علیت گرنجر درون نمونه تفسیر می شود، لذا این آزمون تنها برون زایی، یا درون زایی متغیر وابسته را به مفهوم گرنجر در داخل دوره نمونه مشخص می سازد اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی کند. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس (VDC_s) و توابع عکس العمل آنی (IRF_s) صورت می گیرد. روش تجزیه واریانس قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه گیری می کند و آن را می توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نامگذاری کرد. در این روش سهم تکانه های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می شود. به طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه های وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می شوند. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم. جدول (۷) تفکیک خطای پیش بینی متغیر ارزش افزوده کشاورزی را برای ۵۰ دوره (سال)، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر ارزش افزوده کشاورزی در کوتاه مدت (سال اول و دوم)، میان مدت (سال سوم تا هفتم) و بلندمدت (از سال هفتم به بعد) نشان داده می شود. همانطور که ملاحظه می شود، نوسانات ارزش افزوده کشاورزی در افق های زمانی مختلف زمانی عمدتاً توسط تکانه های مربوط به خود این متغیر

توضیح داده می‌شود. در واقع این تکانه‌ها که شامل سیاست‌های صنعتی، تغییرات تکنولوژیکی و نظایر آن می‌شود، ۹۶/۹۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده کشاورزی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان مدت ۸۵/۳۴ درصد و در بلند مدت ۶۵/۱۰ درصد بالغ می‌شود که در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد. در این رابطه متغیر نهاده نیروی کار در درجه دوم اهمیت قرار دارد به طوری که در کوتاه‌مدت حدود ۱/۰۷ درصد و در میان مدت ۳/۵۲ درصد و در بلند مدت ۱۸/۵۴ درصد خطای پیش‌بینی ارزش افزوده کشاورزی را توضیح می‌دهد. متغیر موجودی سرمایه در درجه سوم اهمیت قرار داده شده به طوری که در کوتاه‌مدت ۰/۰۰۳ درصد و در میان مدت حدود ۷/۶۴ درصد و در بلند مدت حدود ۲۹/۲۴ درصد خطای پیش‌بینی ارزش افزوده کشاورزی را توضیح می‌دهد. و در نهایت متغیر بی‌ثباتی صادراتی در کوتاه‌مدت ۲/۰۱ درصد و در میان مدت ۳/۴۸ درصد و در بلند مدت ۳/۳۹ درصد خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعت و معدن را توضیح می‌دهد. نتایج فوق همانطور که در الگوی کوتاه‌مدت نتیجه مبنی بر کاربر بودن تولیدات کشاورزی نتیجه گرفته شد مجدداً مورد تایید قرار می‌گیرد چراکه نهاده نیروی کار سهم قابل توجهی (بعد از ارزش افزوده کشاورزی) در توضیح دهی دستگاه برعهده دارد.

جدول ۷- تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر ارزش افزوده کشاورزی

شاخص بی‌ثباتی صادراتی	لگاریتم نیروی کار	لگاریتم موجودی سرمایه	لگاریتم ارزش افزوده کشاورزی	سال
0. 000000	0. 000000	0. 000000	100	1
4. 033058	2. 144979	0. 007426	93. 81454	2
3. 884011	2. 390262	1. 277801	92. 44793	3
3. 578489	2. 174902	4. 537944	89. 70866	4
3. 465618	2. 901946	8. 146385	85. 48605	5
3. 296847	4. 304941	11. 0885	81. 30971	6
3. 182433	5. 874688	13. 18115	77. 76173	7
3. 14113	7. 254936	14. 74827	74. 85566	8
3. 122954	8. 436057	16. 07084	72. 37015	9
3. 109402	9. 459898	17. 28231	70. 14839	10
3. 092318	10. 37575	18. 41851	68. 11342	11
3. 073303	11. 21067	19. 48426	66. 23177	12
3. 053704	11. 98095	20. 47822	64. 48714	13
3. 034838	12. 69522	21. 40196	62. 86798	14
3. 017136	13. 35949	22. 25985	61. 36353	15
2. 756065	23. 31306	35. 06865	38. 86222	50

در این رابطه برای تجزیه و تحلیل سهم هر متغیر بر روی تغییر متغیر بی‌ثباتی صادراتی در طول زمان به بررسی سهم نوسانات هر متغیر به تکانه وارد شده بر متغیر بی‌ثباتی صادراتی می‌پردازیم. جدول (۸) تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر بی‌ثباتی صادراتی را برای ۵۰ دوره (سال)، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر بی‌ثباتی صادراتی در کوتاه‌مدت سال اول و دوم) میان مدت (سال سوم تا هفتم) و بلند مدت (از سال هفتم به بعد) نشان داده است. نوسانات بی‌ثباتی صادراتی در افق‌های مختلف زمانی عمدتاً توسط تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. در واقع این تکانه‌ها (شامل سیاست‌های آزاد سازی، محدودیت‌های صادراتی، تغییرات تکنولوژی و نظایر آن) در کوتاه‌مدت ۷۹/۹۸ درصد در میان مدت حدود ۵۳/۵۵ درصد و در بلندمدت ۳۲/۴۰ درصد

واریانس خطای پیش‌بینی بی‌ثباتی صادراتی را توضیح می‌دهند. این سهم در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد. در این رابطه ارزش افزوده کشاورزی در درجه دوم اهمیت قرار دارد به طوری که در کوتاه‌مدت ۱۶/۴۳ درصد و در میان مدت ۲۹/۳۹ درصد و در بلند مدت حدود ۵۴/۵۵ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی متغیر بی‌ثباتی صادراتی را تشریح می‌کند. این سهم در بلند مدت مسیر پایداری را دنبال می‌کند. سهم متغیر نیروی کار در کوتاه‌مدت به ۳/۵۱ درصد و در میان مدت به ۸/۱۷ درصد و در بلند مدت به ۱۲/۹۹ درصد بالغ می‌شود. در نهایت نهاده موجودی سرمایه در کوتاه‌مدت حدود ۰/۰۷ درصد و در میان مدت حدود ۸/۸۷ درصد و در بلند مدت نیز حدود ۱۶/۳۲ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی بی‌ثباتی صادراتی را شرح می‌دهد.

جدول ۸- تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر بی‌ثباتی صادراتی

شاخص بی‌ثباتی صادراتی	لگاریتم نیروی کار	لگاریتم موجودی سرمایه	لگاریتم ارزش افزوده کشاورزی	سال
0. 000000	0. 000000	0. 000000	100. 0000	1
4. 03058	2. 144979	0. 007426	93. 81454	2
3. 884011	2. 390262	1. 277801	92. 44793	3
3. 578489	2. 174902	4. 537944	89. 70866	4
3. 465618	2. 901946	8. 146385	85. 48605	5
3. 296847	4. 304941	11. 08850	81. 30971	6
3. 182433	5. 874688	13. 18115	77. 76173	7
3. 141130	7. 254936	14. 74827	74. 85566	8
3. 122954	8. 436057	16. 07084	72. 37015	9
3. 109402	9. 459898	17. 28231	70. 14839	10
3. 092318	10. 37575	18. 41851	68. 11342	11
3. 073303	11. 21067	19. 48426	66. 23177	12
3. 053704	11. 98095	20. 47822	64. 48714	13
3. 034838	12. 6922	21. 40196	62. 86798	14
3. 017136	13. 35949	22. 25985	61. 36353	15
2. 875860	18. 73995	29. 18457	49. 19963	50

توابع عکس‌العمل آنی (IRF_s) همانند VDC_s یک نمایش میانگین متحرک از الگوی VAR یا VECM است. IRF_s رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهند. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند، لذا به آنها تکانه یا ضربه واحد می‌گویند. مبدأ مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می‌شود. از آنجایی که توابع عکس‌العمل آنی متعامد به قرار گرفتن متغیرها حساس‌اند در اینجا نیز از توابع عکس‌العمل آنی پسران و شین (۱۹۹۸)^{۱۳۶} استفاده می‌شود. نمودارهای (۲) تأثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به بی‌ثباتی صادراتی را بر متغیرهای دستگاه نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود به دنبال تکانه مذکور، متغیر بی‌ثباتی صادراتی در همان دوره اول به میزان ۲۴/۱ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) قرار می‌گیرد. پس از آن بی‌ثباتی صادراتی کاهش یافته و در دوره یازدهم ۰/۷ درصد پایین‌تر از تعادل قدیم (وضعیت پایه) قرار می‌گیرد. اثر تکانه مذکور بر متغیر بی‌ثباتی صادراتی با اندکی نوسان مضمحل شده و در بلندمدت در سطح صفر به حالت پایدار دست می‌یابد.

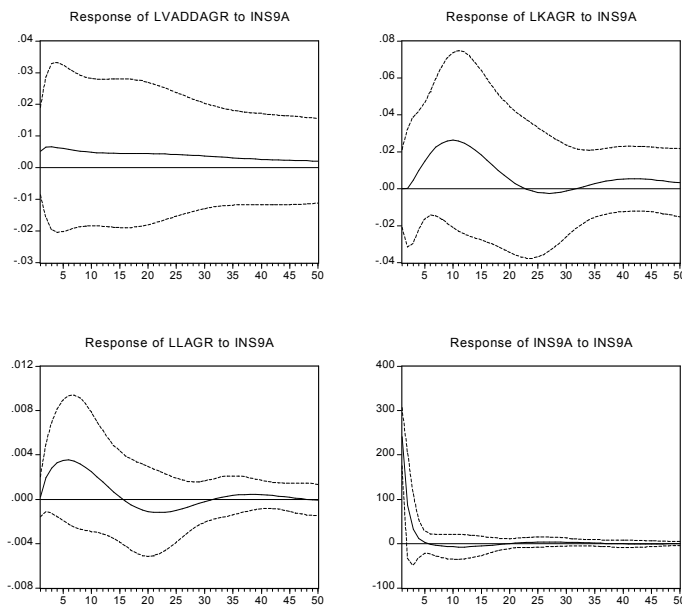
اثر تکانه بی‌ثباتی صادراتی بر ارزش افزوده کشاورزی در همان دوره به میزان ۰/۰۰۵ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اثر این تکانه به‌طور صعودی تا دوره سوم افزایش یافته و در این دوره به حداکثر افزایش خود حدود ۰/۰۰۶ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم قرار می‌گیرد. پس از آن اثر این تکانه با اندکی نوسان به‌طور تدریجی مضمحل شده و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود.

اثر تکانه بی‌ثباتی صادراتی بر نهاده موجودی سرمایه، این متغیر را در دوره اول و دوم به میزان ۰/۰۰۰۱ درصد افزایش داده و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد.

بعد از این دوره اثر تکانه مذکور بر متغیر موجودی سرمایه به سرعت این متغیر را افزایش داده به طوری که در دوره دهم به حداکثر میزان افزایش ۰/۰۲۶ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می‌رساند. پس از آن تکانه مذکور متغیر موجودی سرمایه را به صفر تنزل داده و مجدداً با اندکی نوسان اثر تکانه بی‌ثباتی صادراتی در بلندمدت مضمحل شده و در امتداد خط صفر پایدار می‌شود.

اثر تکانه بی‌ثباتی صادراتی بر نهاده نیروی کار در همان دوره اول این متغیر را به میزان ۰/۰۰۰۲ درصد افزایش داده و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این افزایش در دوره ششم به حداکثر میزان ۰/۰۰۳ درصد بالغ می‌شود. اما پس از این دوره تکانه مذکور دارای اثر کاهشی بر این متغیر خواهد بود، به طوری که در دوره بیست‌ویکم به ۰/۰۰۱ درصد پایین‌تر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. پس از آن مجدداً تکانه مذکور منجر به افزایش نهاده نیروی کار شده و با کمی نوسان به تدریج در بلند مدت مضمحل شده و در امتداد خط افق پایدار می‌شود.

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



نمودار ۲- توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته ناشی از تکانه وارد بر بی‌ثباتی صادراتی بر متغیرهای دستگاه

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجایی که قسمت اعظم صادرات غیرنفتی کشورمان را محصولات کشاورزی و سنتی تشکیل می‌دهد و از طرف دیگر کوچک بودن و وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی سبب می‌شود مواجه شدن با شوک‌های غیرقابل انتظار و زودگذر در درآمدهای صادراتی چنین محصولاتی به کاهش رقابت پذیری بخش قابل تجارت سنتی منجر شود. بر همین اساس این مقاله به بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادراتی بر ارزش افزوده کشاورزی پرداخته است. علت این بررسی به صورت بخشی آن است که در اغلب مطالعات به تأثیر رابطه بی‌ثباتی صادراتی بر رشد اقتصادی به صورت جمعی پرداخته شده ولی به لحاظ این که مدلسازی بر روی متغیرهای جمعی می‌تواند به تورش جمعی سازی منجر شده و روابط صحیح شناسایی نشود، این مطالعه نیز این موضوع را به صورت بخشی مورد مطالعه قرار داده است. از طرف دیگر اغلب مطالعات گذشته به صورت داده‌های مقطعی مورد بررسی قرار گرفته است. یک مشکل با داده‌های مقطعی آن است که این مطالعات یک رابطه میانگین را مورد برآورد قرار می‌دهند و چنین رابطه‌ای اطلاع زیادی در رابطه با کشورهای تحت بررسی فراهم نمی‌سازد. نوع‌آوری دیگر این مقاله استفاده از داده‌های سری‌های زمانی است. اما از آنجایی که اغلب متغیرهای سری‌های زمانی نامانا هستند لذا این امکان وجود دارد که با رگرسیون ساختگی مواجه شویم به همین دلیل از آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلپس پرون استفاده شده که نتایج حاکی از $I(1)$ بودن تمامی متغیرهای مدل (به جز بی‌ثباتی صادراتی که $I(0)$ است) خواهد بود. در ادامه نیز از رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) برای شناسایی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت و اثرات پویایی استفاده شد. از آن جایی که رشد اقتصادی در بلندمدت تابعی از عوامل نظیر جمعیت و ... بوده لذا بی‌ثباتی صادراتی نمی‌تواند بر چنین رابطه بلندمدتی اثر بگذارد به همین دلیل به تخمین یک مدل هم‌انباشته مقید پرداخته و یک رابطه بلند مدت تعادلی مورد تایید قرار گرفت مطابق انتظارات نظری ضرایب نهاده نیروی کار و سرمایه مثبت بوده و کاربر بودن بخش کشاورزی نتیجه گرفته شد. این امر در نتایج تجزیه خطای پیش‌بینی (VDC_s) ارزش افزوده کشاورزی مورد

تایید قرار گرفت. رابطه بلندمدت تعادلی مذکور با ثبات بوده به طوری که متغیر بی‌ثباتی صادراتی و ارزش افزوده کشاورزی و موجودی سرمایه بخش اعظمی از عدم تعادل برای حصول به یک رابطه بلندمدت تعادلی پایدار را بر عهده دارند. در کوتاه‌مدت نیز اثر متغیر بی‌ثباتی مثبت بوده، این امر بدین معنی است که در این حالت بنگاه دولتی بی‌ثباتی در درآمدهای صادراتی را دائمی فرض نموده و سرمایه‌گذاری داخلی را افزایش خواهد داد.

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل خطای پیش‌بینی (VDCs) برای ارزش افزوده کشاورزی حاکی از آن است که بعد از این متغیر، نهاده عامل کار سهم مهمی در توضیح دهی خطای پیش‌بینی ارزش افزوده کشاورزی دارد.

نتایج تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار بر بی‌ثباتی صادراتی نشان می‌دهد که اثر این تکانه بر متغیرهای دستگاه بعد از اندکی نوسان در بلندمدت به سطح پایدار تعادلی دست می‌یابد.

در نهایت پیشنهادات این مقاله براساس نتایج حاصله به شرح زیر است.

۱- شناسایی عوامل اثرگذار بر بی‌ثباتی صادراتی و کنترل نمودن آنان برای تقویت و توسعه صادرات کشاورزی.

۲- از آنجایی که غالباً شوک‌ها و درآمدهای افزایش ناگهانی در بخش صادرات کشور زودگذر بوده و با توجه به ساختار اقتصادی ایران (کوچک و قیمت‌پذیر بودن) مناسب است از چنین درآمدهای زودگذری برای خرید دارایی‌های خارجی با بازدهی بالا و یا سرمایه‌گذاری‌های خارجی استفاده گردد تا از این طریق زمانی که بخش صادراتی با شوک‌های کاهشی مواجه گردید از طریق درآمد حاصل از چنین سرمایه‌گذاری‌هایی، تامین مالی و حمایت لازم صورت پذیرد.

۳- تدوین و ایجاد مدیریت دولتی کارآمد برای شناسایی و پیش‌بینی مبنی بر زودگذر یا دائمی بودن شوک‌های درآمدهای صادراتی. چرا که پیامدهای هر یک از این دو نوع شوک بر اقتصاد متفاوت است.

۴- رقابتی‌تر نمودن کالاهای صادراتی اعم از کشاورزی و صنعتی و معدنی برای اجتناب از شوک‌های زودگذر و یا دائمی درآمدهای صادراتی.

فهرست منابع

- 1- BROCK P. L., "Export Instability and the Economic Performance of Developing Countries", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 15, 1991, p. 129-47
- 2- BRUNO M. and J. SACHS, "Energy and Resource Allocation: a Dynamic Model of the Dutch Disease", *Review of Economic Studies*, vol. 69, 1982, p. 845-59.
- 3- CUDDINGTON J., "Commodity Booms, Macroeconomic Stabilisation and Trade Reform in Colombia", *Ensayos Sobre Politocal Economica*, vol. 10, 1986, p. 45-100.
- 4- DAVIS G. A., "Learning to Love the Dutch Disease: Evidence form the Mineral Economies", *World Development*, vol. 23, 1989, p. 1765-79.
- 5- DAWES D., "A New Look at the Effects of Export Instability on investment and Growth", *World Review*, vol. 24, 1996, P. 1905-1914.
- 6- DEATON A. S., "Saving and liquidity constraints", *Econometrica*, vol. 59, 1991, P. 1221-1248.
- 7- DEMEOCQ M. et P. GUILLAUMONT, Export Instability and Development: a Summary Review of the Literature, Mimeo, University of Clermont I, CERDI, 1983.
- 8- DICKEY, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time series with a unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74, PP, 427-31.
- 9- DIXIT A., Investment under Uncertainty, Chichester and Princeton University Press, 1994.
- 10- EDWARDS S., "A Commodity Export Boom and the Real Exchange Rate: the Money-Inflation Link", in Neary, J. P. and S. van Wijnbergen, (eds.), Natural Resources and the Macroeconomy, Oxford, Basil Blackwell and CEPR, 1986.
- 11- FAFCHAMPS M., "Cash crop production, food price volatility, and rural market integration in the third world", *American Journal of Agricultural Economics*, 1992, February, P. 90-99.
- 12- FRIEDMAN, M., "The Reduction of Fluctuations in the Incomes of Primary Producers: a Critical Comment", *Economic Journal*, vol. 64, 1954, P. 698-703.
- 13- FRIEDMAN, M., Theory of the Consumption Function, Princeton, Princeton University Press, 1957.
- 14- FEDER. G, "on Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 1982, 12, PP, 59-73.
- 15- GLEZAKOS C., "Export Instability and Economic Growth: A Statistical Verification", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 21, 1973, P. 670-78.
- 16- GUILLAUMONT P. , GUILLAUMONT JEANNENEY S. et BRUN J.

- F., "How Instability Lowers African Growth", 10th Anniversary Conference, Center for the study of African Economies, Oxford University, 1997 and *Journal of African Economies*, vol. 8, 1997, n° 1, PP. 87-107.
- 17- GYIMAH-BREMPONG, K., "Export Instability and Economic Growth in Sub-Saharan Africa", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 39, 1991, P. 815-28.
- 18- HIRSCHMAN A. O., *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press, 1958.
- 19- JOHANSEN, S., "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, PP, 231-4.
- 20- KEMP M. C. and N. LIVIATAN, "Production and Trade Patterns under Uncertainty", *Economic Record*, vol. 25, 1973, P. 701-803.
- 21- KENEN, P. B. and S. VOIVODAS, "Export Instability and Economic Growth", *Kyklos*, vol. 25, 1972, p. 701-803
- 22- KIMBALL M. , " Precautionary Saving in the Small and in the Large" , *Econometrica*, vol. 58, 1999, p. 53-73.
- 23- KNUDSEN O. and A. PARNES, *Trade Instability and Economic Development*, Lexington, Lexington Books, 1975.
- 24- LANCIERI, E., " Export Instability and Economic Development: a Reappraisal", *Banca Nazionale del Lavoro*, vol. 125, 1978, p. 135-52
- 25- LELAND H. F., " Saving and Uncertainty: the Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics*, vil. 82, 1986, p. 465-73
- 26- LIM D., " Export Instability and Economic Growth: A Return to Fundamentals", *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, vol. 38, 1976, p. 311-322
- 27- LOVE J., " Export Instability in Less Developed: Consequences and Causes", *Journal of Economic Studies*, vol. 14, 1987, P. 3-80.
- 28- LUTZ M., "The effects of Volatility in the Terms of trade on Output Growth: New Evidence", *World Development*, vol. 22, 1994, n° 12, December, pp. 1959-75.
- 29- MAC BEAN A. I., *Export instability and economic development*, George Allen and Unwin, London, 1966.
- 30- MAC BEAN A. I. And D. T. NGUYEN, "Export Instability and Growth Performance" in Greenaway, D. (ed) , *Economic Development and International Trade*, New York, St. Martin"s, 1988.
- 31- MASSEL B. F., "Price Stabilization and Welfare", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 38, 1969, p. 284-298.
- 32- MASSELL B. F., "Export instability and economic structure", *American Economic Review*, vol. 60, 1970, pp. 618-630.
- 33- MORAN C., "Export fluctuations and Economic Growth: An Empirical

- Analysis", *Journal of development Economics*, Vol. 12, 1983, P. 195-218.
- 34- NELSON C. and H. KANG, "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series", *Econometrica*, vol. 49, 1981, p. 741-51.
 - 35- NEWBERY D. and J. STIGLITZ, *Theory of Commodity Price Stabilization*, Oxford, Clarendon Press, 1981.
 - 36- NURKSE R., *Equilibrium and Growth in the World Economy*, Cambridge, Harvard University Press, 1962.
 - 37- OI W. Y., "The Desirability of Price Instability under Perfect Competition", *Econometrica*, vol. 29, 1961, no 1, p. 58-61.
 - 38- OZLER, S and J. HARRIGAN, *Export Instability and Growth*, Department of Economics, Working Paper, 1988, no 486, University of California, Los Angeles.
 - 39- PHILLIPS, P. C. B. and P. perron, "Testing for a unit Root in Time series Regression *Biometrika*, 1988, 75, 335-346.
 - 40- PINDYCK R. S., "irreversibility, Uncertainty and Investment", *Journal of Economic Literature*, vol. 29, 1991, p. 1110-148.
 - 41- RAMEY G. and V. A. RAMEY, "Cross-Country Evidence in the Link Between Volatility and Growth", *American Economic Review*, vol. 85, 1995, no 5, pp. 1138-51.
 - 42- ROEMER M., "Dutch Disease in Developing Countries: Swallowing Bitter Medicing Bitter Medicine", in Lundahl, M. (ed) , *The Primary Sector in Economic Development*, London, Croom Helm, 1985.
 - 43- ROSENZWEIG M. R. AND H. P. BINSWANGER, "Wealth, Weather risk and the composition and profitability of agricultural investments", *Economic Journal*, 103, January, 1993, p. 56-78.
 - 44- SALTER, W. E. G., "Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects", *Economic Record*, vol. 35, 1959, p. 226-38.
 - 45- SANDMO A., "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions", *Review of Economic Studies*, vol. 37, 1970, p. 353-60.
 - 46- SAVVIDES A., "Export Instability and Economic Growth: Some New Evidence", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 32, 1984, p. 607-14.
 - 47- TANZI V., "Fiscal Policy Responses to Exogenous Shocks", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 76, 1986, p. 88-91.
 - 48- YOTOPOULOS P. A. and J. B. NUGENT, *Economics of Development: Empirical Investigations*, New York, Harper and Row, 1976.

-----Section Break (Next Page)-----

