فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۱۳/ زمستان ۱۳۸۱/صفحات ۳۲-۱

نوسانات صادرات نفتی و رشداقتصادی

دکتر حمید ابریشمی*
رضا محسنی**

تاریخ ارسال:۱۳۸۱/۱۲/۱۴ تاریخ پذیرش:۱۳۸۲/۳/۱۸

چکیده

براساس نظریه‌های تجارت بین‌الملل،کشورهای درحال توسعه به دلیل برخورداری از مزیت‌های نسبی و فراوانی نهاده‌ها و منابع اولیه تولید، از تخصص‌های اولیه اقتصادی برخوردار هستند. در این رابطه اقتصاددانان توسعه، تخصص‌گرایی بین‌المللی را به دلیل وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی مورد انتقاد قرار می‌دهند. اینان، معتقدند که تخصص‌گرایی بین‌المللی در کالا برای یک کشور منجر به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی آن کالا می‌شود . و به دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، نوسانات شدید آن منجر به نوسان و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی گردیده و این امر، اثر منفی (و گاهی اوقات اثر مثبت) بر کل اقتصاد خواهد گذاشت.تغییرپذیری و نوسانات قیمت به طور عمده در بی ثباتی درآمدملی و رشداقتصادی متبلور می‌شود.

به همین منظور در این مقاله، رابطه بی‌ثباتی درآمدهای حاصل از صادرات نفتی و رشداقتصادی در ایران بررسی می‌شود. زیرا، با درک صحیح و شناخت درست ماهیت و علل بی‌ثباتی می‌توان در جهت رفع و یا هدایت آن به بخش‌هایی که اثرات جانبی کمتری به بار می‌آورد، اقدام و از پیامدهای آن بر کل اقتصاد جلوگیری کرده و یا آنها را محدود نمود. لذا در این مقاله، براساس الگوی رشد فدر (۱۹۸۲)[1] مبتنی بر رویکرد هم‌انباشتگی سیستمی‌جوهانسن (۱۹۸۸) به بررسی اثرات حاصل از بی‌ثباتی صادرات نفتی می‌پردازیم. نتایج حاکی از آن است که بی‌ثباتی صادرات نفتی در بلندمدت اثری بر تولید ناخالص داخلی نداشته، بلکه، این اثر در کوتاه‌مدت ظاهر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نوسانات صادرات نفتی، رشداقتصادی، هم‌انباشتگی سیستمی، مکانیسم تصحیح خطا.

---

* عضو هیئت علمی‌دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران Email:abrishami_hamid@yahoo.com
** پژوهشگر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی

1. Feder (1982)

۱. مقدمه

بخش وسیعی از مطالعات، رابطه بین بی‌ثباتی صادراتی و رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های کشورهای در حال توسعه مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. تقریباً تمامی‌مطالعات قبلی براساس داده‌های مقطعی صورت پذیرفته است. مشکل عمده کار با داده‌های مقطعی آن است که مطالعات مبتنی بر این نوع از داده‌ها،مقدار متوسط اثرات را برآورد کرده و هیچ‌گونه اطلاعات بیشتری ارائه نمی‌کند. تنها مطالعات معدودی نظیر لاو (۱۹۹۲)[1] و ویلسون (۱۹۹۴)[2] در بررسی چنین رابطه‌ای از داده‌های سری‌های زمانی استفاده کرده‌اند . اما، در تمامی‌موارد از جمله دو مطالعه اخیر در رابطه با بررسی نامانایی 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 کرد اغلب داده‌های سری‌های زمانی مورد بررسی نامانا هستند. مقاله حاضر با تاکید بر رویکرد نوین اقتصادسنجی سری‌های زمانی در غالب متدولوژی جوهانسن (۱۹۸۸) به بررسی رابطه میان بی‌ثباتی صادرات نفت و گاز و اثر آن بر تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران می‌پردازد.

در بخش بعدی مقاله ابتدا، به مباحث نظری اثرات بی‌ثباتی بر متغیرهای مهم اقتصادی در سطح خرد و کلان به همراه شواهد تجربی پرداخته می‌شود. در بخش سوم، انواع شاخص‌های بی‌ثباتی معرفی شده و در بخش چهارم، به معرفی مبانی نظری الگو پرداخته می‌شود. در بخش پنجم نیز، به تخمین و ارائه نتایج می‌پردازیم و در نهایت در بخش ششم، جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

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 کرده است. در همین حال، برخی از اقتصاددانان توسعه تخصص‌گرایی بین‌المللی[3] را به دلیل وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی مورد انتقاد قرار می‌دهند. این گروه معتقدند که تخصص‌گرایی بین‌المللی در صدور کالا برای یک کشور منجر به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی شده و به دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی،در صورت نوسانات شدید قیمت، درآمدهای صادراتی نیز دستخوش بی‌ثباتی شده و این امر، اثر منفی بر کل اقتصاد خواهد گذاشت. به عبارت دیگر، در کشورهای درحال 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

1. Love(1992)
2. Wilson(1994)
3. International Specialization

مـی‌شـود، تشـکیل می‌دهد و چون منابع تأمین مالی این نوع واردات از محل درآمدهای صادراتی است، لـذا، بـی‌ثباتـی درآمدهـای صـادراتی منجر به اختلال در واردات این نوع از نهاده‌های تولیدی شده و به دنبال آن رشد اقتصادی را متأثر می‌کند[1].

تغییـرپذیری و نوسـانات قیمت، منجر به نوسانات کلان اقتصادی شده که این امر، در اقتصاد عمدتاً در بـی‌ثباتـی درآمـد ملـی ظاهـر شده و به شکاف میان مزیت‌های بالقوه و مؤثر ناشی از تخصص‌گرایی بیـن‌المللـی مـنجر مـی‌شـود. در نظـریه‌هـای سنتی توسعه اقتصادی، بر پیامدهای منفی بی‌ثباتی کلان اقتصادی تأکید فراوانی شده است.[2] براساس نظریه میردال (۱۹۵۸)[3] بی‌ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شـرایطی کـه قیمت به سمت پایین چسبنده باشد، منجر به تورم در اقتصاد می‌شود. در این شرایط، کسری بودجه چرخه متقابلی از خود نشان می‌دهد که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است و به دلـیل وجـود اثر چرخ‌دنده‌ای[4]، میان کسری بودجه و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی رابطه مثبتی مشاهده مـی‌شـود. براسـاس نظریه نرکس(۱۹۶۲)[5] و قبل از آن کینز (۱۹۳۸)[6] بی‌ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانـی[7] در اقتصـاد شـده کـه ایـن امـر، اثـرات منفـی بـر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکـی خواهـد داشـت. در این رابطه، کینز معتقد است نااطمینانی زمانی رخ می‌دهد که هیچ پایه علمـی بـرای پیش‌بینی نوسانات احتمالی وجودنداشته باشد . البته، پیشرفت‌های اخیر در ادبیات ریسک این امکان را فراهم آورده تا از محاسبات ریسک در این رابطه استفاده شود. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی از سوی هیرشمن (۱۹۵۸)[8] و فریدمن (۵۷-۱۹۵۴)[9] مبتنی بر رویکردهای مختلف به شدت مورد انتقاد قرار گرفت. هیرشـمن مشاهده کرد نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه‌مدت به طور قابل توجهی واردات کالاهـای سـاخته شـده را کـاهش می‌دهد و این امر، به نفع صنایع تولید داخلی خواهد بود. این منفعت، ناشی از اثرات پیامدهای مثبت استراتژی جانشین واردات [10] بر رشد اقتصادی است. فریدمن در ایـن رابطـه اشـاره می‌کند براساس نظریه درآمد دایمی، بی‌ثباتی درآمدی منجر به افزایش نرخ پس‌انداز مـی‌شـود. لـذا، آزادسـازی بازار کالاهای اولیه سهم درآمدهای صادراتی را از بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصـی منـتقل می‌کند. به همین دلیل است که فرضیه درآمد دایمی‌فریدمن یکی از محورهای اصلی در مباحث مدیریت ریسک محسوب می‌شود.

---

1. Feder(1982),Sinha(1999)
2. Guillaumont(1958)
3. Myrdal(1958)
4. Ratchet effect
5. Nurkes(1962)
6. Keynes(1938)
7. Uncertainty
8. Hirschman(1958)
9. Friedman(1954)
10. Import Substitution Strategy

در ایـن بخـش از مقاله، به بررسی پیشرفت‌های اخیر نظریه‌های اقتصادی درباره پیامدهای بی‌ثباتی درآمدهـای صـادراتی بـر اقتصـاد کـلان مـی‌پردازیم. در ادبیات اقتصادی بررابطه بین بی‌ثباتی صادرات کالاهـای اولـیه و رقابـت‌پذیـری[1] در کوتـاه‌مـدت تأکـید بسـیاری شده است. اما در بلندمدت، بی‌ثباتی این‌گونه درآمدها می‌تواند به نوسانات رشد اقتصادی منجر شود.

اثرات کوتاه‌مدت

- تجزیه و تحلیل بیماری هلندی[2]

چارچوب نظری این تجزیه و تحلیل مبتنی بر یک اقتصاد وابسته کوچک است که با تکانه‌های غیر قابل انـتظار و زودگـذر در درآمدهای صادراتی محصولات اولیه روبه رو است.[3] براساس این نظریه و با چنین شـرایط اقتصـادی، بـی ثباتی در درآمدهای صادراتی به کاهش رقابت پذیری بخش قابل تجارت[4] سنتی (کالاهـای سـاخته شـده صنعتی) منجر می‌شود. این پدیده اقتصادی، به عنوان بیماری هلندی شناخته شـده اسـت.[5] در ایـن بخش، به شرح مختصر فرضیه اصلی این نظریه می‌پردازیم. برای این منظور، یک اقتصاد سه بخشی را در نظر بگیرید که در آن دو بخش قابل تجارت شامل بخش‌های کشاورزی، صنعت و معـدن اسـت بـه طوری که قیمت محصولات این بخش‌ها به طور برون‌زا تعیین می‌شود و بخش سوم اقتصاد که عمدتاً شامل صنایع خدماتی و محلی است، بخش غیر قابل تجارت فرض شده است. در برخی از مطالعـات، ایـن بخـش موسـوم به بخش کالاهای شبه قابل تجارت است.[6] همچنین، اقتصاد دارای دو نهـاده تولـیدی کـار و سـرمایه است و نهاده نیروی کار نیز قادر به انتقال از یک بخش به سایر بخش‌ها اسـت، اما، قادر به مهاجرت خارج از کشور نیست.[7] در حالی که نهاده سرمایه در هر بخش ثابت و معین فـرض شـده اسـت.[8] سـایر فروض عبارتند از اشتغال کامل عوامل تولید، انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و بازدهـی ثابـت نسـبت به مقیاس.[9] در این تجزیه و تحلیل، الگو براساس متغیرهای حقیقی مورد بررسی قـرار مـی‌گیرد[10] به همین جهت، از نسبت قیمت بخش قابل تجارت سنتی به بخش غیر قابل تجارت به

---

1. Competitiveness
2. Dutch Disease Analysis
3. Salter (1959)
4. Tradable
5. Gorden & Neary (1982) and Neary &Van Wijnbergen (1986)
6. Semi tradable goods

(برای مطالعه جزئیات بیشتر در این رابطه رجوع کنید به Devarajan & de Melo 1987).

۷. در مطالعه Brano & Suchs (1992) این تجزیه و تحلیل صرف نظر از این فرض بررسی شده است.

۸. در این باره Corden (1984) در مطالعه خود نهاده سرمایه را متغیر فرض نموده است.

۹. Nowak (1992) در مطالعه خود قیدهای بیشتری را لحاظ می‌کند.

۱۰. البته، Edward (1982) چنین تجزیه و تحلیلی را براساس متغیرهای اسمی‌نیز ارائه نموده است.

عنوان متغیر نرخ ارز واقعی استفاده شده است که عمدتاً به عنوان شاخص رقابت‌پذیری[1] مورد تفسیر قرار می‌گیرد.

نظریه بیماری هلندی در دو اثرمخارج[2] و اثر منابع[3] خلاصه می‌شود. اگر اقتصاد با یک افزایش غیر قابل انتظار در درآمدهای صادراتی کالاهای اولیه رو به رو شود این امر، به افزایش درآمد و به دنبال آن افزایش تقاضای داخلی منجر می‌شود. واکنش اصلی اقتصاد (در کنار سایر عکس‌العمل‌های نهادهای اقتصادی که از واکنش اندکی برخوردارند) در برابر این تکانه، افزایش تقاضای نیروی کار (از سوی بنگاه‌ها) و به‌دنبال آن، افزایش دستمزدها (از سوی کارگران) است. نظر به اینکه قیمت محصولات در دو بخش قابل تجارت برون‌زا فرض شده، تنها قیمت محصولات بخش غیر قابل تجارت افزایش می‌یابد. لذا، افزایش دستمزدها سود بخش صادرات سنتی (کالایی) را کاهش می‌دهد. فرایند اثرپذیری این تکانه 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 غیر قابل تجارت به سایر بخش‌های توسعه یافته، منجر می‌شود. البته، اثر خالص ناشی از اثر مخارج، در بخش غیر قابل تجارت مبهم است. لذا در نهایت، تأثیر ناشی از تکانه غیر قابل 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 تکانه‌های درآمدهای صادراتی (افزایش و یا کاهش) موقتی و زودگذر باشد، صادق خواهد بود. اگر افزایش درآمدهای صادراتی دایمی‌بوده، عکس‌العمل نرخ واقعی ارز (در اینجا یعنی کاهش نرخ واقعی ارز) را در چنین شرایطی می‌توان به عنوان یک واکنش متعارف و عادی در اقتصاد تلقی کرد. زمانی که تکانه‌های 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 رو به رو می‌شود.

- نقش بنگاه‌های دولتی

ادبیات معاصر در رابطه با نقش بنگاه‌های دولتی بیشتر برروی فقر مدیریت دولتی در درآمدهای صادراتی تاکید کرده است. در این رابطه، تانزی (۱۹۸۶)[4] دو نوع واکنش بنگاه دولتی را پیش‌بینی می‌کند.

۱- بنگاه دولتی ممکن است تکانه (افزایش یا کاهش) درآمدهای صادراتی را موقتی و زودگذر فرض کرده به همین دلیل این منابع را پس‌انداز و در بازارهای مالی بین‌المللی سرمایه‌گذاری و از منافع حاصل از

1. Competitiveness
2. Pending Effect
3. Resource Effect
4. Tanzi (1986)

آن بهره‌مند می‌شوند.[۱] اگر چه این نوع رفتار بنگاه مطابق انتظار با نظریه درآمد دایمی است اما در عمل، به ندرت چنین رفتاری مشاهده می‌شود.[۲]

۲- بنگاه دولتی ممکن است تکانه درآمدهای صادراتی را دایمی‌فرض کرده و سرمایه‌گذاری داخلی را افزایش دهد به کارگیری این فرض، بنگاه را با دو مشکل رو به رو می‌کند.

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 کند لذا، افزایش درآمدهای صادراتی منجر به انتقال منحنی عرضه وجوه اعتبارات به سمت پایین شده و این امر، باعث کاهش بازده سرمایه‌گذاری بنگاه می‌شود.

ب) تحمیل هزینه‌های اضافی در دوره‌های آتی زمانی که اقتصاد با افزایش درآمد صادراتی رو به رو می‌شود.

اگر براساس فرض دایمی‌بودن چنین درآمدهایی بنگاه 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 مجدد و تکراری برای تأمین مالی چنین پروژه‌هایی منجر خواهد شد.

نکته‌ای که در اینجا می‌توان به آن اشاره کرد آن است که در برخی کشورها، به دلیل ویژگی‌های بازار، از پیامدهای ناشی از جهش درآمدهای صادراتی بیشتر بخش خصوصی را متأثر می‌کند. در این رابطه می‌توان به تولیدکنندگان قهوه در کشور کنیا اشاره کرد که از افزایش موقتی درآمدهای صادراتی بهره‌مند شدند.[۳] 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. در این رابطه می‌توان به تجربه کشور کلمبیا که نرخ‌های پس‌انداز به دلیل سرکوب مالی (نرخ‌های بهره واقعی منفی) افزایش نیافت، اشاره کرد. لذا، آزادسازی محصولات اولیه (سنتی) زمانی که بازار چنین محصولاتی از ویژگی رقابت ناقص برخوردار باشند، می‌تواند از کارایی لازم برخوردار نباشد.به طور کلی براساس نظرات دیویس (۱۹۹۵)[۴] 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.

---

۱. در این رابطه می‌توان به تجربه کشور کامرون در مطالعه Devarajanpde Melo (1987) اشاره کرد.

2.Combes (1993)

۳. در این رابطه همچنین، می‌توان به تجربه کشور کلمبیا در مطالعه Cuddington (1986) اشاره کرد.

4. Davis(1995)

ـ اثرات بلندمدت: تجزیه و تحلیل نظری

زمانی که بی‌ثباتی‌های درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی شود، این امر، سبب تغییر عکس‌العمل عمومی بنگاه‌ها شده، از این رو، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. تجزیه و تحلیل نظری در این باره در مطالعه ایتون (۱۹۷۹)[1]، کمپ و لیویاتین(۱۹۷۳)[2] 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) [3] به بررسی تجزیه و تحلیل پویای اثرات بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی پرداخته و به نتایج قابل توجهی دست یافت. چارچوب پویای مطالعه وی مبتنی بر فروض زیر است.

۱ـ بنگاه تولیدی با فعالیت اقتصادی نامحدود. ۲ـ تابع تولیدی با تکنولوژی نئوکلاسیکی (بازده ثابت نسبت به مقیاس، جانشینی عوامل، عرضهٔ نیروی کار برون‌زا و غیره).

ویژگی اصلی الگو مورد مطالعه برا ک این است که به دلیل وجود تکانه‌های تصادفی برون‌زا یک فعالیت تولیدی تصادفی را مورد بررسی قرار می‌دهد. درآمد حاصل از چنین فعالیت تولیدی صرف تأمین مالی واردات مصرفی و کالاهای سرمایه‌ای و انباشت دارایی‌های بدون ریسک سرمایه خارجی می‌شود. همان طور که ریسک، رفتار بهینه یک بنگاه تولیدی ریسک‌گریز را زمانی که با یک افزایش میانگین ذخایر در ریسک برون‌زا روبه رو می‌شود، تعدیل می‌کند و موجب می‌شود به طور محتاطانه رفتار کند کیمبال(۱۹۹۱)[4]. از نقطه نظر تکنیکی این رفتار به معنی آن است که منحنی مطلوبیت نهایی فرد (یا بنگاه) ریسک گریز محدب است.لذا در اینجا، براساس چارچوب پویای مطالعه کیمبال 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.[5] در این حالت، یک بنگاه ریسک‌گریز زمانی که با یک تکانه افزایش در درآمد عامل کار روبه رو می‌شود، پس‌اندازش را افزایش خواهد داد. این رفتار بنگاه تولیدی به عنوان یک نوع بیمه خود اتکایی در مقابل اثرات ناشی از ریسک عمل می‌کند و بنگاه تولیدی زمانی که با یک تکانه افزایشی درآمدی رو به رو شده این درآمد را پس‌انداز کرده و از آن به عنوان یک ذخیره برای زمانی که با تکانه کاهش درآمدی رو به رو 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 تکانه افزایشی ناشی از درآمد عامل سرمایه می‌تواند به دو اثر متضاد منجر شود. پیامد تکانه درآمدی عامل سرمایه

---

1. Eaton (1979)
2. Kemp and Liviatian (1973)
3. Brock (1991)
4. Kimball (1991)
5. Leland (1987)

دارای اثر درآمدی مثبت و اثر جانشینی منفی بر بنگاه تولیدی است.[1] اثر درآمدی، عکس‌العمل بنگاه در زمان افزایش ریسک را که به کاهش پس‌انداز منجر می‌شود، نشان می‌دهد. اگر بنگاه بسیار ریسک‌گریز باشد در این حالت، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کرده، منجر به افزایش پس‌انداز بنگاه می‌شود. در رابطه با بنگاه‌های تولیدی کوچک انتظار براین است 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 مبتنی بر فرضیه بازار سرمایه کامل قرار داشته، اما، بعدها در مطالعات کشورهای در حال توسعه این فرض مورد تردید قرار گرفت و به جای آن از فرضیه وجود محدودیت‌های نقدینگی استفاده شد[2]. لذا، به جای کاربرد فرضیه درآمد دایمی‌از 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 رو به رو شدن با محدودیت‌های نقدینگی نیز پس‌اندازهای احتیاطی خود را افزایش خواهدداد. از نقطه‌نظر تکنیکی ریسک‌گریزی بنگاه شرط کافی برای افزایش پس‌اندازهای احتیاطی است و نه شرط لازم. لذا، وجود محدودیت‌های مذکور منجر به گسستگی در تابع مطلوبیت نهایی می‌شود زیرا، این فرض نقش مشابهی به جای فرضیه محدب بودن ایفا می‌کند.

این گونه پس‌اندازها می‌تواند صرف تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های داخلی و یا صرف دارایی‌های خارجی غیر ریسکی 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 منجر به تشویق سرمایه‌گذاری بنگاه ریسک‌گریز برای سرمایه‌گذاری در کشور می‌شود. به طور دقیق‌تر، آثار منفی ریسک بر سرمایه‌گذاری داخلی زمانی که تصمیمات سرمایه‌گذاری انعطاف‌ناپذیر هستند، تشدید می‌شود پیندیک (۱۹۹۱)[3]، دیکسیت (۱۹۹۴)[4]. 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 ریسک گریز (با ریسک پایین) با بازدهی پایین رو به رو هستند. لذا، بنگاه در صورت انتخاب هر یک از این فرصت‌ها، هر چه فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ریسک بالا را انتخاب کند منجر به افزایش بیشتر در رشد اقتصادی می‌شود. رشد یکنواخت[5] به لحاظ اینکه به عواملی نظیر رشد جمعیت و

1. Sandmo (1970)
2. Deaton (1991)
3. Pindyck (1991)
4. Dixit (1994)
5. Steady State

بهبود تکنولوژی بستگی دارد، برون‌زا فرض می‌شود. به همین دلیل است که ریسک بر چنین رشدی تأثیر نمی‌گذارد. در این حالت، ریسک تنها یک اثر موقتی و زودگذر بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.[1] ویژگی آخر، توضیح صریحی از محدودیت نظریه رشد نئوکلاسیک است. اما، چنین ویژگی در ادبیات توسعه یافته اخیر با عنوان درون‌زا بودن تکنولوژی و عرضه نیروی کار تصریح شده است. بر همین اساس در این حالت، این موضوع که ریسک بر رشد یکنواخت تأثیر می‌گذارد، مصداق دارد. از طرف دیگر، نرخ پایین سرمایه‌گذاری، پیشرفت تکنولوژی را مبنی بر این فرضیه که پیشرفت تکنولوژی 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 سرمایه سرانه رشد یکنواخت داشته که به دنبال آن رفاه کاهش خواهد یافت.

- تجزیه و تحلیل تجربی

شواهد تجربی در رابطه با اثرات ناشی از ریسک بر رشد اقتصادی در مطالعات متعددی مشاهده شده است. متدولوژی 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، به طور کلی می‌توان ویژگی این مطالعات را به صورت زیر تشریح کرد.

- اغلب مطالعات بی‌ثباتی آینده‌نگر[2] (بی‌ثباتی انتظاری) را از بی‌ثباتی گذشته‌نگر[3] (بی‌ثباتی محقق شده) تفکیک نکرده است. دمیوک و گولامنت (۱۹۸۹)[4]، در این رابطه نشان می‌دهند که مجزا کردن این دو نوع بی‌ثباتی از اهمیت خاصی برخوردار است به طوریکه بی‌ثباتی آینده‌نگر (ریسک) نقش مهمی‌را در تصمیمات اقتصادی بنگاه تولیدی ایفا می‌نماید.
- در اغلب مطالعات در محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی (درآمدهای صادراتی) فرض کرده‌اند که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی[5] بوده، لذا، از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده شده است. نلسون وکانگ(۱۹۸۱)[6] در این رابطه اشاره کردندکه 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 پارنز (۱۹۷۵)[7] در مطالعه ۲۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۵۸-۱۹۶۸، یوتوپالس و نوجنت (۱۹۷۶)[8] در

1. Barro and Sala – i – Martin(1995)
2. Ex ante
3. Ex post
4. Demeocq and Guillaumont (1989)
5. Deterministic
6. Nelson and Kang (1981)
7. Kudssen and Parnes (1975)
8. Yotopoulos and Nugent (1976)

مطالعه ۳۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۶۸-۱۹۴۹ و لیم (۱۹۷۶)[1] در فاصله زمانی ۱۹۷۳-۱۹۶۸ نشان دادند، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به افزایش پس‌انداز می‌شود. موران (۱۹۸۳)[2] در مطالعه خود در فاصله زمانی ۱۹۷۵-۱۹۵۴ در این رابطه نتایج مهم و غیرقطعی را نشان می‌دهد. دمیوک و گولامنت (۱۹۸۹)[3] در مطالعه‌ای رابطه منفی میان پس‌انداز و درآمدهای صادراتی را در طی فاصله زمانی ۱۹۸۱-۱۹۷۰ برآورد می‌کند، اما، در دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۶۰ این رابطه را مثبت ارزیابی می‌کند. چنین تفاوت و تمایز در نتایج را می‌توان به دلیل رفتار، نگرش و طرز برخورد بنگاه‌های (تولیدی) دولتی در مدیریت ریسک[4] دانست. کومبز (۱۹۸۲)[5] در مطالعهٔ ۲۲ کشور در حال توسعه که عمده محصولات صادراتی آنان را تولیدات کشاورزی دربر می‌گرفت بااستفاده از یک نمونه پانل (در طول، کشورها و در عرض، محصولات) نشان داد که بی‌ثباتی درآمد بخش خصوصی، پس‌انداز آن را افزایش می‌دهد. وی همچنین، در مطالعه‌ای دیگر شامل ۴۰ کشور در حال توسعه که صادرات عمده آنان محصولات کشاورزی است با استفاده از داده‌های بین‌المللی به 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 مهمی‌را 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 دربرنمی‌گیرد. در شرایطی که ثبات قیمت داخلی مدنظر باشد و مورد توجه قرار گیرد، اثرات بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر پس‌اندازها منفی است. واکنش متقابل منفی بی ثباتی درآمدهای صادراتی بر پس‌اندازهای دولتی ناشی از وجود اثر چرخ دنده‌ای که بیانگر واکنش مجانبی بنگاه‌های دولتی به افزایش و کاهش قیمت‌هاست، می‌باشد. در این حالت، اثر چرخ دنده‌ای بر اثر درآمد دایمی‌غلبه می‌کند.

کنن و ویویوداس (۱۹۷۲)[6] اُزلز و هاریجان (۱۹۸۸)[7] در مطالعه ۲۶ کشور در حال توسعه در طول سال‌های ۱۹۸۲-۱۹۶۳ اثرات منفی بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی را بر سرمایه‌گذاری مشاهده نمودند.

---

1. Lim (1976)
2. Moran (1983)
3. Demeocq and Guillaumont (1989)
4. Risk Managment
5. Combe (1993)
6. Kenen &Vivodas (1972)
7. Ozler& Harrigan (1988)

شواهد تجربی مبنی بر اثرات بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی در طول سه دهه گذشته نتایج بسیار متفاوتی را نشان می‌دهد، به عنوان مثال، در مطالعه یتپولاس و نوجنت (۱۹۷۶)[1] رابطه مثبت مشاهده شد در صورتی که در مطالعه کنن و ویوداس، مک بین (۱۹۶۶)[2] هیچ‌گونه رابطه‌ای مشاهده نشده است. همچنین در مطالعه ویوداس(۱۹۷۴)[3] ، لانسیری (۱۹۷۸)[4]، موران (۱۹۸۳)[5]، گلزاکاس (۱۹۷۳)[6]،دموکیو و گوایلامنت (۱۹۸۵)[7]، ازلر و هاریگن(۱۹۸۸)[8] 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.[9] رامی و رامی (۱۹۹۵)[10] در مطالعه‌ای عناصر غیرقابل پیش‌بینی و قابل پیش‌بینی رشد ناپایدار را همان گونه که در ابتدا به عنوان 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 رابطهٔ منفی مشاهده کردند. این نتایج در مطالعه گیماه و برمپونک (۱۹۹۱)[11] که در حوزه کشورهای آفریقایی انجام شده است، تأیید می‌شود. در این مطالعات، این رابطه به عنوان اثر منفی زودگذر بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی تلقی شده و زمانی که این اثر بر رفاه اقتصادی واقع شود، به اثر دایمی‌تبدیل خواهد شد. و سرانجام اینکه، شواهد تجربی اثرات بی‌ثباتی قیمت و رشد اقتصادی حاکی از وجود رابطهٔ منفی میان این دو متغیر است.[12]

به طورخلاصه، مطالعات تجربی مبتنی بر داده‌های بین‌المللی و تجزیه و تحلیل‌های نظری (بیماری هلندی)، به طور سازگار و هماهنگ همگی تأکید زیادی بر رابطه منفی میان بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بررشد اقتصادی کرده‌اند. این نتیجه، خصوصاً درکشورهای آفریقایی(که از درجه پایین باز بودن اقتصادی 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

پرتال جامع علوم انسانی

1. Yotopoulos & Nugent (1976)
2. Mc Bean(1966)
3. Voivodas(1974)
4. Lancieri(1978)
5. Moran(1983)
6. Glezakos(1973)
7. Demeocq & Guillaumont (1985)
8. Ozler & Harrigan (1988)
9. Guillaumont (1994), Guillaumont, Guilloumont, Guillaumont, Burn (1997) (Period 1970-90), Dawes (1996)
10. Ramey & Ramey (1995)
11. Gymah & Brempong (1991)
12. Lutz (1994), Gillaumont, Jeanneney and Alii (1999)

متغیرهای تجارتی موزون شوند به طور قابل توجهی برازش مناسب‌تری را ارائه می‌کنند.[1] به نظر می‌رسد زمانی که الگو متغیرهای کنترلی مناسبی (نظیر رشد صادرات و درآمد سرانه اولیه) را دربرگیرد نتایج واقع‌گرایانه‌تر و قوی‌تری را ارائه کند.

ـ پیامدهای خُرد بی‌ثباتی صادراتی

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

- پیامدهای خُرد 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 به طور صریح در کشورهای گیرنده- قیمت[2] مثبت است. هر چند که منابع بی‌ثباتی قیمت (یعنی تکانه‌های 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 قیمت علی‌رغم اینکه صادر کننده کالای تجاری و یا صادر کننده کالای غیر تجاری 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 درآمدی است. به عبارت دیگر در این حالت، بی‌ثباتی منجر به افزایش درآمد می‌شود. در شرایط بی‌ثباتی عرضه محتمل‌ترین حالت ممکن این خواهد بود که بی‌ثباتی قیمت می‌تواند به تثبیت درآمد تولیدکنندگان منجر شود.[3] بی‌ثباتی قیمت به ازای برخی مقادیر خاص کشش‌های قیمتی تقاضا، تولیدکنندگان را متأثر می‌کند. به عنوان مثال، زمانی که کشش قیمتی تقاضایی برای تولید یک بنگاه در فاصله 0.5 تا 1 قرار دارد، بی‌ثباتی قیمت منجر به افزایش یا کاهش ناپایداری درآمد تولیدکنندگان 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 کرده‌اند.[4] 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 به عنوان مبلغی که تولیدکنندگان برای اجتناب از بی‌ثباتی از طریق طرح بیمه رسمی‌یا غیر رسمی(برای پوشش پرمیوم ریسکی) تمایل به پرداخت دارند، تعریف می‌شود. هزینه ریسک نیز به چگونگی رفتار و نگرش بنگاه به

1. Demecoq and Gillaumont(1989), Guillaumont (1994), Dawes (1996)
2. Price - Taker
3. Newbrry and Stiglitz (1981)
4. Oi (1961), Massel (1969)

ریسک بستگی دارد به عنوان مثال، اگر بنگاه ریسک گریز 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[1] و هم در سطح بین‌المللی[2] باید اجرا شود، نیست.

۳. بررسی شاخص‌های بی‌ثباتی

در این بخش از مقاله، به بررسی انواع روش‌های محاسباتی برای تخمین شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت و گاز در طول دوره ۱۳۴۵-۱۳۷۵ می‌پردازیم. به طور کلی یک توافق عمومی‌بر روی معیار سنجش بی‌ثباتی صادراتی وجود ندارد. لذا، به دلیل به کارگیری شاخص‌های بی‌ثباتی مختلف در مطالعات متعدد نتایج نیز متفاوت است.

اولین شاخص برای محاسبه بی‌ثباتی صادراتی، انحراف معیار ضریب متغیر زمان در رگرسیون لگاریتم صادرات بر زمان است[3]:

X_t، بیانگر صادرات و t زمان است.

$$Lnx_t = a + bt + e_t$$

دومین شاخص بی‌ثباتی صادراتی، رگرسیون ضریب تغییرات[4] 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 به عنوان شاخص بی‌ثباتی استفاده می‌شود. با فرض اینکه X درآمد صادراتی باشد، می‌توان نوشت:

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

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

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

---

۱. رک : به مطالعه Bonjean (1994) در کشور ساحل عاج و Braverman et al (1990)

2. Newbery and Stiglitzc (1981)

۳. در تخمین معادله روند آنچه که یک محقق باید همواره به آن توجه کند آن است که باید بهترین فرم تبعی که برای داده‌های هر کشور مناسب است، انتخاب شود. در این رابطه، فرم‌های تبعی متعددی برای تخمین معادله روند نظیر فرم خطی، لگاریتم خطی، نمایی (هندسی)، درجه دوم و همچنین، نیمه لگاریتمی‌مورد بررسی قرار گرفته است. در تمامی‌موارد فرم رگرسیونی نیمه لگاریتمی‌درآمد صادراتی برروی زمان و توان دوم آن نتایج بهتری بر اساس واریانس رگرسیون، انحراف معیار ضرایب و دقت پیش‌بینی نسبت به سایر فرم‌های تبعی از خود نشان داده است (Kwabena Gyimah - Bermpong (1991)).

4. Coefficient of Variation

$$INST_۲ = \frac{۱}{T}\sum_{t=۱}^{T}\frac{E_t - \hat{E}_t}{\hat{E}_t}$$

کـه در آن، E_t درآمدهـای صـادراتی 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 می‌شود. T تعداد سال‌های مورد بررسی است.

چهارمیـن شـاخص بـی‌ثباتی صادراتی، محاسبه میانگین مربعات نسبت درآمدهای صادراتی واقعی به رونـد آن است. زمانی که درآمدهای صادراتی واقعی با روند آن مشابه باشد، مقدار این شاخص برابر صفر خواهد بود. براین اساس خواهیم داشت:

$$INST_۳ = \frac{۱}{T}\sum_{t=۱}^{T}(\log E_t - \log \hat{E}_t)^۲$$

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

پنجمین شاخص[1] بی‌ثباتی صادراتی، استفاده از میانگین حسابی قدرمطلق مقادیر تغییرات یک سری زمانـی که نسبت به روند زمانی آن متغیر تحویل شده، است. این شاخص، به صورت درصدی از متوسط تمام مشاهدات تفسیر می‌شود. این شاخص عبارت خواهد بود از:

$$I_x = \frac{۱۰۰}{\bar{x}}.\frac{\sum_{t=۲}^{n}\left|x_t - x_{t-۱} - b\right|}{n-۱}$$

بـه طـوری کـه b ضـریب متغـیر رونـد در معادلـه $x_t = a + bt$ اسـت. ایـن شاخص، نه تنها برخی ویـژگـی‌هـای مطلوب را برای شاخص بی‌ثباتی یک کالا معرفی می‌کند، بلکه، از آن می‌توان یک تفسیر اقتصادی منطقی ارائه کرد. از جمله ویژه‌گی‌های این شاخص:

۱- معکـوس پذیـری نسـبت بـه زمـان. ۲- تفـاوت نسبت به روند مشترک.۳-اهمیت نسبی به تغییرات. ۴-مستقل بودن از مقدار روند.

ششـمین شـاخص را ماسـل (۱۹۶۸) ارائـه کـرده اسـت، در ایـن شاخص، مقادیر مطلق درآمدهای صادراتی مد نظر قرار گرفته و معادله آن به صورت زیر است.

$$u_i = \frac{\hat{x}}{x_t - (\beta_۰ + \beta_۱ x_t)}$$

1. Constantine Glezakos (1988)

$$IS_m = \sqrt{\frac{\sum u_i^2}{n/z}}$$

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 به وسیله روند صادرات نرمال شده و بر تعداد سال‌ها در سری زمانی تقسیم شده است. رابطه این شاخص عبارتست از:

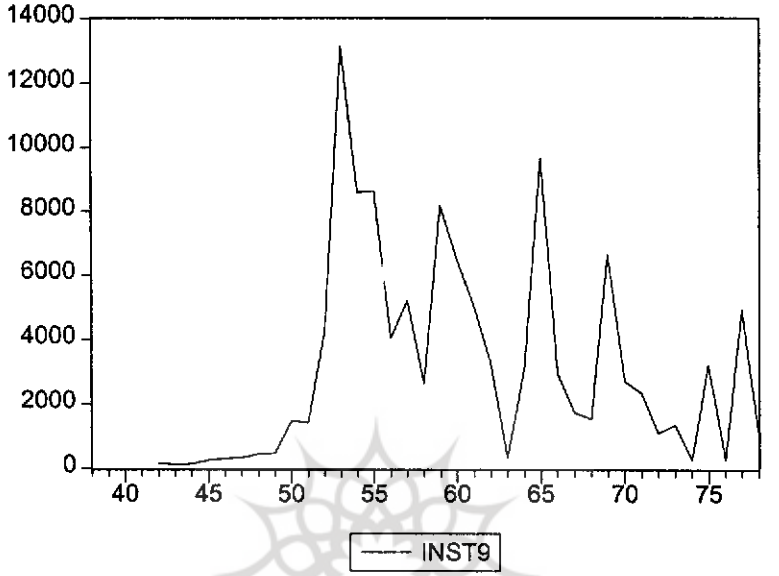
$$I^* = \frac{\sum_{t=1}^{n} \frac{|X_t - \hat{X}_t|}{\hat{X}_t}}{n}$$

نهمین معیار بی‌ثباتی که از سوی لاو (۱۹۹۲) پیشنهاد شده، به کارگیری قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنجساله آن ((MA(5)) است.

در این مقاله، نهمین معیار بی‌ثباتی که از سوی لاو (۱۹۹۲) برای مطالعات سری‌های زمانی پیشنهاد شده، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این امر به این دلیل است که سایر شاخص‌ها غالبا برای مطالعات مقطعی طراحی شده است. همچنین، در اغلب محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی فرض کرده‌اند که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی بوده، لذا، رابطه از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده شده است. نلسون و کانگ (۱۹۸۱)[1] 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 نفت و گاز) مذکور را در طول زمان نشان می‌دهد. نمودارمعیار بی‌ثباتی انتخابی، بیانگر آن است که به دلیل افزایش قیمت نفت در اوایل دهه ۱۳۵۰ درآمدهای نفتی از نوسانات شدیدی برخوردار بوده، اما در اواخر دهه ۱۳۵۰ به دلیل وقوع انقلاب و جنگ و در اوایل دهه ۱۳۶۰ به دلیل وقوع تحریم اقتصادی و همچنین، کاهش قیمت نفت از شدت نوسانات آن کاسته شده است.

1. Nelson and Kang (1981)

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 این کار از یک دامنه وسیع و گسترده‌ای از مطالعات تجربی پیرامون منابع رشد اقتصادی استفاده می‌شود.[۱] درون چنین چارچوب تحلیلی که رشد جمعی اقتصاد از طریق تابع تولید به تغییرات در سرمایه و نیروی‌کار نسبت داده شده است، قدر از یک شاخص از عملکرد صادراتی به عنوان متغیر توضیحی به تابع تولید تعمیم داده‌اند. با پیروی از این موضوع، یک چارچوبی که در آن براساس یک استدلال منطقی برای در نظر گرفتن متغیرهای صادرات در منابع معادله رشد فراهم آورده، توسعه داده می‌شود.

از آن جایی که این تجزیه و تحلیل بر تخصیص منابع غیربهینه بالقوه میان صادرات و بخش‌های صادراتی تمرکز دارد، از این رو، اقتصاد را به دو بخش مجزا تقسیم می‌کند: 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. افزون بر این، تولید بخش غیر صادراتی نیز به حجم تولید صادراتی بستگی دارد. این نوع فرمول‌بندی، منافع حاصل از صادرات را بر روی سایر بخش‌ها نظیر توسعه کارایی و مدیریت رقابت بین‌المللی، معرفی شیوه‌های تولیدی پیشرفته، به کارگیری نیروی کار با

---

۱. رجوع کنید به: Feder(1982)

کیفیت بالا، جریان یک‌نواخت نهاده‌های وارداتی، و ... نشان می‌دهد. این اثرات به عواید خارجی[1] معروف بوده، زیرا، چنین اثراتی در قیمت‌های بازار منعکس نمی‌شود. این اثرات خارجی به صورت زیر در معادله رشد ترکیب می‌شود:

$$N = F(K_n, L_n, X) \quad (۱)$$

$$X = G(K_x, L_x) \quad (۲)$$

به طوری‌که:

N ، کالاهای غیرصادراتی، X ، صادرات، K_n, K_x ، موجودی سرمایه کار بخشی و L_n, L_x ، نیروی کار بخشی.

از آنجایی که داده‌های مربوط به تخصیص بخشی عوامل تولید اولیه قابل دست‌یابی نبوده، لذا، این مسئله مستلزم آن است که یک تصریحی که امکان تخمین بهره‌وری نهایی بخشی را با استفاده از داده‌های جمعی فراهم سازد، به کار گرفت. این موضوع را می‌توان به صورت زیر تشریح کرد.

فرض کنید نسبت بهره‌وری عامل نهایی مربوط در هر دو بخش به اندازه δ بزرگتر از واحد بوده باشد یعنی:

$$(G_k/F_k) = (G_l/F_l) = 1 + \delta \quad (۳)$$

به طوری که زیرنویس L, K نشان دهنده مشتق جزئی تابع بخش صادراتی و غیرصادراتی به عوامل تولید است. درصورت نبود اثرات خارجی و به ازای یک مجموعه معین از قیمت‌ها، در شرایطی که $\delta = ۰$ شود یک تخصیص منابعی که تولید ملی را حداکثر می‌سازد، نشان می‌دهد. اما، بنابه برخی دلایل، بهره‌وری نهایی عامل تولید احتمالاً، در بخش غیرصادراتی کمتر است. (یعنی $\delta > ۰$). یکی از مهمترین دلایل، محیط رقابتی‌تری است که بنگاه‌های 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.[2] همچنین، نااطمینانی‌ها و بی‌ثباتی مربوط به بنگاه‌های صادراتی می‌تواند از جمله دلایل تفاوت بهره‌وری نهایی میان بخشی باشد. همان گونه که در بالا به آن اشاره شد، تفاوت‌های بهره‌وری که ناشی از اثرات خارجی بوده در δ وارد نمی‌شوند. با دیفرانسیل گیری از معادلات (۱) و (۲) خواهیم داشت:

$$\dot{N} = F_k.I_n + F_l.\dot{L}_n + F_x.\dot{X} \quad (۴)$$

$$\dot{X} = G_k.I_x + G_l.\dot{L}_x \quad (۵)$$

---

1. Externalities.
2. Balassa (1977).

به طوری که I_n ,I_x به ترتیب سرمایه‌گذاری ناخالص بخشی، $\dot{L}^*_n$ و $\dot{L}^*_x$ 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 با توجه به تعریف Y=N+X است می‌توان نوشت:

$$\dot{Y} = \dot{N} + \dot{X} \qquad (۶)$$

یعنی، رشد تولید ناخالص داخلی برابر مجموع رشد دو بخش صادراتی و غیر صادراتی است، با جای‌گذاری معادلات (۳) تا (۵) در معادله (۶) خواهیم داشت.

$$\dot{Y} = F_k.I_n + F_l.\dot{L}^*_n + F_x.\dot{X} + (1+\delta)F_k.I_x + (1+\delta).F_L.\dot{L}^*_x \qquad (۷)$$

$$= F_k(I_n + I_x) + F_l(\dot{L}_n + \dot{L}_x) + F_x.\dot{X} + \delta(F_k.I_x + F_l.\dot{L}_x)$$

سرمایه‌گذاری کل را $(I_n + I_x \equiv I)$ و رشد کل نیروی کار را $(\dot{L}_n + \dot{L}_x \equiv \dot{L})$ تعریف می‌کنیم. با استفاده از معادلات (۳) و (۵) می‌توان نوشت:

$$F_x.I_x + F_l.\dot{L}_x = \frac{1}{1+\delta}(G_k.I_x + G_l.\dot{L}_x) = \frac{\dot{X}}{1+\delta} \qquad (۸)$$

با جای‌گذاری این نتیجه در معادله (۷) در نهایت، خواهیم داشت:

$$\dot{Y} = F_k.I + F_l.\dot{L} + (\frac{\delta}{1+\delta} + F_x)\dot{X} \qquad (۹)$$

با پیروی از برونو (۱۹۶۸)[1] 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:

$$F_l = \beta(Y/L) \qquad (۱۰)$$

بنابراین، با تقسیم معادله بر Y و بافرض اینکه $F_k = \alpha$ باشد، بعد از برخی ساده‌سازی‌ها خواهیم داشت:

1. Bruno (1968)

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha\,(\frac{I}{Y}) + \beta(\frac{\dot{L}}{L}) + \left[\frac{\delta}{1+\delta} + F_x\right].(\frac{\dot{X}}{X})(\frac{X}{Y}) \qquad (11)$$

فرمول‌بندی معادله (۱۱) اساس کار تجربی بخش بعدی مقاله را تشکیل خواهد داد. اگر بهره‌وری نهایی در طول بخش‌ها یکسان باشد، δ =0 خواهد شد و اگر اثرات خارجی درون بخشی نیز وجود نداشته باشد. F_x=0 می‌شود، بدین ترتیب، معادله (۱۱) به الگوی آشنایی نئوکلاسیک از الگوی منابع رشد تبدیل می‌شود. درحالت 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 (۱۱) پارامتر α به عنوان بهره‌وری نهایی سرمایه در بخش غیرصادراتی به‌جای بهره‌وری نهایی سرمایه در کل اقتصاد تفسیر می‌شود. در اینجا، $TMPK_x$ را به عنوان افزایش کل تولید ناخالص داخلی ناشی از افزایش نهایی در سرمایه که در بخش صادراتی تخصیص یافته است و $TMPL_x$ را به عنوان افزایش تولید ناخالص داخلی ناشی از افزایش نهایی در نیروی کار بخش صادراتی است. بنابراین، می‌توان نشان داد.

$$(TMPL_x - F_l)/G_l = (TMPK_x - F_x)/G_x = \delta/(1+\delta) + F_x \qquad (12)$$

معادله (۱۲)، تفسیر جمله آخر در سمت راست معادله (۹) را تشریح می‌کند.[1] و تفاوت بین افزایش نهایی تولید ناخالص داخلی ناشی از عوامل به تولید بخش صادراتی را نشان می‌دهد. لذا تفسیر معادله منبع رشد (معادله (۱۱)) به طور ساده عبارت خواهد بود از اینکه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی 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، بی‌ثباتی صادراتی در تابع تولید نئوکلاسیک مبتنی بر رهیافت فدر مورد مطالعه قرار می‌گیرد. فدر،صادرات را به عنوان یکی از نهاده‌های تولید در تابع تولید جمعی نئوکلاسیک وارد کرد.[2] در این مطالعه، معیار بی‌ثباتی صادراتی نیز به الگو تعمیم داده شده است.

---

۱. در برخی از مطالعات تجربی این جمله را به عنوان یک پارامتر ثابت مورد برآورد قرار داده‌اند.

۲. قبل از Feder(1982) رویکرد لحاظ متغیر صادرات به نهاده تولید نیز از سوی Balassa(1978). Krueger(1980) معرفی شده بود.

بـه هنگام تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی، خواص آماری متغیرها از اهمیت زیادی برخوردار است. در واقـع، روش هم انباشتگی سازگاری میان خواص آماری متغیرهای دستگاه را با نظریه آزمون می‌کند. متغـیرهای اقتصـادی عمومـاً نامانـا و دارای رونـد تصادفی هستند. ترکیب خطی سری‌های نامانا نیز در حالـت کلـی یکـی سـری نامانا است. اما، هم انباشتگی یک استثنا بر این قاعده عمومی‌محسوب شده و ارتـباط نزدیکـی بـا نظـریه اقتصادی دارد. زیرا، نظریه اقتصادی متضمن مانا بودن ترکیبی از متغیرهای اقتصـادی (نامانـا) اسـت بـه همین دلیل، این تجزیه و تحلیل از دو آزمون دیکی – فولر (۱۹۷۹) تعمیم یافـته و فلیـپس ـ پـرون (۱۹۸۸) برای بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو استفاده می‌شود. برای آزمون‌های معرفی شده در بالا، از آمارهای سری زمانی که از سوی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و بانک مرکـزی جمهـوری اسـلامی‌ایران طی سال‌های ۱۳۴۸ـ۱۳۷۸ منتشر شده، استفاده می‌شود. متغیرتولید ناخـالص‌داخلی به قیمت بازار به قیمت ثابت تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۶۱ بوده، متغیر K موجودی سـرمایه بـه قیمـت ثابـت سـال ۶۱ اسـت و L اشتغال را نشان می‌دهد. متغیر Inst به عنوان شاخص بـی‌ثباتـی است که از نهمین شاخص بی‌ثباتی صادراتی که از سوی لاو در سال ۱۹۹۲[1] پیشنهاد شده و بـه صورت قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج ساله آن ((MA(5)) است، استفاده شده است. نتایج حاصل از این دو آزمون در جدول (۱) حاکی از نامانا بودن متغیرهای دستگاه دارند به طوری کـه کلـیه متغـیرها I(1) بوده و حاوی یک ریشه واحد یا روند تصادفی هستند. (تمامی‌متغیرهای به جز متغیر بی‌ثباتی به صورت لگاریتمی هستند.)

تحلـیل‌هـای هـم انباشتگی به روش جوهانسن (۱۹۸۸) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه «P» در الگوی VAR اسـت. بـرای ایـن کار، از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار بیزین شوارز (SC)، معیار هنن کوئیـن (HQ)، معـیار خطـای پـیش‌بینی نهایی (FPE) و آزمون‌های نسبت درست‌نمایی تعدیل شده LR اسـتفاده مـی‌شـود. آمـاره‌های مذکور برای طول وقفه‌های $P = 1,...,4$ در جدول (۲) ارائه شده اسـت. همـانطور کـه ملاحظـه مـی‌شود معیارهای SC, FPE, LR طول وقفه را P = 2 و معیارهای AIC و HQ طـول وقفـه را P = 4 تعیین می‌کند. بنابراین، با توجه به سالانه بودن داده‌ها و با در نظر داشتن ملاحظات حجم نمونه در آزمون هم انباشتگی و برآورد روابط تعادلی، طول وقفه P = 2 انتخاب می‌شود.

1. Love(1992)

جدول- ۱. آزمون ریشه واحد

	آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF)		آزمون فیلیپس – پرون (PP)		تصمیم گیری
متغیر	C+T	C	C+T	C	
LGDP	ADF(2)= -3.3471	ADF(1)= -2.4400	-2.4586	-2.8749	نامانا
5% Critical Value	-3.5615	-2.9591	-3.5615	-2.9591	
D(LGDP)	ADF(1)= -2.9248	ADF(2)= -3.0196	-5.8925		مانا
5% Critical Value	-3.5671	-2.9627	-3.5671		
LL	ADF(2)= -1.3333	ADF(1)= .46378	-2.6300	1.7365	نامانا
5% Critical Value	-3.6454	-3.0115	-3.6454	-3.0115	
D(LL)	ADF(1)= -4.8384		-5.9354		مانا
5% Critical Value	-3.6592		-3.6592		
LK	ADF(1)= -2.1867	ADF(1)= -1.5459	-2.0929	-2.4356	نامانا
5% Critical Value	-3.6119	-2.9907	-3.6119	-2.9907	
D(LK)	ADF(1)=-2.1255	ADF(2)= -1.8442	-2.9555	-3.0809	مانا
5% Critical Value	-3.6219	-2.9970	-3.6219	-2.9970	
Inst	ADF(1)= -2.5690	ADF(1)= -1.9783	-2.3702	-2.5657	نامانا
5% Critical Value	-3.6119	-2.9907	-3.6119	-2.9907	
D(Inst)	ADF(1)= -5.3901		-11.3650		مانا
5% Critical Value	-3.6219		-3.6921		

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

HQ	SC	AIC	FPE	LR	معیار / درجه یا طول وقفه P
-۸/۱۶۳۲۸۷	-۸/۰۲۸۳۹۶	-۸/۲۲۰۳۷۲	۳/۱۶	-	۰
-۱۷/۰۴۴۹۷	-۱۶/۳۷۰۵۱	-۱۷/۳۳۰۳۹	۳/۵۶	۲۲۶/۴۹۴۵	۱
-۱۷/۲۲۶۴۷	-۱۶/۰۱۲۴۴	-۱۷/۷۴۰۲۳	۲/۵۸	۲۸/۷۱۰۳۷	۲
-۱۶/۷۵۵۸۲	-۱۵/۰۰۲۲۴	-۱۷/۴۹۷۹۲	۴/۱۹	۱۳/۲۰۰۳۲	۳
-۸۶/۱۲۴۵۰	-۱۵/۸۳۱۳۵	-۱۹/۰۹۴۹۴	۱/۴۶	۲۷/۸۲۲۰۴	۴

انتظارات نظری حاکی از آن است که رشد یکنواخت در اقتصاد به این دلیل که به عواملی نظیر رشد جمعیت و بهبود تکنولوژی بستگی دارد، بی‌ثباتی صادراتی بر چنین رشدی اثری نمی‌گذارد، در این حالت، بی‌ثباتی نیز یک اثر موقتی و زودگذر بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.[1] به همین دلیل، در الگوسازی رابطه بلندمدت ضریب متغیر بی‌ثباتی صادراتی در این رابطه برابر صفر شده، به عبارت دیگر، رابطه بلند مدت به صورت مقید برآورد شد. اما، این متغیر نیز در رابطه کوتاه‌مدت تصریح شده است. همچنین، رابطه بلندمدت نیز نسبت به متغیر تولید ناخالص‌داخلی شده است. جدول (۳) نتایج آزمون‌های هم انباشتگی را به ازای طول وقفه $P = 2$ نشان می‌دهند. آزمون تریس یک رابطه بلندمدت تعادلی و آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز یک رابطه بلندمدت تعادلی در سطح معنی‌داری ۵٪ را نشان می‌دهد. جدول(۴) رابطه بلند مدت تعادلی مقید را همراه با آزمون قیود مربوط نشان می‌دهد.

همان‌طور که انتظار می‌رفت، نیروی کار و موجودی سرمایه هردو دارای اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی بوده وسازگار با انتظارات نظری هستند. کشش نیروی کار برابر۰/۳۹ بوده که نسبت به کشش عامل سرمایه ۰/۳۷ بزرگتر است و این امر، حاکی از کارایی تولید 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 تولید ناخالص داخلی اثر نخواهد داشت.

جدول-۳. آزمون‌های هم انباشتگی

آزمون تریس			آزمون ماکزیمم مقدار ویژه			
مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۴۷/۲۱	۵۱/۷۲	$r \geq ۱$	۲۷/۰۷	۲۸/۳۶	$r = ۱$	$r = ۰$
۲۹/۶۸	۲۷/۵۵	$r \geq ۲$	۲۰/۹۷	۱۶/۲۶	$r = ۲$	$r \leq ۱$
۱۵/۴۱	۱۱/۲۹	$r \geq ۳$	۱۴/۰۷	۱۰/۰۱	$r = ۳$	$r \leq ۲$
۳/۷۶	۱/۲۸	$r \geq ۴$	۳/۷۶	۱/۲۸	$r = ۴$	$r \leq ۳$

1. Barro and Sala -i – Martin(1995)

جدول-۴. رابطه بلند مدت تعادلی

$LGDP = 0/154 + 0/397LL + 0/370\ LK$ (۰/۰۱۳۷۲۳) (۰/۰۰۵۶۲۴)
آزمون قیود $Chi - Square(1) = 0/006595(0/935)$

جدول (۵) برآورد ضرایب تعدیل (Loading factors) را نشان می‌دهد. این ضرایب، سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به بی‌تعادلی‌های دستگاه یا جملات تصحیح خطا اندازه‌گیری می‌کنند. در صورت بی‌تعادلی یعنی انحراف از روابط تعادلی بلندمدت، باید برخی متغیرها بار تعدیل برای رسیدن به روابط تعادلی مذکور را به عهده بگیرند. در غیر این‌صورت، تضمینی برای هم انباشتگی متغیرهای دستگاه وجود نخواهد داشت.

جدول- ۵. برآورد ضرایب تعدیل

	LGDP	LL	LK	INST
ECM	-۰/۲۵	۰/۰۵	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۳
	(۰/۱۷)	(۰/۰۳)	(۰/۱۵)	(۰/۰۳)

*اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است.

در دستگاه مورد بحث، متغیر تولید ناخالص داخلی نسبت به بی‌تعادلی تولید ناخالص داخلی با ضریب ۲۵٪ تعدیل شده و مقدار آن نیز حکایت از سرعت بالای بی‌ثباتی نسبت به بی‌تعادلی مذکور دارد. در واقع، نیمی‌از بی‌تعادلی تولید ناخالص داخلی در دوره بعد با تغییرات آن تصحیح می‌شود. ضریب مذکور معنی‌دار است. متغیر موجودی سرمایه و نیروی کار نسبت به بی‌تعادلی با ضریب ۵٪ و۰/۰۶٪ تعدیل می‌شوند. متغیر بی‌ثباتی صادراتی نیز با ضریب۳٪ تعدیل می‌شود. در تحلیل‌های هم‌انباشتگی برخلاف رویکردهای سنتی اقتصاد سنجی، ساختارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور صریح از یکدیگر تفکیک می‌شوند. الگوی کوتاه مدت تحصیح خطا یک مکانیسم باز خور تلقی شده که مطابق آن متغیر وابسته (تولید ناخالص داخلی) نسبت به بی‌تعادلی دستگاه تعدیل می‌شود. در واقع، مکانیسم باز خور مذکور رسیدن به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. قضیه نمایش گرنجر به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرها، مستلزم یک الگوی تصحیح

خطـای کوتاه‌مدت است. این موضوع یک مبنای کاملاً آماری داشته و هیچ ربطی به نظریه‌های اقتصادی ندارد. معادله تصحیح خطای تولید ناخالص داخلی درحالت عمومی به صورت زیر تصریح می‌شود.

$$\Delta LGDP=\gamma_0+\gamma_1\sum_i\gamma_{1i}\Delta LK_{t-i}+\gamma_2\sum_i\gamma_{2i}\Delta LL_{t-i}+\gamma_3\sum\gamma_{3i}\Delta INST_{t-i}+ecm(-1)+V_t \quad V_t\approx iid(0,\delta^2),$$

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

جدول-۶ . الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت (ECM)

$$\Delta LGDP=0/031+0/701\Delta(LGDP(-1))-0/016\Delta(LGDP(-2))+0/144\Delta(LL(-1))$$

(۰/۰۴۶) (۰/۲۷۷) (۰/۲۸۶) (۱/۴۸۴)

(۰/۶۵۵) (۲/۵۲۲) (-۰/۰۵۶) (۰/۰۹۷)

$$+1/379\Delta(LL(-2))+0/093\Delta(LK(-1))+0/019\Delta(LK(-2))-0/404\Delta(Inst(-1))$$

(۱/۳۴۳) (۰/۲۵۰) (۰/۲۳۴) (۱/۴۰۱)

(۰/۳۷۱) (۰/۰۸۳) (-۰/۲۸۸) (-۱/۰۲۷)

$$-1/308\Delta(Inst(-2))-0/251ECM(-1)$$

(۱/۲۵۳) (۰/۱۷۹)

(-۱/۰۴۴) (۲/۵۲۲)

در کوتـاه مـدت زمانی که بی‌ثباتی‌های درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی شود، مـنجر به تغییر عکس‌العمل عمومی بنگاه‌ها شده و از این رو، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد.در الگوی کوتـاه‌مـدت نـیز اثـر بی‌ثباتی منفی بوده[۱] که سازگار با نظریه بیماری هلندی که تأکید زیادی بر رابطه منفـی میان بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر رشد اقتصادی داشته‌اند، است. این نتیجه خصوصاً، در رابطه بـا کشـورهایی که از درجه پایین باز بودن اقتصادی برخوردارند، صادق است.[۲] منفی بودن اثربی‌ثباتی به دلیل آنکه اغلب واردات ایران را کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که نقش بسزایی در فرایند تولید داشته، تشـکیل مـی‌دهـد و از طـرف دیگـر، بـه ایـن دلیل که منابع تأمین مالی واردات نیز از محل درآمدهای صـادراتی اسـت، بنابرایـن، کـاهش در درآمدهـای صـادراتی و یـا بـی‌ثباتی در آن منجر به بی‌ثباتی در نهاده‌های وارداتی مورد نیاز در تولید و به دنبال آن کاهش رشد می‌شود. براساس الگوی کوتاه‌مدت، تنها

۱.این‌نتیجه همچنین در مطالعات Demecoq &Guillaumont(1985) ، Ozler &Harrigan (1988) Gymah-Brempong(1991) مشاهده گردیده است.

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

می‌توان علیت درون نمونه‌ای را از سوی متغیرهای الگو شده بر متغیر وابسته نتیجه گرفت. نتایج حاصل از جدول (۶) حاکی از عدم علیت متغیرهای الگو شده به تولید ناخالص داخلی است. این امر، به مفهوم درون زایی متغیر وابسته است.

آزمون معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که براساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) صورت می‌پذیرد همان‌طورکه ذکر شد، آزمون علیت گرنجر درون نمونه تفسیر می‌شود، لذا این آزمون، تنها برون‌زایی یا درون‌زایی متغیر وابسته را به مفهوم گرنجر در داخل دوره نمونه مشخص می‌کند. اما، اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی‌کند. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس (VDC_s) و توابع عکس‌العمل آنی (IRF_s) انجام می‌شود. روش تجزیه واریانس قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا، VDC_s را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نام‌گذاری کرد. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به طور مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آن‌گاه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه‌های وارد شده به متغیرهای الگوی تقسیم می‌شوند. به این ترتیب، قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم. در جدول (۷) تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر تولید ناخالص داخلی را برای ۲۰ دوره (سال)، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت (سال اول)، میان مدت (سال دوم تا ششم) و بلندمدت (از سال ششم به بعد) نشان داده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نوسانات تولید ناخالص داخلی در افق‌های زمانی مختلف زمانی عمدتاً از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. در واقع، این تکانه‌ها که شامل سیاست‌های صنعتی، تغییرات تکنولوژیکی و نظایر آن می‌شود، بیش از ۵۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را در کوتاه مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان مدت، به حدود ۵۹ درصد و در بلند مدت به حدود ۵۰ درصد بالغ می‌شود که در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد. در این رابطه، متغیر بی‌ثباتی صادراتی در درجه دوم اهمیت قرار دارد، به طوری‌که در کوتاه مدت، حدود ۴۷ درصد و در میان مدت، حدود ۳۰ درصد و در بلند مدت، حدود ۲۷ درصد خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. متغیر موجودی سرمایه در درجه سوم اهمیت قرار داشته، به طوری که درکوتاه‌مدت، حدود ۰/۲۸ درصد و در میان مدت، حدود ۰/۹۰ درصد و در بلند مدت، حدود ۱۱ درصد خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. در نهایت، نهاده نیروی کار در کوتاه مدت، ۰/۰۸ درصد و در میان مدت، حدود ۶ درصد و در بلند مدت، ۱۰ درصد خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد.

جدول-۷. تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر تولید ناخالص داخلی

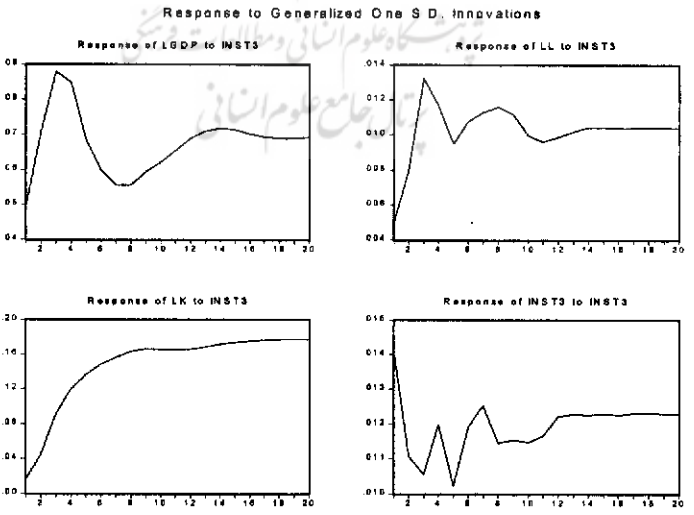
سال	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	لگاریتم نیروی کار	لگاریتم موجودی سرمایه	شاخص بی‌ثباتی صادراتی
۱	۵۲/۳۷۶۴۵	۰/۰۸۵۴۹۷	۰/۲۸۴۴۸۹	۴۷/۲۵۳۵۷
۲	۶۲/۷۷۶۹۰	۰/۳۲۴۷۲۷	۰/۳۰۴۰۵۰	۳۶/۵۹۴۳۲
۳	۵۹/۹۷۱۵۵	۵/۴۹۴۳۴۷	۰/۳۹۲۱۹۹	۳۴/۱۴۱۸۷
۴	۵۹/۷۱۰۶۱	۷/۳۹۲۰۸۳	۰/۹۱۹۱۷۱	۳۱/۹۷۸۱۴
۵	۶۰/۶۹۱۸۳	۸/۰۲۷۳۷۲	۲/۰۶۲۵۲۶	۲۹/۲۱۸۲۷
۶	۵۹/۴۰۶۶۴	۸/۵۷۸۱۶۶	۳/۴۸۹۲۸۰	۲۸/۵۲۵۹۲
۷	۵۷/۸۸۹۰۷	۸/۸۵۷۳۵۰	۴/۸۶۱۶۰۹	۲۸/۳۹۱۹۷
۸	۵۶/۰۴۳۴۶	۹/۶۴۹۵۶۳	۶/۰۸۵۶۴۳	۲۸/۲۲۱۳۳
۹	۵۴/۱۶۶۷۱	۱۰/۴۶۱۱۴	۷/۰۹۰۹۵۹	۱۸/۲۸۱۱۹
۱۰	۵۳/۰۲۷۸۵	۱۰/۹۱۵۳۶	۸/۶۷۵۳۲۴	۲۸/۰۹۳۹۶
۲۰	۴۸/۹۵۹۷۸	۱۲/۶۶۳۸۶	۱۱/۷۷۲۸۱	۲۶/۶۰۳۵۶

توابع عکس‌العمل آنی (IRF_s) همانند تجزیه و تحلیل خطای پیش‌بینی 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 حساس هستند، در اینجا نیز از توابع عکس‌العمل آنی پسران و شین (۱۹۹۸)[1] 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 تولید ناخالص داخلی در همان دوره اول به میزان ۴ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) قرار می‌گیرد. پس از آن، تولید ناخالص داخلی به حداکثر مقدار خود در دوره هشتم ۸ درصد بالاتر از تعادل قدیم (وضعیت پایه) قرار می‌گیرد.

1. Hashem Pesaran and Shin (1998)

اثـر تکانـه مذکـور بـر متغـیر بی ثباتی صادراتی با اندکی نوسان مضمحل شده و در بلند مدت در سطح محـور افقـی بـه حالت پایدار دست می‌یابد.اثر تکانه مذکور بر موجودی سرمایه در دوره اول به میزان ۱/۶ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اثر این تکانه به طور صعودی تا دوره نهم افـزایش یافـته و در این دروه به حداکثر افزایش خود حدود ۱۶ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم قرار مـی‌گـیرد. پـس از آن، اثـر این تکانه با اندکی نوسان تا دوره هشتم به طور تدریجی مضمحل شده و در بلند مدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود. اثر تکانه بی‌ثباتی صادراتی بر نهاده عامل‌کار، این متغیر را در دوره اول بـه میزان ۰/۴ درصد افزایش داده و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. بعد از این دوره، اثر تکانـه مذکـور بـر متغـیر عـامل‌کار به سرعت این متغیر را افزایش داده به طوری که در دوره چهارم به حداکثر میزان افزایش ۱/۱ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می‌رساند. پس از آن، تکانه مذکور متغیر نهـاده عـامل‌کار با اندکی نوسان اثر تکانه بی‌ثباتی صادراتی در بلندمدت مضمحل شده و در امتداد خط افـق پـایدار مـی‌شـود.اثـر تکانه بی‌ثباتی صادراتی برمتغیر بی‌ثباتی در همان دوره اول این متغیر را به میزان ۱/۴ درصد افزایش داده، بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این افزایش، در دوره سوم به میزان ۱ درصـد بالغ می‌شود. اما پس از این دوره، تکانه مذکور دارای اثر نوسانی بر این متغیر بوده به طوری که در دوره هشـتم بـه۱/۱۴ درصد پایین‌تر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. پس از آن، مجدداً تکانه مذکور مـنجر بـه افـزایش بـی‌ثباتـی صـادراتی شده، به حداکثر میزان افزایش ۱/۲۲ درصد دوره سیزدهم بالغ می‌شود. پس از آن، بی‌ثباتی به تدریج در بلند مدت مضمحل شده، در امتداد خط افق پایدار می‌شود.

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



جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجایی که قسمت اعظم صادرات کشورمان را محصولات اولیه نظیر نفت خام و مواد اولیه تشکیل می‌دهد و از طرف دیگر، کوچک و وابسته بودن اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی سبب می‌شود در صورت رو به رو شدن با تکانه‌های غیر قابل انتظار و زودگذر در درآمدهای صادراتی چنین محصولاتی به کاهش رقابت پذیری بخش قابل تجارت سنتی منجرشود. برهمین اساس این مقاله، به بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادراتی نفتی (نفت و گاز) برتولید ناخالص داخلی می‌پردازد. 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 مورد بررسی فراهم نمی آورد. از طرف دیگر این مقاله، مبتنی بر استفاده از داده‌های سری‌های زمانی است. اما، از آن‌جایی که اغلب متغیرهای سری‌های زمانی نامانا است، لذا، این امکان وجود دارد که با رگرسیون ساختگی رو به رو شویم. به همین دلیل، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون استفاده شد که نتایج حاکی از $I(1)$ بودن تمامی‌متغیرهای الگو است. در ادامه نیز از رویکرد هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) برای شناسایی روابط کوتاه مدت و بلندمدت و اثرات پویایی استفاده شد. از آن‌جایی 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 الگوی هم انباشته مقید پرداخته و یک رابطه بلند مدت تعادلی مورد تأیید قرار گرفت. مطابق انتظارات نظری، ضرایب نهاده نیروی کار و سرمایه مثبت بوده است. این رابطه بلندمدت تعادلی مذکور، با ثبات بوده به طوری‌که تولید ناخالص داخلی و متغیر بی‌ثباتی صادراتی بخش اعظمی‌از بی‌تعادلی برای رسیدن به یک رابطه بلندمدت تعادلی پایدار را بر عهده دارد. در الگوی کوتاه‌مدت نیز اثر بی‌ثباتی منفی بوده که با نظریه بیماری هلندی که تأکید زیادی بر رابطه منفی میان بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بر رشد اقتصادی دارد،سازگار است. این نتیجه، خصوصاً در رابطه با کشورهایی که از درجه پایین باز بودن اقتصادی برخوردارند(ازجمله اقتصاد ایران)، صادق است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل خطای پیش‌بینی (VDC_s) برای تولید ناخالص داخلی، حاکی از آن است که بعد از این متغیر، موجودی سرمایه سهم مهمی‌در توضیح دهی خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی 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، پیشنهادهای این مقاله به شرح زیر ارائه می‌شود.

۱. شناسایی عوامل اثرگذار بر بی‌ثباتی صادراتی و کنترل کردن آنها در جهت تقویت و توسعه صادرات صنعتی کشور.

۲. از آن‌جایی که غالباً تکانه‌ها 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

جهت خرید دارایی‌های خارجی با بازدهی بالا و یا سرمایه‌گذاری‌های خارجی استفاده شود تا از این طریق، زمانی که بخش صادارت صنعت و معدن با تکانه‌های کاهشی رو به رو شد از طریق درآمد حاصل از چنین سرمایه‌گذاری‌هایی، تأمین مالی و حمایت لازم صورت پذیرد.

۳. تدوین و ایجاد مدیریت دولتی کارآمد به منظور شناسایی و پیش‌بینی مبنی بر زودگذر یا دایمی بودن تکانه‌های درآمدهای صادراتی. زیرا، پیامدهای هر یک از این دو نوع تکانه بر اقتصاد متفاوت است.

۴. رقابتی‌تر کردن کالاهای صنعتی و معدنی برای پرهیز از تکانه‌های زودگذر و یا دایمی درآمدهای صادراتی.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

Barro, R.J and Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. International Editions, MC Graw-HillBook.

Brock, P.L. (1991). Export Instability and the Economic Performance of Developing Countries. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 15, p. 129-47

Bruno, M. and Sachs, J. (1982). Energy and Resource Allocation: a Dynamic Model of the Dutch Disease. *Review of Economic Studies*, vol. 69, p. 845-59.

Cuddington, J. (1986). Commodity Booms, Macroeconomic Stabilisation and Trade Reform in Colombia. *Ensayos Sobre Politocal Economica*, vol. 10, p. 45-100.

Davis, G. A. (1989). Learning to Love the Dutch Disease: Evidence form the Mineral Economies. *World Development*, vol. 23, p. 1765-79.

Dawes, D. (1996). A New Look at the Effects of Export Instability on investment and Growth. *World Review*, vol. 24, P. 1905-1914.

Deaton, A.S. (1991). Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, vol. 59, P. 1221-1248.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time series with a unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, PP, 427-31.

Friedman, M. (1954). The Reduction of Fluctuations in the Incomes of Primary Producers: a Critical Comment. *Economic Journal*, vol. 64, P. 698-703.

Feder, G. (1982). On Exports and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 12, PP, 59-73.

Glezakos, C. (1973). Export Instability and Economic Growth: A Statistical Verification. *Economic Development and Cultural Change*, vol. 21, P. 670-78.

Guillaumont P., Guillamont Jeanneney S. et Brun J. –F. (1997). 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, n° 1, PP.87-107.

Gyimah-Brempong, K. (1991). Export Instability and Economic Growth in Sub-Saharan Africa. *Economic Development and Cultural Change*, vol. 39, P. 815-28.

Johnsen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrated Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, PP, 231-4.

Kemp, M. C. and Liviatan, N. (1973). Production and Trade Patterns under Uncertainty. *Economic Record*, vol. 25, P. 701-803.

Kenen, P. B. and Voivodas, S. (1972). Export Instability and Economic Growth. *Kyklos*, vol. 25, p. 701-803

Lancieri, E. (1978). Export Instability and Economic Development: a Reappraisal. *Banca Nationale del Lavoro*, vol. 125, p. 135-52

Love, J. (1987). Export Instability in Less Developed: Consequences and Causes. *Journal of Economic Studies*, vol. 14, P. 3-80.

Lutz, M. (1994). The effects of Volatility in the Terms of Trade on Output Growth: New Evidence. *World Development*, vol. 22, No 12, December, pp. 1959-75.

Macbean, A. I. (1966). *Export Instability and Economic Development*, George Allen and Unwin, London.

Massel, B.F. (1969). Price Stabilization and Welfare. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 38, p. 284-298.

Massel, B.F. (1970). Export Instability and Economic Structure. *American Economic Review*, vol. 60, pp. 618-630.

Moran, C.(1983). Export Fluctuations and Economic Growth: An Empirical Analysis. *Journal of Development Economics*, Vol. 12, P.195-218.

Nelson, C. and Kang, H. (1981). Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series. *Econometrica*, vol. 49, p. 741-51.

Newbery, D. and Stiglitz, J. (1981). *Theory of Commodity Price Stabilization*, Oxford, Clarendon Press.

Ozler, S. and Harrigan, J. (1988). Export Instability and Growth, Department of Economics, *Working Paper No. 486*, University of California, Los Angeles.

Philips, P.C. B. and Perron, P. (1988). *Testing for a unit Root in Time Series Regression Biometrika*, 75, 335-346.

Ramey, G. and Ramey, V.A. (1995). Cross-Country Evidence in the Link Between Volatility and Growth. *American Economic Review*, vol. 85, No. 5, pp. 1138-51.

Roemer, M. (1985). *Dutch Disease in Developing Coutries: Swallowing Bitter Medicine.* in Lundahl, M. (ed), The Primary Sector in Economic Development, London, Croom Helm.

Salter, W.E.G. (1959). Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects. *Economic Record*, vol. 35, p. 226-38.

Savvides, A. (1984). Export Instability and Economic Growth: Some New Evidence. *Economic Development and Cultural Change*, vol. 32, p. 607-14.

Sinha,D. (1999). *Export Instability, Investment and Economic Growth in Asian Countris:A Time Series Analysis*, Center Discussion Paper, No 799, Yale University.

Tanzi, V. (1986). Fiscal Policy Responses to Exogenous Shocks. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 76, p. 88-91.

Wilson.P. (1994). Export Earnings Instability of Singapore, 1957-1988: A Time Series Analysis. *Journal of Asian Economics* 5 (Fall,): 399-412.

Yotopoulos P.A. and Nugent, J. B. (1976). *Economics of Development: Empirical Investigations*, New York, Harper and Row.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.

سازمان مدیریت و برنامه ریزی. مجموعه آمارسری‌های زمانی. سازمان مدیریت و برنامه ریزی.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی