Archive of SID

مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی)، شماره ۱۷، نیمه دوم سال ۱۳۸۴

آثار بی ثباتی صادراتی بر رشد صنعتی
(مطالعه موردی ایران)

رضا محسنی[۱]

چکیده

از آن جا که قسمت اعظم صادرات غیرنفتی کشورمان را محصولات کشاورزی و سنتی تشکیل می دهد و از طرف دیگر کوچک بودن و وابسته بودن اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی سبب می گردد در صورت مواجه شدن با شوکهای غیرقابل انتظار و زودگذر در آن به کاهش رقابت پذیری صنایع صادراتی بینجامد. برهمین اساس در این مقاله با پیروی از مدل فدر (۱۹۸۲) به بررسی اثر بی ثباتی درآمد صادراتی بر بخش صنعت و معدن در طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۲ پرداخته شده است. تمایز عمده این مقاله با سایر مطالعات را می توان در سه بعد معرفی نمود. اولاً اغلب مطالعات به بررسی تاثیر رابطه بی ثباتی صادراتی بر رشد اقتصادی به صورت جمعی پرداخته شده است ولی به لحاظ این که مدل سازی برروی متغیرهای جمعی می تواند به تورش جمعی سازی منجر گردد و روابط صحیح شناسایی نشود این مطالعه این موضوع را به صورت بخشی مورد مطالعه قرار داده است. ثانیاً تقریباً در تمامی مطالعات قبلی چنین رابطه ای براساس داده های مقطعی صورت پذیرفته است و مشکل کار با این نوع از داده ها آن است که تنها تخمین متوسطی از اثرات را میسر ساخته وهیچ اطلاع بیشتری در باره کشور تحت بررسی نشان نمی دهد به همین دلیل در این مطالعه از داده های سری زمانی استفاده گردیده است. ثالثاً جهت اجتناب از رگرسیون ساختگی از رویکرد نوین اقتصادسنجی سری زمانی، هم انباشتگی جوهانسن(۱۹۸۸) استفاده گردیده است. نتایج حاکی از آن است بی ثباتی صادراتی بر ارزش افزوده و صنعت و معدن به لحاظ این که در بلندمدت رشد تولید به عواملی نظیر جمعیت و بهبود تکنولوژی و نظایر آن بستگی دارد و برون زا فرض می گردد تاثیرنداشته است و تنها درکوتاه مدت بر متغیرها موثر خواهد بود که این اثر در این مقاله منفی ارزیابی گردیده است.

کلید واژه: بی ثباتی صادراتی، رشد صنعتی، سیستم هم انباشتگی، مکانیسم تصحیح خطا.

۱- پژوهشگر مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی

www.SID.ir

Archive of SID

۱ - مقدمه

حیطه وسیعی از مطالعات رابطه بین بی ثباتی صادرات و رشد اقتصادی را که عمدتاً از داده های کشورهای در حال توسعه استفاده نموده اند، مورد تجزیه و تحلیل قرار داده اند. تقریباً تمامی مطالعات قبلی براساس داده های مقطعی صورت پذیرفته است. یک مشکل عمده کار با داده های مقطعی آن است که مطالعات مبتنی بر این نوع از داده ها یک مقدار متوسط اثرات را برآورد نموده و هیچ گونه اطلاعات بیشتری درباره کشورهای تحت بررسی ارائه نمی نماید. تنها مطالعات معدودی نظیر Love(۱۹۹۲) و Wilson(۱۹۹۴) در بررسی چنین رابطه ای از داده های سریهای زمانی استفاده نموده اند. اما در تمامی موارد از جمله دو مطالعه اخیر در رابطه با بررسی نامانایی داده ها تحلیلی صورت نپذیرفته است و این احتمال وجود دارد که رگرسیون های برآوردی در این مطالعات رگرسیون ساختگی باشد. همان طور که در بخش بعدی این مقاله خواهیم دید اغلب داده های مورد بررسی نامانا می باشند، در مقاله حاضر با تاکید بر رویکرد نوین اقتصادسنجی سریهای زمانی در غالب متدولوژی جوهانسن (۱۹۸۸) به بررسی رابطه میان بی ثباتی صادرات و اثر آن بر ارزش افزودهٔ بخش صنعت و معدن در اقتصاد ایران می پردازد. در بخش دوم مقاله رویکرد نظری اثرات کلان و خرد بی ثباتی بر متغیرهای مهم کلان اقتصادی پرداخته می شود. در بخش سوم انواع شاخصهای بی ثباتی معرفی شده و در بخش چهارم به معرفی مبانی نظری مدل پرداخته می شود. در بخش پنجم نیز به تخمین و ارائه نتایج می پردازیم و در نهایت بخش ششم جمع بندی و توصیه های سیاستی ارائه می گردد.

۲ - پی آمدهای کلان بی ثباتی صادراتی

براساس تئوریهای تجارت بین الملل، کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از مزیتهای نسبی و فراوانی نهاده های تولیدی از تخصصهای اولیه اقتصادی منتفع می گردند. همچنین وفور نهاده های تولیدی در این کشورها ورود سرمایه گذاریهای مستقیم خارجی را تشدید نموده است. در همین حال برخی از اقتصاددانان توسعه تخصص گرایی بین المللی[1] را به لحاظ وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی مورد انتقاد قرار می دهند. براین اساس اینان معتقدند که تخصص گرایی بین المللی در کالا برای یک کشور منجر به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی شده اما به دلیل غیرقابل پیش

1) INternational Specialization

www.SID.ir

Archive of SID

بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی در صورت نوسانات شدید در قیمت به بی ثباتی درآمدهای صادراتی انجامیده 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 واسطه ای) رفتار نموده و به لحاظ این که اغلب این کشورها سهم اعظمی از واردات آنان را کالاهای سرمایه ای و واسطه ای که به عنوان یک نهاده تولیدی استفاده می گردد، تشکیل می دهد و منابع تامین مالی این نوع از واردات از محل درآمدهای صادراتی تأمین می گردد، لذا بی ثباتی درآمدهای صادراتی به اختلال در واردات این نوع از نهاده های تولیدی منجر شده و به تبع آن رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می دهد[۱].

تغییرپذیری و نوسانات قیمت منجر به نوسانات کلان اقتصادی گردیده که این امر در اقتصاد عمدتاً در بی ثباتی درآمد ملی ظاهر شده و بیانگر شکاف میان مزیتهای بالقوه و موثر ناشی از تخصص گرایی بین المللی است. در تئوریهای سنتی ادبیات توسعه اقتصادی بر پی آمدهای منفی بی ثباتی کلان اقتصادی تأکید فراوانی گردیده است.[۲] براساس نظریه میردال (۱۹۵۸)[۳] بی ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبنده باشد به تورم در اقتصاد منجر می گردد. همچنین در این شرایط کسری بودجه سیکل متقابلی از خود نشان می دهد. واکنش کسری بودجه که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است اما به دلیل وجود اثر چرخ دنده ای[۴] میان کسری بودجه و بی ثباتی درآمدهای صادراتی رابطه مثبتی مشاهده می گردد. براساس نظریه نرکس(۱۹۶۲)[۵] و قبل از آن کینز (۱۹۳۸)[۶] بی ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانی[۷] در اقتصاد شده که این امر دارای اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه گذاری و پیشرفتهای تکنولوژیکی خواهد داشت. در این رابطه کینز معتقد است نااطمینانی زمانی رخ می دهد که هیچ پایه علمی جهت ارائه هرگونه محاسبات احتمالی وجودنداشته باشد. البته پیشرفتهای اخیر در ادبیات ریسک این امکان را فراهم نموده تا از محاسبات ریسک در این رابطه استفاده گردد. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی توسط هیرشمن (۱۹۵۸)[۸] و فریدمن (۵۷ ، ۱۹۵۴)[۹] مبتنی بر رویکردهای مختلف شدیداً مورد انتقاد قرار گرفت. هیرشمن (۱۹۵۸) مشاهده نمود نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه مدت به طور قابل توجهی واردات کالاهای ساخته شده را کاهش می دهد و این امر به نفع صنایع تولید داخلی

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)

www.SID.ir

Archive of SID

خواهد بود. این منفعت ناشی از اثرات پی آمدهای مثبت راهبرد جانشین واردات [1] بر رشد اقتصادی است. فریدمن در این رابطه اشاره می نماید براساس تئوری درآمد دائمی بی ثباتی درآمدی منجر به افزایش نرخ پس انداز می گردد. لذا آزادسازی بازار کالاهای اولیه سهم درآمدهای صادراتی را از بنگاههای دولتی به بخش خصوصی منتقل می سازد. به همین دلیل است که فرضیه درآمد دائمی فریدمن یکی از محورهای اصلی در مباحث مدیریت ریسک محسوب می گردد.

در این بخش از مقاله به بررسی پیشرفتهای اخیر تئوریهای اقتصادی درباره پی آمدهای بی ثباتی درآمدهای صادراتی بر اقتصاد کلان می پردازد. در ادبیات اقتصادی بررابطه بین بی ثباتی صادرات کالای اولیه و رقابت پذیری [2] در کوتاه مدت تأکید بسیاری صورت پذیرفته است. اما در بلندمدت بی ثباتی اینگونه درآمدها می تواند به نوسانات رشد اقتصادی بینجامد.

● **اثرات کوتاه مدت**

– **تجزیه و تحلیل بیماری هلندی** [3]: چارچوب تئوریکی این تجزیه و تحلیل مبتنی بر یک اقتصاد وابسته کوچک که با شوکهای غیر قابل انتظار و زودگذر در درآمد های صادراتی محصولات اولیه مواجه می باشد قرار دارد. [4] براساس این تئوری تحت چنین شرایط اقتصادی بی ثباتی در درآمدهای صادراتی منجر به کاهش رقابت پذیری بخش قابل تجارت سنتی (کالاهای ساخته شده صنعتی) می گردد. این پدیده اقتصادی به نام بیماری هلندی شناخته شده است. [5]

تئوری بیماری هلندی در دو اثرمخارج [6] و اثر منبع [7] خلاصه می گردد. اگر اقتصاد با یک افزایش غیر قابل انتظار در درآمدهای صادراتی کالاهای اولیه مواجه گردد، به افزایش درآمد و به تبع آن افزایش تقاضای داخلی منجر می شود. واکنش اصلی اقتصاد (در کنار سایر عکس العملهای نهادهای اقتصادی که از واکنش اندکی برخوردارند) در برابر این شوك، افزایش تقاضای نیروی کار (توسط بنگاهها) و به تبع آن افزایش دستمزدها (از سوی کارگران) است. نظر به این که قیمت محصولات در دو بخش قابل تجارت برون زا فرض شده، تنها قیمت محصولات بخش غیر قابل تجارت افزایش می یابد. لذا افزایش دستمزدها سود بخش صادرات سنتی (کالایی) را کاهش می دهد. فرآیند اثرپذیری این شوك بر اقتصاد بیانگر اثر مخارج

1) Import substitution Strategy
2) Competitiveness
3) Dutch Disease Analysis
4) Salter (1959)
5) Gorden & Neary (1982) and Neary&Van Wijnbergen(1986)
6) Spending effect
7) Resource effect

www.SID.ir

Archive of SID

است . اثرگذاری منفی اثر مخارج در بخش قابل تجارت سنتی توسط اثر منبع که منجر به تشدید انتقال نیروی کار از بخشهای قابل تجارت سنتی و غیر قابل تجارت به سایر بخشهای توسعه یافته می شود، می گردد . البته لازم به ذکر است اثر خالص ناشی از اثر مخارج در بخش غیر قابل تجارت مبهم است . لذا در نهایت تأثیر ناشی از شوك غیر قابل انتظار درآمد صادراتی به کاهش ارزش پول و کاهش نرخ واقعی ارز می انجامد و این امر بیانگر کاهش رقابت پذیری کشور در صحنه بین المللی است . نکته ای که در این جا لازم است به آن توجه نمود آن است که تئوری بیماری هلندی تنها در شرایطی که شوکهای درآمدهای صادراتی (افزایش و یا کاهش) موقتی و زودگذر می باشد صادق است . اگر افزایش درآمدهای صادراتی دائمی بوده عکس العمل نرخ واقعی ارز (در این جا یعنی کاهش نرخ واقعی ارز) را در چنین شرایطی می توان بعنوان 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 هزینه های تعدیل با مشکلات متعددی مواجه می گردد .

- نقش بنگاههای دولتی

ادبیات معاصر در رابطه با نقش بنگاههای دولتی بیشتر برروی فقر مدیریت دولتی در درآمدهای صادراتی تأکید می نماید . در این رابطه تانزی (۱۹۸۶)[1] دو نوع واکنش بنگاه دولتی را پیش بینی می نماید :

۱ - بنگاه دولتی ممکن است شوك (افزایش یا کاهش) درآمدهای صادراتی را موقتی و زودگذر فرض نموده به همین جهت این منابع را پس انداز و آن را در بازارهای مالی بین المللی سرمایه گذاری و از منافع حاصل از آن بهره مند می گردند .[2] اگر چه این نوع رفتار بنگاه مطابق انتظار با تئوری درآمد دائمی است اما در عمل به ندرت چنین رفتاری مشاهده می گردد .[3] ۲ - بنگاه دولتی ممکن است شوك درآمدهای صادراتی را دائمی فرض نموده و سرمایه گذاری داخلی را افزایش دهد[4] به کارگیری این فرض، بنگاه را با دو مشکل مواجه می سازد :

---

1) Tanzi (1986).

۲- در این رابطه می توان به تجربه کشور کامرون در مطالعه (۱۹۸۷) Devarajan & de Melo اشاره نمود .

3) Combes(1993)

۴- در این رابطه همچنین می توان به تجربه کشور کلمبیا در مطالعه (۱۹۸۶) Cuddington اشاره نمود .

www.SID.ir

Archive of SID

الف- بازدهی اندك سرمایه گذاریهای دولتی : براساس روش سرمایه گذاری کینز در جایی بنگاه اقدام به سرمایه گذاری می نماید که منحنی عرضه وجوه اعتبارات منحنی امکانات سرمایه گذاری را قطع نماید لذا افزایش درآمدهای صادراتی منجر به انتقال منحنی عرضه وجوه اعتبارات به سمت پایین شده و این امر باعث کاهش بازده سرمایه گذاری بنگاه می گردد. ب- تحمیل هزینه های اضافی در دوره های آتی زمانی که اقتصاد با افزایش درآمد صادراتی مواجه می گردد.

اگر براساس فرض دائمی بودن چنین درآمدهایی اقدام به اجرای پروژه های عمرانی نماید این امر سبب می گردد بنگاههای دولتی در هر دوره متعهد به تأمین مخارج این پروژه ها شده. لذا اگر برخلاف انتظار افزایش درآمد صادراتی زودگذر باشد این منجر به کسری بودجه و ارائه هزینه های مجدد و تکراری جهت تأمین مالی چنین پروژه هایی خواهد گردید.

نکته ای که در این جا می توان به آن اشاره کرد آن است که در برخی کشورها، به لحاظ ویژگیهای بازار در آنان از پی آمدهای ناشی از جهش درآمدهای صادراتی بیشتر بخش خصوصی را منتفع می سازد. در این رابطه می توان به تولید کنندگان قهوه در کشور کنیا اشاره کرد که از افزایش موقتی درآمدهای صادراتی بهره مند شدند.[1] اما ویژگی رقابت ناقص بازارهای سرمایه که ناشی از فقر فرصتهای سرمایه گذاری است در صورت افزایش درآمدهای صادراتی به تشدید فعالیتهای بخش ساختمان که یک بخش غیر قابل تجارت است منجر می گردد. در این رابطه در کلمبیا، نرخهای پس انداز 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، نمی تواند از کارایی لازم برخوردار باشد. به طور کلی براساس نظرات Davis(۱۹۹۵) بیماری هلندی در کشورها عمدتاً ناشی از ناکارآمدی واکنشهای دولت (بخش عمومی) به بی ثباتی درآمدهای صادراتی است. در حقیقت بخش دولتی مسؤول تعدیل اثرات مثبت (یا منفی) بالقوه جهش درآمدهای صادراتی از طریق مداخله و معیارهای حمایتی در اقتصاد است.

- اثرات بلندمدت: تجزیه و تحلیل نظری

زمانی که بی ثباتی های درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی گردد، این امر سبب تغییر عکس العمل عمومی بنگاهها شده و از این رو بر رشد اقتصادی تأثیر می گذارد. تجزیه و تحلیل

www.SID.ir

Archive of SID

نظری در این باره در مطالعه Eaton (۱۹۷۹)، Kemp and Liviatian(۱۹۷۳) ارائه شده است. در این مطالعه، به بررسی اثرات کوتاه مدت ریسک بر تخصیص منابع در غالب تجزیه و تحلیل ایستا پرداخته شده است. Brock (۱۹۹۱) به بررسی تجزیه و تحلیل پویای اثرات بی ثباتی بر رشداقتصادی پرداخته و به نتایج قابل توجهی دست یافت. ویژگی اصلی مدل مورد مطالعه Brock (۱۹۹۱)، به دلیل وجود شوکهای تصادفی برون زا یک فعالیت تولیدی تصادفی را مورد بررسی قرار می دهد. درآمد حاصل از چنین فعالیت تولیدی صرف تامین مالی واردات مصرفی و کالاهای سرمایه ای و انباشت داراییهای بدون ریسک سرمایه خارجی می گردد. یک بنگاه تولیدی ریسک گریز همان طور که ریسک رفتار بهینه اش را زمانی که با یک افزایش میانگین ذخایر در ریسک برون زا مواجه می گردد تعدیل می نماید به طور محتاطانه رفتار می کند(Kimball(۱۹۹۱)). از دیدگاه تکنیکی این رفتار به معنی آن است که منحنی مطلوبیت نهایی فرد (یا بنگاه) ریسک گریز محدب است. لذا در این جا براساس چارچوب پویای مطالعه Kimball (۱۹۹۱) به بررسی پیرامون اثرات بی ثباتی بر پس انداز، سرمایه گذاری، رشد اقتصادی و رفاه می پردازیم.

اثرات ریسک بر پس انداز به لحاظ اهمیت نوعی ریسک که ممکن است ریسک درآمدی عامل کار یا ریسک درآمدی عامل سرمایه باشد متفاوت خواهد بود. تاثیر ریسک درآمدی عامل کار بر پس انداز در شرایطی که عرضه نیروی کار برون زا باشد، واضح است.[1] در این حالت یک بنگاه ریسک گریز زمانی که با یک شوك افزایش در درآمد عامل کار مواجه می شود، پس اندازش را افزایش خواهد داد. این رفتار بنگاه تولیدی به عنوان یک نوع بیمه خود اتکایی در مقابل اثرات ناشی از ریسک عمل می کند و بنگاه تولیدی زمانی که با یک شوك افزایشی درآمدی مواجه شده این درآمد را پس انداز نموده و از آن به عنوان یک درآمد ذخیره برای زمانی که با شوك کاهش درآمدی روبه رو می شود، استفاده می کند. اثرات ریسک درآمد عامل سرمایه بر پس انداز پیچیده و مبهم است. اثرات ریسک درآمد عامل سرمایه همان طوری که یک واحد سرمایه در فرآیند تولید مصرف می گردد دارای تأثیرات متفاوتی خواهد بود. بنابراین یک شوك افزایش ناشی از درآمد عامل سرمایه می تواند منجر به دو اثر متضاد گردد. پی آمد شوك درآمدی عامل سرمایه دارای اثر درآمدی مثبت و اثر جانشینی منفی بر بنگاه تولیدی است.[2] اثر درآمدی عکس العمل بنگاه در زمانی که ریسک افزایش یافته منجر به کاهش پس انداز می شود، نشان می دهد. اثر درآمدی

1) Leland (1987) 2) Sandmo(1970)

www.SID.ir

Archive of SID

واکنش بنگاه که موقعیت خود را نسبت به ریسک کاهش می دهد تشریح می نماید. اگر بنگاه بسیار ریسک گریز بوده در این حالت اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کرده و منجر به افزایش پس انداز بنگاه می گردد. در رابطه با بنگاههای تولیدی کوچک انتظار براین است که رفتار این بنگاهها در مقابل ریسک بسیار محتاطانه باشد، زیرا پی آمدهای افزایش در ریسک ممکن است ماهیت و موقعیت آنان را به مخاطره بیندازد. مدل Brock (۱۹۹۱) مبتنی بر فرضیه بازار سرمایه کامل قرار دارد اما بعدها در مطالعات کشورهای در حال توسعه این فرض مورد تردید قرار گرفت و به جای آن از فرضیه وجود محدودیتهای نقدینگی استفاده گردید.[1] و لذا به جای کاربرد فرضیه درآمد دائمی از فرضیه کنیز مبنی بر این که مصرف جاری به درآمد جاری وابسته است استفاده می گردد. محدودیتهای نقدینگی، پس اندازهای احتیاطی را تا جایی که جیره بندی عرضه اعتبارات منجر به کاهش رفاه گردد افزایش می دهد. (با فرض این که بنگاه ریسک گریز باشد). البته اگر بنگاه حتی ریسک پذیر باشد در هنگام مواجه شدن با محدودیتهای نقدینگی نیز پس اندازهای احتیاطی خود را افزایش خواهدداد. از نظر تکنیکی ریسک گریزی بنگاه شرط کافی جهت افزایش پس اندازهای احتیاطی است و نه شرط لازم. لذا وجود محدودیتهای مذکور منجر به گسستگی در تابع مطلوبیت نهایی می گردد زیرا این فرض نقش مشابهی به جای فرضیه محدب بودن ایفا می نماید.

این گونه پس اندازها می تواند صرف تأمین مالی سرمایه گذاریهای داخلی و یا صرف دارایی های خارجی غیر ریسکی گردد. بدین ترتیب در یک اقتصاد باز تصمیم گیری جهت پس انداز یا سرمایه گذاری می تواند براساس معیارهای متفاوتی صورت پذیرد. براساس تجزیه و تحلیل سبد دارایی ساده کاهش ریسک پذیری فرصتهای سرمایه گذاری به تشویق سرمایه گذاری بنگاه ریسک گریز جهت سرمایه گذاری در کشور منجر می گردد. به طور دقیقتر آثار منفی ریسک بر سرمایه گذاری داخلی زمانی که تصمیمات سرمایه گذاری انعطاف ناپذیر هستند تشدید می گردد. (Dixit (۱۹۹۴)، Pindyck (۱۹۹۱)). این اثر منفی ریسک بر سرمایه گذاریها توسط اثر مثبت ریسک بر بازدهی سرمایه گذاریها تعدیل و یا خنثی گردد. تجزیه و تحلیل سبد دارایی رابطه میان رشد اقتصادی و ریسک را مثبت ارزیابی می نماید. بدین معنی که بنگاهها جهت سرمایه گذاری در میان فرصتهای سرمایه گذاری ریسک پذیر با بازدهی بالا و سرمایه گذاری ریسک گریز (با ریسک پایین) با بازدهی پایین مواجه هستند لذا بنگاه در صورت انتخاب هر یک از این فرصتها هر چه فرصتهای سرمایه گذاری با ریسک بالا را انتخاب نماید منجر به افزایش بیشتر در رشد

1) Deaton (1991)

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی می گردد. رشد یکنواخت[1] به لحاظ این که به عوامل نظیر رشد جمعیت و بهبود تکنولوژی بستگی دارد برون زا فرض می گردد. به همین دلیل، ریسک بر چنین رشدی تأثیر نمی گذارد. در این حالت ریسک تنها یک اثر موقتی و زود گذر بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.[2] ویژگی آخر توضیح صریحی از محدودیت تئوری رشد نئوکلاسیک است. اما چنین ویژگی در ادبیات توسعه یافته اخیر به صورت درون زایی تکنولوژی و عرضه نیروی کار تصریح شده است. بر همین اساس در این حالت این موضوع که ریسک بر رشد یکنواخت تأثیر می گذارد، وجود دارد. از طرف دیگر نرخ پایین سرمایه گذاری بهبود تکنولوژی را مبنی بر این فرضیه که بهبود تکنولوژی تابع مناسبی از مقدار عوامل تولیدی است، کاهش می دهد و در شرایط دیگر این احتمال وجود دارد که ریسک مانع عرضه نیروی کار گردد. در مدل نئوکلاسیکی، ریسک دارای اثر منفی بر سرمایه سرانه رشد یکنواخت می گذارد که به تبع 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 داده های بین المللی است. نتایج حاصل از این مطالعات بسیار پراکنده و واگرا بوده اما به طور کلی می توان ویژگی این مطالعات را به صورت زیر تشریح نمود.

- اغلب مطالعات بی ثباتی آینده نگر[3] (بی ثباتی انتظاری) را از بی ثباتی گذشته نگر[4] (بی ثباتی محقق شده) تفکیک ننموده است. Demeocq و Guillaumont (۱۹۸۹) در این رابطه نشان می دهند که مجزا نمودن این دو نوع بی ثباتی از اهمیت خاصی برخوردار است به طوری که بی ثباتی آینده نگر (ریسک) نقش مهمی را در تصمیمات اقتصادی بنگاه تولیدی ایفا می نماید.
- در اغلب مطالعات در محاسبه شاخصهای بی ثباتی (درآمدهای صادراتی) فرض نموده اند که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی[5] بوده لذا رابطه از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به عنوان معیاری برای بی ثباتی استفاده شده است. Nelson (۱۹۸۱)

1) Steady State
2) Barro and Sala-i- Martin (1995)
3) ex ante
4) ex post
5) Deterministic

www.SID.ir

Archive of SID

and Kang در این رابطه اشاره نمودند که اگر روند متغیر در این حالت استوکاستیک باشد معیار بی ثباتی تورش دار خواهد گردید.

- نمونه های مورد بررسی این مطالعات غالباً متمایز و ناهمگن هستندKnudssen and Parnes (۱۹۷۵) در مطالعه ۲۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۵۸-۱۹۶۸ ، (۱۹۸۶) Yotopoulos and Nugent در مطالعه ۳۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۴۹-۱۹۶۸ و Lim (۱۹۷۶) در فاصله زمانی ۱۹۶۸-۱۹۷۳ نشان دادند، بی ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به افزایش پس انداز می گردد. (۱۹۸۳) Moran در مطالعه خود در فاصله زمانی ۱۹۵۴-۱۹۷۵ در این رابطه نتایج مهم و غیرقطعی را نشان می دهد.
- میرشجاعی(۱۳۷۶) در مطالعه ای با استفاده از الگوی رشد نئوکلاسیک به بررسی رابطه بی ثباتی صادراتی و رشد اقتصادی در گروه کشورهای عضو اپک پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که رابطه بی ثباتی صادراتی و رشد اقتصادی در این گروه از کشورها منفی بوده است. گسکری و همکاران(۱۳۸۴) در مطالعه ای به بررسی تاثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی در ایران مبتنی بر الگوی فدر پرداخته و نتایج وی در الگوهای مختلف و با به کارگیری شاخصهای متعدد بی ثباتی صادراتی بر رشداقتصادی در ایران منفی ارزیابی شده است.

شواهد تجربی مبنی بر اثرات بی ثباتی بر رشد اقتصادی در طول سه دهه گذشته نتایج بسیار متفاوتی را نشان می دهد، به عنوان مثال، در مطالعه(۱۹۷۶) Yotopoulos &Nugent رابطه مثبت مشاهده گردید، در صورتی که در مطالعه(۱۹۷۲) Kenen & Voivodas و (۱۹۶۶) Mc Bean هیچ گونه رابطه ای به دست نیامده است. همچنین در مطالعه (۱۹۷۴)Voivodas، (۱۹۷۸)Lancieri، (۱۹۸۳)Moran، (۱۹۷۳)Glezakos، (۱۹۸۵)Demeocq&guillaumont، (۱۹۸۸) Ozler&Harrigan میان این دو متغیر رابطه عکس مشاهده شده است. چنین تمایزی در نتایج مطالعات اغلب می تواند ناشی از تفاوت در دوره زمانی مورد مطالعه و یا فقدان مدل مناسب باشد. در برخی مطالعات با مفروض بودن چارچوب نظری نئوکلاسیکی، اثر منفی بی ثباتی بررشد اقتصادی حاصل می گردد.[1] (۱۹۹۵)Ramey& Ramey در مطالعه ای عناصر غیر قابل پیش بینی و قابل پیش بینی رشد ناپایدار را همان گونه که در ابتدا به عنوان متغیر ریسک مورد بررسی قرار گرفت، از یکدیگر مجزا و تفکیک نموده اند. براین اساس ایشان در

1) Guillaumont(1994), Guillaumont, Guilloumont, Guillaumont, Burn(1970-1990), Dawes(1996)

www.SID.ir

Archive of SID

تجزیه و تحلیل تجربی رابطهٔ منفی میان ریسک و رشد اقتصادی مشاهده نمودند. این نتایج در مطالعه(۱۹۹۹۱) Gymah&Brempong که در حوزه کشورهای افریقایی صورت پذیرفته، تأیید می گردد. در این مطالعات، این رابطه به عنوان اثر منفی زودگذر بی ثباتی بر رشد اقتصادی تلقی شده و زمانی که این اثر بر رفاه اقتصادی واقع گردد، به اثر دائمی تبدیل خواهد گردید. در پایان شواهد تجربی مبنی بر اثرات بی ثباتی قیمت بر رشد اقتصادی حاکی از وجود رابطهٔ منفی میان این دو متغیر می باشد.[۱]

به طور خلاصه، مطالعات تجربی مبتنی بر داده های بین المللی و تجزیه و تحلیلهای نظری (بیماری هلندی) و به طور سازگار و هماهنگ همگی تأکید زیادی بر رابطه منفی میان بی ثباتی درآمدهای صادراتی بررشد اقتصادی نموده اند این نتیجه خصوصاً در رابطه با کشورهای افریقایی(که از درجه پایین باز بودن اقتصادی برخوردارند) صادق است. پیشرفتهای نظری عمیقی در رابطه درك اثرات ناشی از بی ثباتی با به کارگیری ابزارهای کنترلی استوکاستیک به منظور ارتقا و بهبود این موضوع صورت پذیرفته است. شاخصهای بی ثباتی زمانی که براساس متغیرهای تجارتی موزون گردید به طور قابل توجهی برارزش مناسبتری را ارائه می نمایند.[۲] به نظر می رسد زمانی که مدل متغیرهای کنترلی مناسبی (نظیر رشد صادرات و درآمد سرانه اولیه) را در بر گیرد نتایج واقع گرایانه تر و قویتری را ارائه می نماید.

- پی آمدهای خرد بی ثباتی صادراتی

در این نوع از تجزیه و تحلیل پرسش اولیه این است که آیا بی ثباتی قیمت به بی ثباتی درآمد منجر می گردد یا خیر. البته جواب این پرسش به طور صریح در کشورهای گیرنده- قیمت[۳] مثبت است. هر چند که منابع بی ثباتی قیمت (یعنی شوك های عرضه یا تقاضا)، در بی ثباتی قیمتها و مقادیر کالاها نقش متفاوتی ایفا می نمایند اما در مجموع به بی ثباتی درآمد تولید کنندگان منجر می گردد. در کشورهای گیرنده- قیمت در هر حالتی که صادر کننده کالای تجاری و یا صادر کننده کالای غیر تجاری باشند بی ثباتی قیمت در دو شرایط مختلف شکل می گیرد یکی در شرایط بی ثباتی تقاضا و دیگری در شرایط بی ثباتی عرضه. در شرایط بی ثباتی تقاضا قیمتها و مقادیر دارای رابطه مستقیم با یکدیگر بوده لذا بی ثباتی قیمت به نفع بی ثباتی درآمدی است؛ به عبارت دیگر در این حالت بی ثباتی به افزایش درآمد منجر می گردد. در

1) Lutz(1994), Gillaumont, Guillaumont, Guillaumont, Jeanneney and alii(1999).
2) Demecoq and Gillaumont(1989), Guillaumont(1994), Dawes(1996).
3) Price-Taker

www.SID.ir

Archive of SID

شرایط بی ثباتی عرضه محتمل ترین حالت ممکن این خواهد بود که بی ثباتی قیمت می تواند به تثبیت درآمد تولیدکنندگان منجر گردد.[۱] بی ثباتی قیمت به ازای برخی مقادیر خاص کشش های قیمتی تقاضا تولید کنندگان را منتفع می سازد. به عنوان مثال زمانی که کشش قیمتی تقاضایی برای تولید یک بنگاه در فاصله ۰/۵ تا ۱ قرار دارد بی ثباتی قیمت به افزایش یا کاهش ناپایداری درآمد تولید کننده می انجامد. در سایر شرایط بی ثباتی قیمت، متوسط درآمد و بی ثباتی آن را در یک زمان مشابه افزایش می دهد و بالعکس. پرسش بعدی در این نوع از تجزیه و تحلیل چگونگی تأثیر بی ثباتی بر رفاه تولید کنندگان است. مطالعات پیشرو در پاسخ به این پرسش از مفاهیم مازاد کالایی مارشالی سنتی استفاده نموده اند.[۲] در توسعه اخیر ادبیات اقتصادی در پاسخ به آن ترجیحاً از تجزیه و تحلیل هزینه فایده استفاده نموده اند. بدین ترتیب در این حالت هزینه ریسک به عنوان میزانی که تولید کنندگان جهت اجتناب از بی ثباتی از طریق طرح بیمه رسمی با غیر رسمی (جهت پوشش پرمیوم ریسکی) تمایل به پرداخت دارند، تعریف می گردد. هزینه ریسک نیز به نحوه رفتار و نگرش بنگاه به ریسک بستگی دارد به عنوان مثال اگر بنگاه ریسک گریز باشد، هزینه ریسک دارای همبستگی مثبت با آن خواهد داشت. اما وجود هزینه بالای ریسک به این معنا که می بایست فرآیند تثبیت به لحاظ روند چنین هزینه هایی هم در سطح ملی[۳] و هم در سطح بین المللی[۴] اجرا گردد، نمی باشد.

۳- بررسی شاخصهای بی ثباتی

در این بخش از مقاله به بررسی انواع روشهای محاسباتی جهت تخمین شاخص بی ثباتی صادرات غیرنفتی در طول دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۲ می پردازیم. به طور کلی یک توافق عمومی بر روی معیار سنجش بی ثباتی صادراتی وجود ندارد. لذا در مطالعات متعدد به لحاظ به کارگیری شاخصهای بی ثباتی مختلف نتایج نیز متفاوت می باشد.

اولین شاخص برای محاسبه بی ثباتی صادراتی استفاده از انحراف معیار ضریب متغیر زمان در رگرسیون لگاریتم صادرات بر زمان می باشد[۵]. X بیانگر صادرات و t زمان می باشد.

1) Newbrry and Stiglitz (1981). 2) Oi(1961), Massel(1969).

۳- ر.ك به مطالعه Bonjean(۱۹۹۴) در کشور ساحل عاج و Braverman et al (۱۹۹۰).

4) Newbery and Stiglitz(1981)

۵- در تخمین معادله روند آنچه که باید یک محقق همواره به آن توجه نماید آن است که می بایست بهترین فرم تبعی که برای ←

www.SID.ir

Archive of SID

$$Lnx_t = a + bt + e_t$$

دومین شاخص بی ثباتی صادراتی رگرسیون ضریب تغییرات[1] درآمدهای صادراتی است. بدین ترتیب که ابتدا لگاریتم درآمدهای صادراتی بر روی زمان و توان دوم آن برآورد می گردد. سپس ضریب تغییرات متغیر روند درآمد صادراتی به عنوان شاخص بی ثباتی استفاده می گردد. با فرض این که X درآمد صادراتی باشد می توان نوشت:

$$\log x = a_{\circ} + a_1 Time + a_2 Time^2 + u_t$$

انحراف معیار روند صادرات / میانگین = C.V = $Inst_1$

سومین شاخص بی ثباتی صادراتی استفاده از میانگین قدرمطلق تفاوت بین درآمدهای صادراتی واقعی از روند آن که برحسب مقادیر روند درآمدهای صادراتی نرمال گردیده، می باشد. لذا این شاخص بی ثباتی را می توان به صورت زیر تعریف نمود.

$$INST_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{E_t - \hat{E}_t}{\hat{E}_t}$$

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 می گردد. T تعداد سالهای مورد بررسی است.

چهارمین شاخص بی ثباتی 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:

$$INST_3 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\log E_t - \log \hat{E}_t)^2$$

داده های هر کشور مناسب می باشد انتخاب گردد. در این رابطه فرم های تبعی متعددی جهت تخمین معادله روند نظیر فرم خطی، لگاریتم خطی، نمایی(هندسی)، درجه دوم و همچنین نیمه لگاریتمی مورد بررسی قرار گرفته است. در تمامی موارد فرم رگرسیونی نیمه لگاریتمی درآمد صادراتی بر روی زمان و توان دوم آن نتایج بهتری بر حسب واریانس رگرسیون، انحراف معیار ضرایب و دقت پیش بینی نسبت به سایر فرم های تبعی از خود نشان داده است. ((۱۹۹۱)-Kwabena Gyimah (Bermpong

1) Coefficient of Variation

www.SID.ir

Archive of SID

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

پنجمین شاخص[1] بی ثباتی صادراتی استفاده از میانگین حسابی قدر مطلق مقادیر تغییرات یک سری زمانی که نسبت به روند زمانی آن متغیر تحویل گردیده، است. این شاخص به صورت یک درصدی از متوسط تمام مشاهدات تفسیر می گردد. این شاخص عبارت خواهد بود از:

$$\bar{x} = \frac{100}{\bar{x}} \cdot \frac{\sum_{t=2}^{n} \left| x_t - x_{t-1} - b \right|}{n-1}$$

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

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

$$IS_m = \sqrt{\frac{\sum u_i^2}{n/z}} \qquad u_i = \frac{\hat{x}}{x_t - (\beta_0 + \beta_1 x_t)}$$

هفتمین شاخص در محاسبه بی ثباتی صادراتی استفاده از واریانس مقادیر فصلی صادرات به عنوان شاخصی جهت ارائه یک شاخص بی ثباتی در سال است.

هشتمین شاخص مبتنی بر قدر مطلق انحراف صادرات از روند آن که توسط روند صادرات نرمال گشته و بر تعداد سالها در سری زمانی تقسیم گردیده است. فرمول این شاخص عبارت است از:

$$I^* = \frac{\sum_{t=1}^{n} \frac{\left| x_t - \hat{x}_t \right|}{\hat{x}_t}}{n}$$

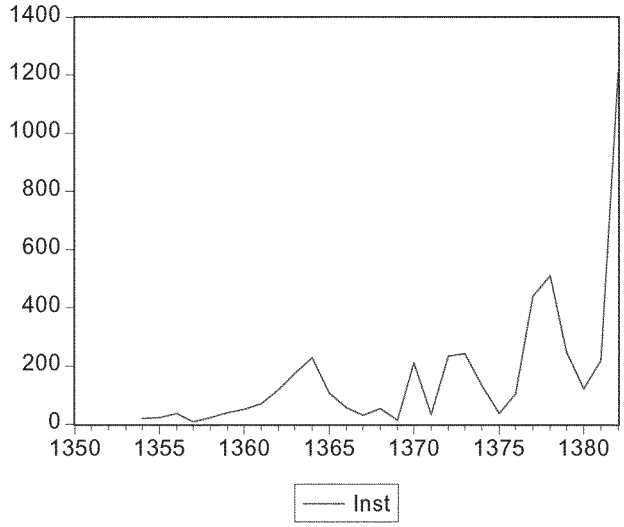
1) Constantine Glezakos (1988).

www.SID.ir

Archive of SID

نهمین معیار بی ثباتی که توسط لاو (۱۹۹۲) پیشنهاد شده به کارگیری قدر مطلق انحراف صادرات از میانگین متحرك پنج ساله آن ((MA(۵) است .

در این مقاله از نهمین معیار بی ثباتی که توسط لاو (۱۹۹۲) برای مطالعات سریهای زمانی پیشنهاد شده ، مورد استفاده قرار می گیرد . این امر به این دلیل است که دیگر شاخصها غالباً جهت مطالعات مقطعی طراحی شده است . همچنین در اغلب محاسبه شاخصهای بی ثباتی فرض نموده اند که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی بوده لذا رابطه از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به عنوان معیاری برای بی ثباتی استفاده شده است . (۱۹۸۱) Nelson and Kang در این رابطه اشاره نمودند که اگر روند متغیر در این حالت استوکاستیک باشد معیار بی ثباتی تورش دار خواهد گردید . نمودار (۱) روند تحول شاخص بی ثباتی (صادرات غیرنفتی) مذکور را در طول زمان نشان می دهد . نمودارمعیار بی ثباتی انتخابی بیانگر آن است که به با اتخاذ سیاستهای تعدیل اقتصادی از سال ۱۳۷۰ به بعد درآمدهای صادرات غیرنفتی از نوسانات شدیدی برخوردار بوده و این امر با اتخاذ سیاستهایی نظیر یکسان سازی ارزی و آزادسازی تجاری در طول۱۳۷۵-۱۳۸۲ شدت نوسانات این شاخص افزایش یافته است .



نمودار (۱) روند تحول شاخص بی ثباتی

۴- چارچوب تجزیه و تحلیل

چارچوب تحلیلی این مقاله مبنی بر دیدگاه طرفه عرضه از تغییرات در محصول کل قرار دارد . جهت

www.SID.ir

Archive of SID

انجام این امر از یک حیطه وسیع و گسترده از مطالعات تجربی پیرامون منابع رشد اقتصادی استفاده می گردد.[۱] درون چنین چارچوب تحلیلی که رشد جمعی اقتصاد از طریق تابع تولید به تغییرات در سرمایه و نیروی کار نسبت داده شده است، Chenery et al(۱۹۷۰)، Michalapoulos and Jay(۱۹۷۳)، Tyler(۱۹۸۱)، Balassa(۱۹۷۸) یک شاخص از عملکرد صادراتی را به عنوان متغیر توضیحی به تابع تولید تعمیم داده اند. با پیروی از این موضوع، چارچوبی که در آن براساس یک استدلال منطقی جهت لحاظ نمودن متغیرهای صادرات در منابع معادله رشد فراهم آورده، توسعه داده می شود.

از آن جایی که این تجزیه و تحلیل روی تخصیص منابع غیربهینه بالقوه میان صادرات و بخشهای صادراتی تمرکز دارد، از این روی اقتصاد را به دو بخش جدا تقسیم می کند: 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 براین تولید بخش غیر صادراتی نیز به حجم تولید صادراتی بستگی دارد. این نوع فرمول بندی منافع حاصل از صادرات را بر روی سایر بخشها[۲] نظیر توسعه کارایی و مدیریت رقابت بین المللی، معرفی تکنیکهای تولیدی پیشرفته، به کارگیری نیروی کار با کیفیت بالا، جریان یکنواخت نهاده های وارداتی، و . . . را نشان می دهد. این اثرات به عواید خارجی[۳] معروف است زیرا چنین اثراتی در قیمتهای بازار منعکس نمی گردد. این اثرات خارجی به صورت زیر در معادله رشد ترکیب می گردد:

$$N = F(K_n, L_n, X) \qquad (۱)$$

$$X = G(K_x, L_x) \qquad (۲)$$

به طوری که: N =کالاهای غیرصادراتی. X = صادرات. Kn , Kx = موجودی سرمایه کار بخشی. Ln , Lx = نیروی کاربخشی.

از آن جایی که داده های مربوط به تخصیص بخشی عوامل تولید اولیه قابل دست یابی نبوده، لذا جهت این امر مستلزم آن است که تصریحی را که امکان تخمین بهره وری نهایی بخشی را با استفاده از داده های جمعی فراهم سازد به کار گرفت. این موضوع را می توان به صورت زیر تشریح نمود:

فرض کنید نسبت بهره وری عامل نهایی مربوطه را در هر دو بخش به اندازه δ بزرگتر از واحد بوده

۱- رجوع کنید به: Hagen and Hawrylyshyn (۱۹۶۹)، Robinson (۱۹۷۱)، Feder (۱۹۸۲).

2- Kessing(1979) 3- Externalities

www.SID.ir

Archive of SID

باشد یعنی :

$$(G_k/F_k) = (G_l/F_l) = l + \delta \qquad (۳)$$

به طوری که زیرنویس K , L نشان دهنده، مشتق جزئی تابع بخش صادراتی و غیرصادراتی به عوامل تولید می باشد. درصورت نبود اثرات خارجی و به ازای یک مجموعه معین از قیمتها، در شرایطی که δ=۰ گردد یک تخصیص منابعی که تولید ملی را حداکثر می سازد، نشان می دهد. اما بنابه برخی دلایل، بهره وری نهایی عامل تولید احتمالاً در بخش غیرصادراتی کمتر است. (یعنی δ > ۰). یکی از مهمترین دلایل محیط رقابتی تری است که بنگاههای با جهت گیری صادراتی در آن فعالیت می نمایند. زیرا توسعه، رقابت، نوآوری، سازگاری و مدیریت کارآمد منابع بنگاه و . . . را به همراه می آورد. از دلایل دیگر جهت اختلاف بهره وری نهایی عوامل تولید بخشی می توان به قوانین متعدد و متفاوت و محدودیتهایی نظیر محدودیتهای اعتباری و جیره بندی ارز خارجی اشاره نمود.[1] همچنین نااطمینانیها و بی ثباتی مربوط به بنگاههای صادراتی می تواند از جمله دلایل تفاوت بهره وری نهایی میان بخشی باشد. تفاوتهای بهره وری که ناشی از اثرات خارجی بوده همان گونه که در بالا به آن اشاره گردید، در δ وارد نمی گردند. با دیفرانسیل گیری از معادله های(۱) و (۲) خواهیم داشت :

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

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

به طوری که Ix , In به ترتیب سرمایه گذاری ناخالص بخشی $L^{\bullet}_{n}$ و $L^{\bullet}_{n}$ تغییرات بخشی در نیروی کار بوده و F_x عواید خارجی نهایی ناشی از صادرات را بر روی تولید بخش غیرصادراتی نشان می دهد. اگر تولید ناخالص داخلی را با Y نمایش دهیم و از آن جایی که بر حسب تعریف Y= N+X می باشد می توان نوشت :

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

یعنی رشد تولید ناخالص داخلی برابر مجموع رشد دو بخش صادراتی و غیر صادراتی می باشد با جای گذاری معادله های (۳) تا (۵) در معادلهٔ (۶) خواهیم داشت.

1) Balassa (1977).

www.SID.ir

Archive of SID

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

$$= F_k(I_n + I_x) + F_l(\dot{L_n} + \dot{L_x}) + F_x.\dot{X} + \delta(F_k.I_x + F_l.\dot{L_x}) \qquad (۷)$$

سرمایه گذاری کل را $(I_n + I_x \equiv I)$ و رشد کل نیروی کار را $(\dot{L_n} + \dot{L_x} \equiv \dot{L})$ تعریف می کنیم. با استفاده از معادله های (۳) و (۵) می توان 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 جای گذاری این نتیجه در معادلهٔ (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 Bruno (۱۹۶۸) 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 می توان نوشت:

$$F_l = \beta(Y/L) \qquad (۱۰)$$

لذا با تقسیم معادله بر Y و بافرض این که $F_k \equiv \alpha$ باشد بعد از برخی ساده سازی ها خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha(\frac{I}{Y}) + \beta(\frac{\dot{L}}{L}) + \left[\frac{\delta}{1+\delta} + F_x\right].(\frac{\dot{X}}{X})(\frac{X}{Y}) \qquad (۱۱)$$

فرمول بندی معادله (۱۱) اساس کار تجربی بخش بعدی مقاله را تشکیل خواهد داد. لازم به ذکر است که اگر بهره وری نهایی در طول بخشهای یکسان باشد، δ=۰ خواهد شد و اگر اثرات خارجی درون بخشی نیز وجودنداشته باشد. F_x = ۰ می گردد، بدین ترتیب معادله (۱۱) به مدل آشنایی نئوکلاسیک از مدل منابع رشد تبدیل می گردد. درحالت عمومی تر، جمله $\left[\frac{\delta}{1+\delta} + F_x\right]$ احتمالاً برای کشورهای کمتر توسعه یافته (LDC) غیرصفر است. تحت فرمول بندی ارائه شده در معادلهٔ (۱۱) پارامتر α به عنوان بهره وری نهایی سرمایه در بخش غیرصادراتی به جای بهره وری نهایی سرمایه در کل اقتصاد تفسیر می گردد. در این جا $TMPK_x$ را به عنوان افزایش کل GDP ناشی از افزایش نهایی در سرمایه که در بخش صادراتی تخصیص یافته است و $TMPK_x$ را بعنوان افزایش GDP ناشی از افزایش نهایی در نیروی کار

www.SID.ir

Archive of SID

بخش صادراتی است. بنابراین می توان نشان داد.

$$(TMPL_x - F_l)/G_l = (TMPK_x - F_x)/G_x = \delta/(1+\delta) + F_x \qquad (۱۲)$$

معادله (۱۲)، تفسیر جمله آخر در سمت راست معادله (۹) را تشریح می نماید.[۱] و تفاوت بین افزایش نهایی GDP ناشی از عوامل به تولید بخش صادراتی را نشان می دهد. لذا تفسیر معادله منبع رشد (معادله (۱۱)) به طور ساده عبارت خواهد بود از این که نرخ رشد GDP تابعی از انباشتگی عوامل تولید (یعنی رشد سرمایه و نیروی کار) و منافع ناشی از انتقال عوامل تولید از بخش با بهره وری پایین (غیرصادراتی) به بخش با بهره وری بالا (صادراتی) است.

۵- نتایج تجربی

به هنگام تجزیه و تحلیلهای هم انباشتگی خواص آماری متغیرها از اهمیت زیادی برخوردار است. در واقع روش هم انباشتگی سازگاری میان خواص آماری متغیرهای دستگاه را با تئوری آزمون می کند. متغیرهای اقتصادی عموماً نامانا و دارای روند تصادفی هستند. ترکیب خطی سری های نامانا نیز در حالت کلی یکی سری ناماناست. اما هم انباشتگی یک استثنا بر این قاعدهٔ عمومی محسوب شده و ارتباط نزدیکی با تئوری اقتصادی دارد. زیرا تئوری اقتصادی متضمن مانا بودن ترکیبی از متغیرهای اقتصادی (نامانا) می باشد. به همین دلیل این تجزیه و تحلیل از دو آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)(۱۹۷۹) و فلیپس - پرون (۱۹۸۸) جهت بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل استفاده می گردد. جهت آزمونهای معرفی شده در بالا از آمارهای سری زمانی که توسط سازمان مدیریت و برنامه ریزی و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در طول سالهای ۱۳۵۰-۱۳۸۲ منتشر شده، استفاده می شود. متغیر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن (Vaddi-m) به قیمت ثابت سال ۶۱ بوده، متغیر Lki-m موجودی سرمایه بخش صنعت و معدن به قیمت ثابت سال ۶۱ می باشد و Li-m اشتغال در بخش صنعت و معدن را نشان می دهد. پیشرفتهای نظری عمیقی در رابطه درك اثرات ناشی از بی ثباتی با به کارگیری ابزارهای کنترلی استوکاستیک به جهت ارتقا و بهبود این موضوع صورت پذیرفته است. شاخصهای بی ثباتی زمانی که براساس متغیرهای تجاری محاسبه گردد به طور قابل توجهی برازش مناسبتری را ارائه

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

www.SID.ir

Archive of SID

می نمایند.[1] به همین دلیل در این مطالعه متغیر Inst به عنوان شاخص بی ثباتی براساس پیشنهاد لاو(۱۹۹۲) به صورت قدر مطلق انحراف صادرات از میانگین متحرك پنج ساله آن محاسبه گردیده، استفاده شده است. متغیر صادرات نفت و گاز(Loil&Gas) نیر به لحاظ وابستگی شدید اقتصاد در مدل به طور برون زا تصریح شده است (به دلیل I(۱) بودن متغیر به صورت تفاضل مرتبه اول لحاظ گردید). نتایج حاصل از این دو آزمون در جدول (۱) حکایت از نامانا بودن متغیرهای دستگاه دارند به طوری که کلیه متغیرها I(۱) بوده و حاوی یک ریشه واحد یا روند تصادفی هستند. (تمامی متغیرها به جز متغیر بی ثباتی به صورت لگاریتمی هستند.)

جدول (۱) آزمون ریشه واحد

آزمون	ADF TEST		PP TEST		تصمیم گیری
متغیر	C+T	C	C+T	C	
Lli_m	ADF(۱)= -۱,۸۷۳۸	ADF(۱)= -.٦١٩١٥	-۲,۸۳۰٤	-۱,۲۷۸۳	نامانا
D(Lli_m)	ADF(۱)= -٤,٦٤٨٤		-٦,۲۷۹٦		مانا
Lki_m	ADF(۱)= -۲,۷۲۹۱	ADF(۱)= -۱,۳٤۷۹	-۳,۲۰٥٥	-۲,٦٦٥٤	نامانا
D(Lki_m)	ADF(۱)=-۳,۹۸٤۳		-۳,۸۲۷٥		مانا
Lvaddin_m	ADF(۱)= -۲,۷۹۷۱	ADF(۱)= -.۲٤۱٥۲	-۳,٤۰۷٦	-۲,۲٥۹۲	نامانا
D(Lvaddi_m)	Adf(۱)=-۳,۸۰۷٦		-۷,۰۲۳۷		مانا
Loil&Gas	ADF(۱)= -۱,٤۰۸۹	ADF(۱)=۰,۲۷۰٦۱	-۲,۱۲۰٦	-.۸۳٦٥۹	نامانا
D(Loil&Gas)	DF=-٤,۷۹۲۲		-٥,٥۷۱۹		مانا
Inst	ADF(۲)= -۱,۳٥٤۰	ADF(۲)= ۰,۳۸٥۱٤	-۱,٤۰۲٦	-.۰۰۱٥٥	نامانا
D(Inst)	ADF(۲)= -۹,٦۲۱۳		-۹,۰٦۷٤		مانا

تذکر : تمامی متغیرها در شکل تفاضل مرتبه اول در سطح پنج درصد معنی دارند.

تحلیل های هم انباشتگی به روش جوهانسن (۱۹۸۸) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه «P» در الگوی VAR می باشد. لذا جهت این امر از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار بیزین شوارز (SC)، معیار هنن کوئین (HQ)، معیار خطای پیش بینی نهایی (FPE) و آزمونهای نسبت درست نمایی تعدیل شده LR استفاده می گردد. آماره های مذکور برای طول وقفه های ۴ ، . . . ، ۱ = P در جدول (۲) ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می گردد معیارهای SC, FPE, LR طول وقفه را ۲ = P و معیارهای

1) Demecoq and Gillaumont (1989), Guillaumot(1994), Dawes(1996).

www.SID.ir

Archive of SID

FPE، ,SC AIC و HQ طول وقفه را P = ۴ تعیین می کند. لذا با توجه به سالانه بودن داده ها و با در نظر داشتن ملاحظات حجم نمونه در آزمون هم انباشتگی و برآورد روابط تعادلی، طول وقفه P = ۲ انتخاب می گردد.

جدول (۲) آماره های آزمون و معیارهای انتخاب در درجه دستگاه VECM

درجه یا طول وقفه P / معیار	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	–	۲۷۱۳٫۴۷۳	۱۹٫۲۵۵۹۴	۱۹٫۶۴۸۶۳	۱۹٫۳۶۰۱۲
۱	۱۲۳٫۰۵۵۱	۱۱٫۵۲۶۸۴	۱۳٫۷۵۲۸۸	۱۴٫۹۳۰۹۴	۱۴٫۰۶۵۴۲
۲	۳۷٫۳۵۹۱۲*	۳٫۶۰۴۱۲۸	۱۲٫۴۱۷۷۱	۱۴٫۳۸۱۱۳	۱۲٫۹۳۸۶۱
۳	۸٫۷۹۶۵۰۶	۸٫۹۶۴۰۳۸	۱۲٫۸۷۱۳۹	۱۵٫۶۲۰۱۸	۱۳٫۶۰۰۶۵
۴	۲۲٫۸۷۹۷۲	۲٫۲۷۸۶۲۰*	۱۰٫۳۹۱۴۴*	۱۳٫۹۲۵۶۰*	۱٫۳۲۹۰۵*

انتظارات نظری حاکی از آن است که رشد یکنواخت در اقتصاد به لحاظ این که به عواملی نظیر رشد جمعیت و بهبود تکنولوژی بستگی دارد، بی ثباتی بر چنین رشدی اثری نمی گذارد، در این حالت بی ثباتی نیز یک اثر موقتی و زودگذر بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.[1] به همین دلیل در مدل سازی رابطه بلندمدت ضریب متغیر بی ثباتی صادراتی در این رابطه برابر صفر گردیده به عبارت دیگر رابطه بلندمدت به صورت مقید برآورد گردید اما این متغیر نیز در رابطه کوتاه مدت تصریح گردیده است. همچنین رابطه بلندمدت نیز نسبت به متغیر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن نرمال گردیده است. همچنین به لحاظ اثرگذاری درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز بر رشد اقتصادی، این متغیر به صورت برون زا در مدل تصریح گردید. جدول (۳) نتایج آزمونهای هم انباشتگی را به ازای طول وقفه P = ۲ نشان می دهند. آزمون تریس یک رابطه بلندمدت تعادلی و آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز یک رابطه بلندمدت تعادلی در سطح معنی داری ۵٪ را نشان می دهد.

جدول (۳) آزمونهای هم انباشتگی

آزمون تریس			آزمون ماکزیمم مقدار ویژه		
مقداربحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	مقداربحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۶۲٫۹۹	۸۸٫۵۳	r ≥ 1	۳۱٫۴۶	۵۶٫۵۹	r = 1	r = 0
۴۲٫۴۴	۳۱٫۹۴	r ≥ 2	۲۵٫۵۴	۱۸٫۰۴	r = 2	r ≤ 1
۲۵٫۳۲	۱۳٫۸۹	r ≥ 3	۱۸٫۹۶	۱۱٫۵۸	r = 3	r ≤ 2
۱۲٫۲۵	۲٫۳۰	r ≥ 4	۱۲٫۲۵	۲٫۳۰	r = 4	r ≤ 3

1) Barro and Sala -i- Martin (1995)

www.SID.ir

Archive of SID

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

جدول (۴) رابطه بلند مدت تعادلی

$LVADDi-m = 2/660 + 0/293758LKi-m + 1/694700LLi-m$ (۰/۱۴۳۷۲) (۰/۱۸۶۹۸) (۰/۳۵۱۵۰)
آزمون قیود $Chi-Squre(1) = 0/123574(0/725)$

چنان که انتظار می رفت نیروی کار و موجودی سرمایه هردو دارای اثر مثبت بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن است . کشش نیروی کار برابر ۱/۶۹ بوده که نسبت به کشش عامل سرمایه (۰/۲۹) بزرگتر می باشد و این امر حاکی از کاربری این بخش است . همچنین آزمون قیود مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر بی ثباتی در بلندمدت پذیرفته شده و حاکی از آن است که این متغیر در بلندمدت بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن اثر نخواهد داشت .

جدول (۵) برآورد ضرایب تعدیل یا Loading factors را نشان می دهد . این ضرایب سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادلهای دستگاه یا جملات تصحیح خطا اندازه گیری می کنند . 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 غیر این صورت تضمینی برای هم انباشتگی متغیرهای دستگاه وجود نخواهد داشت .

جدول (۵) ضرایب تعدیل

	LVADDi–m	*LKi–m*	*LLi–m*	*inst*
ecm	-۰/۰۳ (۰/۲۳)	-۰/۱۴ (۰/۱۲)	-۰/۲۷ (۰/۰۹)	-۰/۱۰ (۰/۱۱)

* اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است

در دستگاه مورد بحث متغیر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن نسبت به عدم تعادل ارزش افزوده با ضریب۰/۰۳- تعدیل می شود . متغیر موجودی سرمایه و نیروی کار نسبت به عدم تعادل با ضریب۰/۱۴- و ۰/۲۷- تعدیل می شوند . متغیر بی ثباتی صادراتی نیز با ضریب ۰/۱۰- تعدیل شده و مقدار آن نیز

www.SID.ir

Archive of SID

حکایت از سرعت تعدیل بی ثباتی نسبت به عدم تعادل مذکور دارد.

در تحلیلهای هم انباشتگی برخلاف رویکردهای سنتی اقتصادسنجی، ساختارهای کوتاه مدت و بلندمدت به طور صریح از یکدیگر تفکیک می شوند. الگوی کوتاه مدت تحصیح خطا یک مکانیسم باز خور تلقی شده که مطابق آن متغیر وابسته (ارزش افزوده صنعت و معدن) نسبت به عدم تعادل دستگاه تعدیل می گردد. در واقع مکانیسم باز خور مذکور حصول به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می کند. قضیه نمایش گرنجر به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مجموعه ای از متغیر ها مستلزم یک الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت است. این موضوع یک مبنای کاملاً آماری داشته و هیچ ربطی به تئوری های اقتصادی ندارد. معادله تصحیح خطای ارزش افزوده صنعت و معدن در حالت عمومی به صورت زیر تصریح می شود.

$$\Delta LVADDi-m=\gamma_{\circ}+\gamma_1\sum_i\gamma_{1i}\ \Delta LKi-m_{t-i}+\gamma_2\sum_i\gamma_{2i}\ \Delta LLi-m_{t-i}+$$
$$\gamma_3\sum\gamma_{3i}\ \Delta INST_{t-1}+ecm(-1)+V_t$$
$$V_t\ \approx\ iid(0,\delta^2)$$

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

جدول (۶) ECM برای معادله ارزش افزوده

$$\Delta LVADDi-m=-0.039+0/153\Delta(LVADDi-m(-1))+0/068\Delta(LVADDin-mi(-2))-0/082\Delta(LKi-m(-1))$$

(۰/۲۶۳) (۰/۲۴۹) (۰/۹۶۰)

(۰/۵۸۴) (۰/۲۷۴) (-۱۰۲/۰)

$$-0/084\Delta LKi-m(-2)+2/093\Delta(LLi-m(-1))+0/793\Delta(LLi-m(-2))-7/65\Delta(Inst(-1))-1/64\Delta(Inst(-2))$$

(۰/۴۰۶) (۰/۷۶۶) (۰/۷۴۹) (۱/۲۰) (۱/۴۰)

(-۰/۲۰) (۲/۷۳۴) (۱/۰۵۸) (-۰/۶۲۱) (-۱/۱۷)

$$-0/666\,ECM(-1)$$

(۰/۳۲۸)

(-۲/۰۳۱)

در کوتاه مدت زمانی که بی ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی گردد، این امر به تغییر عکس العمل عمومی بنگاهها انجامیده و از این رو بر رشد اقتصادی تأثیر می گذارد. در الگوی

www.SID.ir

Archive of SID

کوتاه مدت نیز اثر بی ثباتی منفی بوده[1] که سازگار با تئوری بیماری هلندی که تأکید زیادی بر رابطه منفی میان بی ثباتی درآمدهای صادراتی بر رشد اقتصادی نموده اند، می باشد. این نتیجه خصوصاً در رابطه با کشورهایی که از درجه پایین باز بودن اقتصادی برخوردارند، صادق است.[2] 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 عدم علیت متغیرهای الگو شده به سمت متغیر ارزش افزوده صنعت و معدن است. این امر به مفهوم درون زایی متغیر وابسته (ارزش افزوده صنعت و معدن) است.

آزمون معنی دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که براساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) صورت می پذیرد همان طورکه ذکر گردید 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. لذا VDCs را می توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نام گذاری کرد. در این روش سهم تکانه های واردشده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می گردد. به طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آن گاه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه های وارد شده به متغیرهای الگوی 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 صنعت و معدن را برای ۵۰ دوره (سال)، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر ارزش افزوده صنعت و معدن در کوتاه مدت (سال اول و دوم)، میان مدت (سال سوم تا هفتم) و بلندمدت (از سال هشتم به بعد) نشان داده می شود. همانطور که ملاحظه می گردد، نوسانات ارزش افزوده صنعت و معدن در افق های زمانی مختلف زمانی عمدتاً توسط تکانه های

۱- این نتیجه همچنین در مطالعات Ozler & Harrigan (۱۹۸۸)، Demecceocq & Guillaumont (۱۹۸۵)، Gymah-Brempong (۱۹۹۱) مشاهده گردیده است.

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

www.SID.ir

Archive of SID

مربوط به خود این متغیر توضیح داده می شود. در واقع این تکانه ها که شامل سیاستهای صنعتی، تغییرات تکنولوژیکی و نظایر آن می گردد، بیش از ۹۶ درصد واریانس خطای پیش بینی ارزش افزوده صنعت و معدن را در کوتاه مدت توضیح می دهند. این سهم در میان مدت به حدود ۷۹ درصد و در بلند مدت به حدود ۶۴ درصد بالغ می گردد که در طول زمان ثابت مانده و پویایی های ویژه ای را به نمایش نمی گذارد. در این رابطه متغیر نهاده نیروی کار در درجه دوم اهمیت قرار دارد به طوری که در کوتاه مدت حدود ۲/۶ درصد و در میان مدت حدود ۸/۴ درصد و در بلند مدت حدود ۵ درصد خطای پیش بینی ارزش افزوده صنعت و معدن را توضیح می دهد. متغیر موجودی سرمایه در درجه سوم اهمیت قرار داشده به طوری که در کوتاه مدت حدود ۱ درصد و در میان مدت حدود ۸/۳ درصد و در بلند مدت حدود ۵ درصد خطای پیش بینی ارزش افزوده صنعت و معدن را توضیح می دهد. و در نهایت متغیر بی ثباتی صادراتی در کوتاه مدت ۰/۱ درصد و در میان مدت حدود ۳/۵ درصد و در بلند مدت ۴ درصد خطای پیش بینی ارزش افزوده صنعت و معدن را توضیح می دهد. از نتایج فوق همانطور که در الگوی کوتاه مدت نتیجه مبنی بر کاربر بودن تولیدات صنعت و معدن نتیجه گرفته شد مجدداً مورد تأیید قرار می گیرد چراکه نهاده نیروی کار سهم قابل توجهی (بعد از ارزش افزوده صنعت و معدن) در توضیح دهی دستگاه بر عهده دارد.

جدول (۷) تفکیک خطای پیش بینی متغیر ارزش افزوده صنعت و معدن

سال	لگاریتم ارزش افزوده صنعت و معدن	لگاریتم موجودی سرمایه	لگاریتم نیروی کار	شاخص بی ثباتی صادراتی
۱	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۹۲/۲۲۱۳۳	۲/۱۸۷۲۰	۵/۳۷۰۸۷۳	۰/۲۱۸۰۸۲
۳	۸۳/۲۳۳۵۳	۴/۶۶۲۸۹۶	۹/۲۳۹۸۵۰	۲/۸۶۳۷۲۳
۴	۸۰/۷۸۷۶۰	۶/۰۶۰۲۷۳	۹/۱۸۶۴۲۱	۳/۹۶۵۷۰۴
۵	۸۰/۵۱۱۵۲	۷/۵۰۸۸۵۱	۸/۴۶۸۷۹۱	۳/۵۱۰۸۳۷
۶	۷۸/۳۵۹۷۲	۱۰/۱۴۱۰۶	۸/۰۳۸۰۷۶	۳/۴۶۱۱۴۶
۷	۷۵/۳۰۱۹۱	۱۳/۲۹۴۰۶	۷/۴۸۵۱۴۹	۳/۹۱۸۸۷۷
۸	۷۲/۹۴۹۶۷	۱۶/۲۳۹۵۳	۶/۸۶۲۲۷۵	۳/۹۴۸۵۲۱
۹	۷۰/۷۰۳۲۴	۱۹/۰۷۲۲۰	۶/۳۳۲۳۲۵	۳/۸۹۲۲۴۱

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول (۷)

سال	لگاریتم ارزش افزوده صنعت و معدن	لگاریتم موجودی سرمایه	لگاریتم نیروی کار	شاخص بی ثباتی صادراتی
۱۰	۶۸/۴۵۱۹۰	۲۱/۶۶۹۳۵	۵/۸۹۳۵۳۷	۳/۹۸۵۲۱۸
۱۱	۶۶/۶۷۰۰۴	۲۳/۷۴۰۹۷	۵/۵۵۳۳۸۶	۴/۰۳۵۶۰۴
۱۲	۶۵/۳۸۹۲۱	۲۵/۲۷۹۷۵	۵/۳۰۸۲۴۰	۴/۰۲۲۸۰۴
۱۳	۶۴/۴۷۱۱۷	۲۶/۳۵۹۴۶	۵/۱۳۱۸۱۴	۴/۰۳۷۵۵۸
۱۴	۶۳/۹۱۱۵۰	۲۷/۰۱۷۷۵	۵/۰۰۹۸۰۱	۴/۰۶۰۹۵۸
۱۵	۶۳/۶۶۱۲۲	۲۷/۳۴۴۶۱	۴/۹۲۸۶۹۷	۴/۰۶۵۴۷۶
۵۰	۶۳/۸۷۰۰۵	۲۷/۱۵۳۹۸	۴/۹۱۰۵۶۷	۴/۰۶۵۴۰۳

در این رابطه جهت تجزیه و تحلیل سهم هر متغیر بر روی تغییر متغیر بی ثباتی صادراتی در طول زمان به بررسی سهم نوسانات هر متغیر به تکانه وارد شده بر متغیر بی ثباتی صادراتی می پردازیم. جدول (۸) تفکیک خطای پیش بینی متغیر بی ثباتی صادراتی را برای ۵۰ دوره (سال)، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر بی ثباتی صادراتی در کوتاه مدت سال اول و دوم) میان مدت (سال سوم تا هفتم) و بلند مدت (از سال هشتم به بعد) نشان داده است. همان طور که ملاحظه می گردد، نوسانات بی ثباتی صادراتی در افقهای مختلف زمانی عمدتاً توسط تکانه های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می شود. در واقع این تکانه ها (شامل سیاستهای آزاد سازی، محدودیتهای صادراتی، تغییرات تکنولوژی و نظایر آن) در کوتاه مدت حدود ۸۰/۲۹ درصد در میان مدت حدود ۸۷/۳۷ درصد و در بلندمدت حدود ۷۱/۶۰ درصد واریانس خطای پیش بینی بی ثباتی صادراتی را توضیح می دهند. این سهم در طول زمان ثابت مانده و پویایی های ویژه ای را به نمایش نمی گذارد. دراین رابطه سهم متغیر ارزش افزوده صنعت و معدن در درجه دوم اهمیت قرار دارد به طوری که در کوتاه مدت حدود ۶/۸ درصد و در میان مدت حدود ۷/۲۹ درصد و در بلند مدت حدود ۹/۴۵ درصد از واریانس خطای پیش بینی متغیر بی ثباتی صادراتی را تشریح می نماید. این سهم در بلند مدت مسیر پایداری را دنبال می نماید. سهم متغیر موجودی سرمایه در رتبه سوم قرار داشته به طوری که در کوتاه مدت به ۶/۳۲ درصد و درمیان مدت به ۶/۹۱ درصد و در بلند مدت به ۱۱/۵۹ درصد بالغ می گردد. در نهایت نهاده نیروی کار در کوتاه مدت حدود ۶/۴۸ درصد و در میان

www.SID.ir

Archive of SID

مدت حدود ۷/۴۱ درصد و در بلند مدت نیز حدود ۷/۳۵درصد از واریانس خطای پیش بینی بی ثباتی صادراتی را تشریح می نماید.

جدول (۸) تفکیک خطای پیش بینی متغیر بی ثباتی صادراتی

سال	لگاریتم ارزش افزوده صنعت و معدن	لگاریتم موجودی سرمایه	لگاریتم نیروی کار	شاخص بی ثباتی صادراتی
۱	۷/۳۳۵۱۲۰	۵/۵۷۳۶۰۶	۶/۸۵۸۸۶۳	۸۰/۲۳۲۴۱
۲	۶/۴۴۲۶۸۶	۷/۰۸۶۱۹۷	۶/۱۱۶۹۰۰	۸۰/۳۵۴۲۲
۳	۶/۲۳۸۱۶۴	۷/۲۵۴۴۸۴	۷/۱۱۱۶۲۷	۷۹/۳۹۵۷۲
۴	۶/۱۷۰۴۷۷	۶/۷۱۱۵۶۷	۷/۴۷۷۰۳۲	۷۹/۶۴۰۹۳
۵	۷/۲۸۳۶۳۴	۶/۷۰۰۸۹۶	۷/۴۲۸۵۳۳	۷۸/۵۸۶۹۴
۶	۸/۲۶۵۸۲۸	۶/۵۸۴۴۱۴	۷/۴۰۶۰۶۴	۷۷/۷۴۳۶۹
۷	۸/۵۰۹۲۸۰	۷/۳۱۵۳۷۷	۷/۶۵۸۵۵۴	۷۶/۵۱۶۷۹
۸	۸/۷۹۱۲۹۳	۷/۸۴۹۷۶۲	۷/۵۶۱۸۷۹	۷۵/۷۹۷۰۷
۹	۹/۱۳۳۹۲۰	۸/۳۵۱۰۱۲	۷/۴۹۲۵۸۷	۷۵/۰۲۲۴۸
۱۰	۹/۲۴۶۰۳۲	۹/۳۹۷۷۸۵	۷/۳۸۹۶۳۴	۷۳/۹۶۶۵۵
۱۱	۹/۲۲۳۱۰۱	۱۰/۲۸۳۲۰	۷/۲۹۷۴۴۱	۷۳/۱۹۶۲۶
۱۲	۹/۲۳۰۸۵۱	۱۰/۷۹۴۷۵	۷/۳۱۷۰۵۰	۷۲/۶۵۷۳۵
۱۳	۹/۲۲۴۱۷۵	۱۱/۲۱۶۶۳	۷/۲۹۶۱۰۷	۷۲/۲۶۳۰۸
۱۴	۹/۲۰۱۶۶۰	۱۱/۴۸۲۷۱	۷/۲۷۸۸۷۱	۷۲/۰۳۶۷۶
۱۵	۹/۱۹۷۶۷۰	۱۱/۵۶۱۷۶	۷/۲۹۳۸۳۵	۷۱/۹۴۶۷۳
۵۰	۹/۶۳۷۶۲۷	۱۲/۱۲۲۳۹	۷/۳۵۶۷۹۰	۷۰/۸۸۳۱۹

توابع عکس العمل آنی (IRF_s) همانند VDC_s یک نمایش میانگین متحرك از الگوی VAR یا VECM می باشد. IRF_s رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می دهند. این تکانه ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می شوند، لذا به آنها تکانه یا ضربه واحد می گویند. مبدأ مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت

www.SID.ir

Archive of SID

پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده از تابع عکس العمل آنی پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می گردد. از آن جایی که توابع عکس العمل آنی متعامد به قرار گرفتن متغیرها حساس می باشند در این جا نیز از توابع عکس العمل آنی پسران و شین(۱۹۹۸)[1] استفاده می گردد. نمودارهای (۲) تأثیر تکانه یا ضربه ای به اندازه یک انحراف معیار به بی ثباتی صادراتی را بر متغیرهای دستگاه نشان می دهد. همان طور که ملاحظه می گردد به دنبال تکانه مذکور، متغیر بی ثباتی صادراتی در همان دوره اول به میزان ۹ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) قرار می گیرد. پس از آن بی ثباتی صادراتی ۸ درصد پایین تر از تعادل قدیم (وضعیت پایه) قرار می گیرد. اثر تکانه مذکور بر متغیر بی ثباتی صادراتی با اندکی نوسان مضحل شده و در بلند مدت در سطح صفر به حالت پایدار دست می یابد.

اثر تکانه بی ثباتی صادراتی بر ارزش افزوده صنعت و معدن در همان دوره به میزان ۲درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می گیرد. اثر این تکانه به طور صعودی تا دوره پنجم افزایش یافته و در این دروه به حداکثر افزایش خود حدود ۵ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم قرار می گیرد. پس از آن اثر این تکانه با اندکی نوسان تا دوره هشتم به طور تدریجی مضمحل شده و در بلند مدت در امتداد خط افقی پایدار می گردد.

اثر تکانه بی ثباتی صادراتی بر نهاده موجودی سرمایه، این متغیر را در دوره اول و دوم به میزان۰/۴ درصد کاهش داده و پایین تر از وضعیت پایه قرار می دهد. بعد از این دوره اثر تکانه مذکور بر متغیر موجودی سرمایه به سرعت این متغیر را افزایش داده به طوری که در دوره یازدهم به حداکثر میزان افزایش ۰/۱۹ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می رساند. پس از آن تکانه مذکور متغیر موجودی سرمایه را به صفر تنزل داده و مجدداً با اندکی نوسان اثر تکانه بی ثباتی صادراتی در بلندمدت مضمحل شده و در امتداد خط صفر پایدار می گردد.

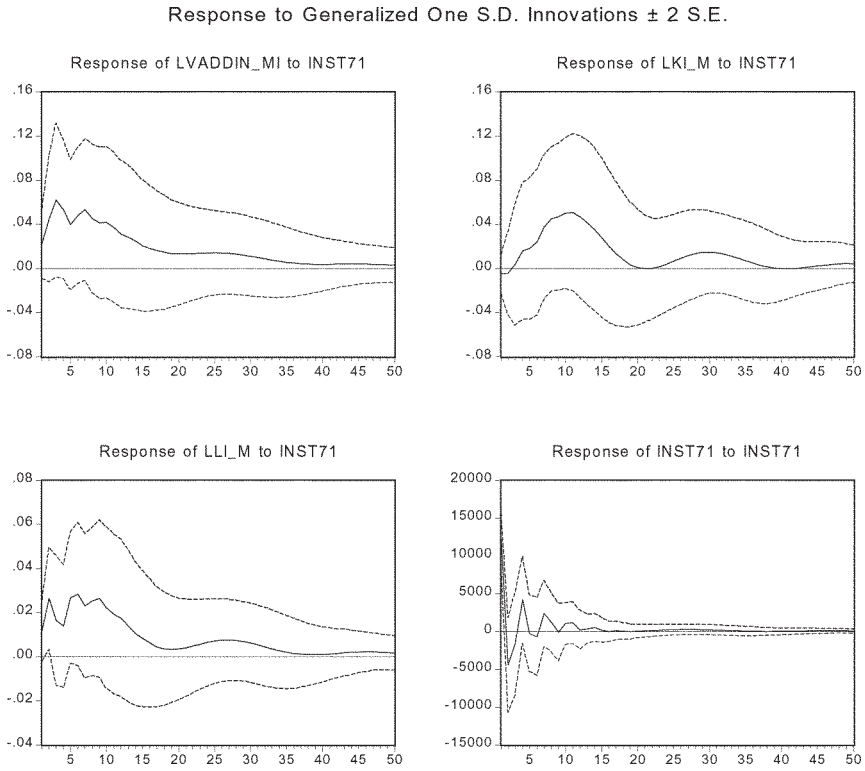
اثر تکانه بی ثباتی صادراتی بر نهاده نیروی کار در همان دوره اول این متغیر را به میزان ۰/۱ درصد افزایش داده و بالاتر از وضعیت پایه قرار می دهد. این افزایش در دوره دوم به میزان ۰/۲ درصد بالغ می گردد. اما پس از این دوره تکانه مذکور دارای اثر کاهشی بر این متغیر بوده بطوریکه در دوره چهارم به ۰/۱۳ درصد پایین تر از وضعیت تعادل قدیم می رسد. پس از آن مجدداً تکانه مذکور منجر به افزایش

1) Pesaran and Shin(1998).

www.SID.ir

Archive of SID

نهاده نیروی کار گردیده و به حداکثر میزان افزایش ۰/۲۸ درصد بالغ می گردد. پس از آن نهاده نیروی کار با کمی نوسان تا دوره دهم، سیر نزولی پیدا کرده و به تدریج در بلند مدت مضمحل شده و در امتداد خط افق پایدار می گردد.



نمودار (۲) توابع عکس العمل آنی تعمیم یافته ناشی از تکانه وارد بر بی ثباتی صادراتی بر متغیرهای دستگاه

۶- جمع بندی و نتیجه گیری

از آن جایی که قسمت اعظم صادرات کشورمان را محصولات اولیه نظیر نفت خام و مواد اولیه تشکیل می دهد و از طرف دیگر کوچک و وابسته بودن اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی سبب می گردد در صورت مواجه شدن با شوك های غیر قابل انتظار و زودگذر در درآمدهای صادراتی چنین محصولاتی به کاهش رقابت پذیری بخش قابل تجارت سنتی می گردد. برهمین اساس در این مقاله به بررسی تأثیر بی ثباتی صادراتی بر ارزش افزوده صنعت و معدن پرداخته شد. علت این بررسی به صورت بخشی آن

www.SID.ir

Archive of SID

است که در اغلب مطالعات به تأثیر رابطه بی ثباتی صادراتی بر رشد اقتصادی بصورت جمعی پرداخته شده ولی به لحاظ این که مدل سازی بر روی متغیرهای جمعی می تواند به تورش جمعی سازی منجر گردد و روابط صحیح شناسایی نگردد این مطالعه نیز این موضوع را به صورت بخشی مورد مطالعه قرارداده است. از طرف دیگر اغلب مطالعات گذشته به صورت داده های مقطعی مورد بررسی قرار گرفته یک مشکل با داده های مقطعی آن است که این مطالعات یک رابطه میانگین را مورد برآورد قرار می دهند و چنین رابطه ای اطلاع زیادی در رابطه با کشورهای تحت بررسی فراهم نمی سازد. یک نوآوری دیگر این مقاله استفاده از داده های سریهای زمانی است. اما از آن جایی که اغلب متغیرهای سریهای زمانی نامانـاست لـذا ایـن امکان وجود دارد که با رگرسیون ساختگی مواجه گردیم به همین دلیل از آزمونهای ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون استفاده گردید که نتایج حاکی از I(۱) بودن تمامی متغیرهای مدل می باشد. در ادامه نیز از رویکرد هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) جهت شناسایی روابط کوتاه مدت و بلندمدت و اثرات پویایی استفاده گردید. از آن جایی که رشد اقتصادی در بلندمدت تابعی از عوامل نظیر جمعیت و . . . . بوده لذا بی ثباتی صادراتی نمی تواند بر چنین رابطه بلندمدتی اثر بگذارد به همین دلیل به تخمین یک مدل 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 و کاربر بودن بخش صنعت و معدن نتیجه گردید. این امر در نتایج تجزیه خطای پیش بینی (VDC_s) ارزش افزوده صنعت و معدن مورد تأییدقرار گرفت. ایـن رابطه بلندمدت تعادلی مذکور با ثبات بوده به طوری که متغیر بی ثباتی صادراتی و نیروی کار بخش اعظمی از عدم تعادل جهت حصول به یک رابطه بلندمدت تعادلی پایدار را بر عهده دارد. در کوتاه مدت نیز اثر متغیر بی ثباتی مثبت بوده این امر بدین معنی است که در این حالت بنگاه دولتی بی ثبـاتـی در درآمـدهـای صادراتی را دائمی فرض نموده و سرمایه گذاری داخلی را افزایش می دهد.

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل خطای پیش بینی (VDC_s) برای ارزش افزوده صنعت و معدن حاکی از آن است که بعد از خود این متغیر، نهاده عامل کار سهم مهمی در توضیح دهی خطای پیش بینی ارزش افزوده صنعت و معدن دارد و حاکی از تجزیه خطای پیش بینی بی ثباتی صادراتی بعد از خود این متغیر که سهم قابل توجهی در توضیح دهی نوسانات دارد، نهاده نیروی کار نیز در درجة دوم اهمیـت قـرار دارد. نتایج تکانه ای به اندازه یک انحراف معیار بر بی ثباتی صادراتی نشان می دهد که اثر این تکانه بر متغیر های دستگاه بعد از اندکی نوسان در بلندمدت به سطح پایدار تعادلی دست می یابد.

www.SID.ir

Archive of SID

در پایان پیشنهادهای این مقاله به شرح زیر ارائه می گردد.

۱ - شناسایی عوامل اثرگذار بر بی ثباتی صادراتی و کنترل نمودن آنان در جهت تقویت و توسعه صادرات صنعتی کشور.

۲ - از آن جایی که غالباً شوك ها و درآمدهای افزایش ناگهانی در بخش صادرات کشور زودگذر بوده و با توجه به ساختار اقتصادی ایران (کوچک و قیمت پذیر بودن) مناسب است از چنین درآمدهای زودگذری جهت خرید داراییهای خارجی با بازدهی بالا و یا سرمایه گذاریهای خارجی استفاده گردد تا از این طریق زمانی که بخش صادارت صنعت و معدن با شوك های کاهشی مواجه گردید از طریق درآمد حاصل از چنین سرمایه گذاریهایی، تامین مالی و حمایت لازم صورت پذیرد.

۳ـ تدوین و ایجاد مدیریت دولتی کارآمد جهت شناسایی و پیش بینی مبنی بر زودگذر یا دائمی بودن شوك های درآمدهای صادراتی. چرا که پی آمدهای هر یک از این دو نوع شوك بر اقتصاد متفاوت است.

۴ - رقابتی تر کردن کالاهای صنعتی و معدنی جهت اجتناب از شوك های زودگذر و یا دائمی درآمدهای صادراتی.

منابع و مآخذ

- میرشجاعی، فخری(۱۳۷۶)، بی ثباتی صادرات و رشداقتصادی در کشورهای عضو اوپک، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره۴.

- گسکری، ریحانه و همکاران(۱۳۸۴)، بی ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصاد ایران، شماره۲۴.

- ترازنامه بانک مرکزی ج.ا. ایران، شماره های متعدد.

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

www.SID.ir

Archive of SID

- 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.

- DEMEOCQ M. et P. GUILLAUMONT (1983), Export Instability and Development: a Summary Review of the Literature, Mimeo, University of Clermont I, CERDI.

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

- DIXIT A. 1994 Investment under Uncertainty, Chichester and Princeton University Press.

- EDWARDS S. (1986), "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.

- FAFCHAMPS M. (1992), "Cash crop production, food price volatility, and rural market integration in the third world", American Journal of Agricultural Economics, February, P. 90-99.

- FRIEDMAN, M. (1954), "The Reduction of Fluctuations in the Incomes

www.SID.ir

Archive of SID

of Primary Producers: a Critical Comment", Economic Journal, vol. 64, P. 698-703.

- FRIEDMAN, M. (1957), Theory of the Consumption Function, Princeton, Princeton University Press.

- GERSHON FEDER (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., GUILLAUMONT 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, no l, 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.

- HIRSCHMAN A. O. (1958), The Strategy of Economic Development, New Haven, Yale University Press.

- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", Journul of Economic Dynamics and Control, 12, PP, 231-4.

- KEMP M. C. and N. LIVIATAN (1973), "Production and Trade Patterns under Uncertainty", Economic Record, vol. 25, P. 701-803.

- KENEN, P .B. and S. VOIVODAS (1972), "Export Instability and Economic Growth", Kyklos, vol. 25, p. 701-803

- KIMBALL M.(199), "Precautionary Saving in the Small and in the

www.SID.ir

Archive of SID

Large" , Econometrica,vol.58,p.53-73.

- KNUDSEN O. and A. PARNES (1975), Trade Instability and Economic Development, Lexington, Lexington Books.

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

- LELAND H. F. (1968), "Saving and Uncertainty: the Precautionary Demand for Saving", Quarterly Journal of Econnomics, vil. 82, p. 465-73

- LIM D. (1976), "Export Instability and Ecconomic Growth: A Return to Fundamentals", Oxford Bulletin Economics and Statistics, vol. 38, p. 311-322

- 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.

- MAC BEAN A. I. (1966), Export instability and economic development, George Allen and Unwin, London.

- MAC BEAN A. I. And D. T. NGUYEN (1988), "Export Instability and Growth Perfromance" in Greenaway, D. (ed), Economic Development and International Trade, New York, St. Martin's.

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

- MASSELL 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

www.SID.ir

Archive of SID

Empirical Analysis", Journal of development Economics, Vol. 12, P.195-218.

- NELSON C. and H. KANG (1981),"Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series", Econometrica, vol. 49, p. 741-51.

- NEWBERY D. and J. STIGLITZ (1981), Theory of Commodity Price Stabilization, Oxford, Clarendon Press.

- NURKSE R. (1962), Equilibrium and Growth in the World Economy, Cambridge, Harvard University Press.

- OI W. Y. (1961), "The Desirability of Price Instability under Perfect Competition", Econometrica, vol. 29, no l, p. 58-61.

- OZLER, S and J. HARRIGAN (1988), Export Instability and Growth, Department of Economics, Working Paper no 486, University of California, Los Angeles.

- PHILLIPS, P.C. B. and P. perron (1988), "Testing for a unit Root in Time series Regression Biometrika, 75, 335-346.

- PINDYCK R. S. (1991), "irreversibility, Uncertainty and Investment", Journal of Economic Literature, vol. 29, p. 1110-148.

- RAMEY G. and V.A. RAMEY (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 Medicing Bitter Medicine", in Lundahl, M. (ed), The Primary Sector in Economic Development, London, Croom Helm.

- ROSENZWEIG M.R. AND H.P. BINSWANGER (1993), "Wealth, Weather risk and the composition and profitability of agricultural investments", Economic Journal, 103, January, p. 56-78.

www.SID.ir

Archive of SID

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

- SANDMO A. (1970), “The Effect of Uncertainty on Saving Decisions”, Review of Economic Studies, vol. 37, p. 353-60.

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

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

- YOTOPOULOS P.A. and J. B. NUGENT (1976). Economics of Development: Empirical Investigations, New York, Harper and Row.

www.SID.ir