

نااطمینانی صادرات و سرمایه‌گذاری

لیلا احمدی^۱

رقیه ترکی سمایی^۲

چکیده

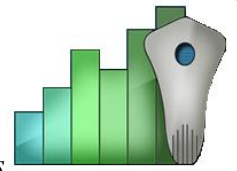
سهم صادرات غیرنفتی ایران نسبت به کل صادرات کشور بسیار ناچیز است و نمی‌تواند کمبود درآمدهای نفتی را جبران کند. عدم توجه به صادرات غیرنفتی و نبود یک سیستم منظم صادراتی و نیز عدم سرمایه‌گذاری مولد ارز، باعث شده تا صادرات غیرنفتی ایران بسیار کم و در عین حال به دلیل ویژگی رقابت ناقص بازار چینی محصولات با نااطمینانی همراه باشد. این مقاله، با هدف بررسی تأثیر نااطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه دوره زمانی (۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹) انجام شده است. متغیرهای نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و واردات نیز به عنوان متغیرهای توضیحی برای بررسی در نظر گرفته شده اند. پس از آزمون ایستایی همه متغیرها، برای اندازه‌گیری متغیر نااطمینانی صادرات از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون $GARCH(2,1)$ استفاده شده است و سرانجام، با تعین وقفه بهینه و تعداد روابط بلند مدت، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) ارائه گردیده است. بر اساس نتایج به دست آمده، دو متغیر نااطمینانی صادرات و تورم در بلند مدت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از خود نشان می‌دهند، در صورتی که تأثیر دو متغیر تولید ناخالص داخلی و واردات بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مثبت ارزیابی شده است.

طبقه بندی JEL : O47 و E00

واژگان کلیدی: نااطمینانی صادرات، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مدل تصحیح خطای برداری (VECM).

^۱ دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران ahmadi1626@yahoo.com

^۲ دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران roghayehorkisamaei@yahoo.com



۱. مقدمه

سرمایه گذاری یکی از اجزای تقاضای کل در هر کشوری است که بعد از مصرف، مهم ترین ولی بی ثبات ترین جزء از اجزای تقاضای کل می باشد، لذا آن را یکی از دلایل نوسانات ادواری می دانند. اغلب نظریه های مربوطه از یک طرف به بی ثباتی این متغیر و از طرفی به تأثیر انکارناپذیر آن بر رشد اقتصادی اشاره می کنند. در ایران هدف سیاست های دولت در جهت افزایش سرمایه گذاری بخش خصوصی بوده و دولت با اعمال قوانین و سیاست هایی همچنان افزایش سرمایه گذاری بخش خصوصی را به عنوان یکی از برنامه های خود مدنظر قرار داده است اما به دلیل غیر قابل پیش بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، بی ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به نااطمینانی^۳ در اقتصاد شده که این امر، اثرات منفی (و گاهی اوقات اثر مثبت) بر تصمیمات سرمایه گذاری و پیشرفت های تکنولوژیکی خواهد داشت. ریچارد هارتمن^۴ (۱۹۷۲) و ابل^۵ (۱۹۸۵) دریافتند وقتی که تابع سود نسبت به قیمت ها محذب است، افزایش در نااطمینانی قیمت، سرمایه گذاری بنگاه رقابتی را افزایش می دهد. آنها معتقدند در حالتی که تولید نهایی سرمایه تابعی فزاینده از قیمت ها باشد، نااطمینانی قیمت، سرمایه گذاری را افزایش می دهد. از سوی دیگر ادبیات اخیر در رابطه با برگشت ناپذیری سرمایه گذاری توسط پیندیچک^۶ (۱۹۸۸) نشان داده است که افزایش در نااطمینانی، سرمایه گذاری را کاهش می دهد که نتیجه ای از بازارهای کامل می باشد. به همین منظور در این مقاله، رابطه نااطمینانی صادرات غیر نفتی و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران بررسی می شود.

در بخش بعدی مقاله ابتدا، به مباحث نظری اثرات بی ثباتی بر متغیرهای مهم اقتصادی در سطح خرد و کلان به همراه شواهد تجربی پرداخته می شود. در بخش سوم، مبانی نظری سرمایه گذاری و نااطمینانی بیان می شود. در بخش چهارم، مطالعات انجام شده در رابطه با نااطمینانی و سرمایه گذاری ارائه می گردد. در بخش پنجم نیز به نحوه محاسبه نااطمینانی صادرات غیر نفتی و برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته ها می پردازیم و در نهایت جمع بندی و نتیجه گیری ارائه می شود.

۲. پیامدهای کلان بی ثباتی صادرات

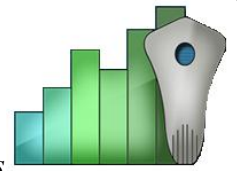
بر اساس نظریه های تجارت بین الملل، کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از مزیت های نسبی و فراوانی نهاده های تولیدی از تخصص های اولیه اقتصادی بهره مند می شوند. همچنین وفور نهاده های تولیدی در این کشورها ورود سرمایه گذاری های مستقیم خارجی را تشدید کرده است. به دلیل غیر قابل پیش بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، در صورت نوسانات شدید قیمت، درآمدهای صادراتی نیز دستخوش بی ثباتی شده و این امر، اثر منفی بر کل اقتصاد خواهد گذاشت. به عبارت دیگر، در کشورهای در حال توسعه، صادرات به عنوان یک نهاده تولیدی (مواد اولیه و واسطه ای) رفتار می کند. زیرا در اغلب این کشورها سهم اعظم واردات را کالاهای سرمایه ای و واسطه ای که به عنوان یک نهاده تولیدی استفاده می شود، تشکیل می دهد و چون منابع تأمین مالی این نوع واردات از محل درآمدهای

³. Uncertainty

⁴. Hartman, R. (1972).

⁵. Abel, A.B. (1985).

⁶. Pindyck, R.S. (1988).



صادراتی است، لذا بی ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به اختلال در واردات این نوع از نهادهای تولیدی شده و به دنبال آن سرمایه گذاری و رشد اقتصادی را متاثر می کند.

تغییرپذیری و نوسانات قیمت، منجر به نوسانات کلان اقتصادی شده که این امر، در اقتصاد عمدتاً در بی ثباتی درآمد ملی ظاهر می شود. در نظریه های سنتی توسعه اقتصادی، بر پیامدهای منفی بی ثباتی کلان اقتصادی تاکید فراوانی شده است. براساس نظریه میردال^۷ (۱۹۵۸) بی ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبیده باشد، منجر به تورم در اقتصاد می شود. در این شرایط، کسری بودجه چرخه متقابلی از خود نشان می دهد که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است و به دلیل وجود اثر چرخ دنده ای^۸، میان کسری بودجه و بی ثباتی درآمدهای صادراتی رابطه مثبتی مشاهده می شود. براساس نظریه نرکس^۹ (۱۹۶۲) و قبل از آن کینز (۱۹۳۸) بی ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانی در اقتصاد شده که این امر، اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه گذاری و پیشرفت های تکنولوژیکی خواهد داشت. در این رابطه، کینز معتقد است نااطمینانی زمانی رخ می دهد که هیچ پایه علمی برای پیش بینی نوسانات احتمالی وجود نداشته باشد. البته پیشرفت های اخیر در ادبیات ریسک این امکان را فراهم آورده تا از محاسبات ریسک در در این رابطه استفاده شود. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی از سوی هیرشمن^{۱۰} (۱۹۵۸) و فرید من^{۱۱} (۱۹۵۴-۵۷) مبتنی بر رویکردهای مختلف به شدت مورد انتقاد قرار گرفت. هیرشمن مشاهده کرد 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 خواهد بود نکته ای که در اینجا می توان به آن اشاره کرد آن است که در برخی کشورها به دلیل ویژگی های بازار، پیامدهای ناشی از جهش درآمدهای صادراتی بیشتر بخش خصوصی را متاثر می کند. در این رابطه می توان به تولید کنندگان قهوه در کشور کنیا اشاره کرد که از افزایش موقتی درآمدهای صادراتی بهره مند شدند. اما، ویژگی رقابت ناقص بازارهای سرمایه که ناشی از فقر فرصت های سرمایه گذاری است موجب می شود که افزایش درآمدهای صادراتی به تشدید فعالیت های بخش ساختمان که یک بخش غیر قابل تجارت است، منجر شود. همچنین می توان به تجربه کشور کلمبیا که نرخ های پس انداز به دلیل سرکوب مالی (نرخ بهره واقعی منفی) افزایش نیافت، اشاره کرد. لذا، آزاد سازی محصولات اولیه (سنتی) زمانی که بازار چنین محصولاتی از ویژگی رقابت ناقص برخوردار باشند، می تواند از کارآیی لازم برخوردار نباشد^{۱۲}.

الف) اثرات بلند مدت: تجزیه تحلیل نظری

زمانی که بی ثباتی های درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی شود، این امر سبب تغییر عکس العمل عمومی بنگاه ها شده، از این رو، برپس انداز و سرمایه گذاری و رشد اقتصادی تأثیر می گذارد. میزان ریسک را می توان متوسط هزینه ی وقایع پیش بینی نشده (نااطمینانی ها) در طول دوران سرمایه گذاری تعریف کرد. هر سرمایه گذار با تخصیص منابع مختلف سرمایه به امر سرمایه گذاری، قبل از هر چیز سود و زیان آتی خود را بررسی می کند. در این

7. Myrdal (1958)

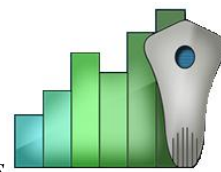
8. Ratchet effect

9. Nurkes (1962)

10. Hirschman (1958).

11. Friedman, M. (1954).

12. Devarajanpde.M. (1987).

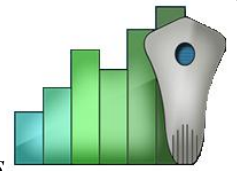


ارزیابی، وی تصمیم می‌گیرد که منابع خود را به چه نوع از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری تخصیص دهد که حد اکثر بازدهی را داشته باشد. شرایط عدم اطمینان موجب می‌شود که ریسک سرمایه‌گذاری قابل توجه باشد، هزینه‌ی اضافی ریسک موجود که ناشی از وقایع پیش‌بینی نشده (عدم اطمینان) است، سبب افزایش هزینه‌ی هر واحد سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش سود خواهد شد.

اثرات ریسک بر پس انداز بسته به اهمیت نوع ریسک که ممکن است ریسک درآمدی عامل کار یاریسک درآمدی عامل سرمایه باشد، متفاوت خواهد بود. تأثیر ریسک درآمدی عامل کار بر پس انداز در شرایطی که عرضه نیروی کار برون‌زا باشد، واضح است. در این حالت، یک بنگاه ریسک‌گریز زمانی که با یک تکانه افزایش در درآمد عامل کار روبه‌رو می‌شود، پس اندازش 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 افزایش درآمدی روبه‌رو شده این درآمد را پس انداز کرده و از آن به عنوان یک ذخیره برای زمانی که با تکانه کاهش درآمدی رو به رو می‌شود، استفاده می‌کند. اثرات ریسک درآمدی عامل سرمایه بر پس انداز پیچیده و مبهم است. اثرات ریسک درآمدی 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 دارای اثر درآمدی مثبت و اثر جانشینی منفی بر بنگاه تولیدی است.^{۱۳} اثر درآمدی، عکس‌العمل بنگاه در زمان افزایش ریسک را که به کاهش پس انداز منجر می‌شود، نشان می‌دهد. اگر بنگاه بسیار ریسک‌گریز باشد در این حالت، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کرده، منجر به افزایش پس انداز بنگاه می‌شود. در این رابطه با بنگاه‌های تولیدی کوچک انتظار بر این 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 بیناندازد. الگوهای به کار رفته در این زمینه 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.^{۱۴} لذا، به جای کاربرد فرضیه درآمد دائمی، از فرضیه کینز مبنی بر اینکه مصرف جاری به درآمد جاری وابسته است، استفاده شد. محدودیت‌های نقدینگی، پس اندازهای احتیاطی را تا جایی که جیره بندی عرضه اعتبارات به کاهش رفاه منجر شود، افزایش می‌دهد (با فرض اینکه بنگاه ریسک‌گریز باشد). البته، اگر بنگاه حتی ریسک‌پذیر باشد، در هنگام رو به‌رو شدن با محدودیت‌های نقدینگی نیز پس اندازهای احتیاطی خود را افزایش خواهد داد. از نقطه نظر تکنیکی ریسک‌گریزی بنگاه شرط کافی برای افزایش پس اندازهای 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 محذب بودن ایفا می‌کند. این گونه پس اندازها می‌تواند صرف تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های داخلی و یا صرف دارایی‌های خارجی غیر ریسکی شود. بدین ترتیب در یک اقتصاد باز، تصمیم‌گیری برای پس انداز یا سرمایه‌گذاری می‌تواند بر اساس معیارهای متفاوتی انجام شود. بر اساس تجزیه و تحلیل سبد دارایی ساده کاهش ریسک‌پذیری

¹³. Sandmo(1970).

¹⁴. Deaton, A.S.(1970).



فرصت‌های سرمایه گذاری منجر به تشویق سرمایه گذاری بنگاه ریسک گریز برای سرمایه گذاری در کشور می شود. به طور دقیق تر، آثار منفی ریسک بر سرمایه گذاری داخلی زمانی که تصمیمات سرمایه گذاری انعطاف ناپذیر هستند، تشدید می شود.^{۱۵} تجزیه و تحلیل سبد دارایی، رابطه میان رشد اقتصادی و ریسک را مثبت ارزیابی می کند. به این معنی که بنگاه‌ها برای سرمایه گذاری با فرصت‌های سرمایه گذاری ریسک پذیر با بازدهی بالا و سرمایه گذاری 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 سرمایه گذاری با ریسک بالا را انتخاب کند منجر به افزایش بیشتر در سرمایه گذاری و رشد اقتصادی می شود. کزن و ویووداس^{۱۶} (۱۹۷۲)، ازلز و هاریجان^{۱۷} (۱۹۸۸) در مطالعه ۲۶ کشور در حال توسعه در طول سال‌های ۱۹۸۲-۱۹۶۳ اثرات منفی بی ثباتی درآمدهای صادراتی را بر سرمایه گذاری مشاهده نمودند. کادسن و پارانز^{۱۸} (۱۹۷۵) در مطالعه ۲۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۵۸-۱۹۶۸، یوتوپالس و نوجنت^{۱۹} (۱۹۷۶) در مطالعه ۳۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۶۸-۱۹۴۹ و لیم^{۲۰} (۱۹۷۶) در فاصله زمانی ۱۹۷۳-۱۹۶۸ نشان دادند، بی ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به افزایش پس انداز می شود. موران^{۲۱} (۱۹۸۳) در مطالعه خود در فاصله زمانی ۱۹۷۵-۱۹۵۴ در این رابطه نتایج مهم و غیر قطعی را نشان می دهد.

ب) پیامدهای خرد بی ثباتی صادراتی بر رفتار تولید کنندگان

در این نوع از تجزیه و تحلیل پرسش اولیه این است که آیا بی ثباتی قیمت به بی ثباتی درآمد منجر می شود. هر چند که منابع بی ثباتی قیمت (یعنی تکانه‌های عرضه یا تقاضا)، در بی ثباتی قیمت‌ها و مقادیر کالاها نقش متفاوتی ایفا می کنند، اما در مجموع، به بی ثباتی درآمد تولید کنندگان منجر می شود. در کشورهای گیرنده قیمت علی رقم اینکه صادر کننده کالای تجاری و یا صادر کننده کالای غیر تجاری باشند، بی ثباتی قیمت در دو شرایط مختلف به وجود می آید، 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 منجر به افزایش درآمد می شود. در شرایط بی ثباتی عرضه محتمل ترین حالت ممکن این خواهد بود که بی ثباتی قیمت می تواند به تثبیت درآمد تولید کنندگان منجر شود.^{۲۲} بی ثباتی قیمت به ازای برخی مقادیر خاص کشش‌های قیمتی تقاضا، تولید کنندگان را متأثر می کند. به عنوان مثال، زمانی که کشش قیمتی تقاضایی برای تولید یک بنگاه در فاصله ۰/۵ تا ۱ قرار دارد، بی ثباتی قیمت منجر به افزایش یا کاهش ناپایداری درآمد تولید کنندگان می شود. 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 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 کرده اند. در ادبیات اقتصادی اخیر برای پاسخ به آن ترجیحاً از تجزیه و

15. Dixit, A.K. & Pindyck, R.S (1994).

16. Kenen, P.B. & S. Vivodas. (1972).

17. Ozler, S. & J. Harrigan. (1988).

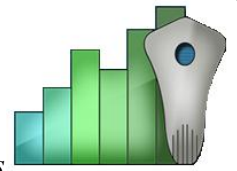
18. Kudssen & Parnes (1975)

19. Yotopoulos, P.A. & J.B. Nugent. (1976).

20. Lim (1976)

21. Moran, C. (1983).

22. Massel, B.F. (1969).



تحلیل هزینه-فایده استفاده شده است. بدین ترتیب در این حالت، هزینه ریسک به عنوان مبلغی که تولید کنندگان برای اجتناب از بی ثباتی از طریق طرح بیمه رسمی یا غیر رسمی تمایل به پرداخت دارند، تعریف می شود. هزینه ریسک نیز به چگونگی رفتار و نگرش بنگاه به ریسک بستگی دارد به عنوان مثال، اگر بنگاه ریسک گریز باشد، هزینه ریسک دارای همبستگی مثبت با آن خواهد بود.

۳. مبانی نظری سرمایه گذاری و نااطمینانی

نااطمینانی اشاره به وضعیتی دارد که در آن وضعیت احتمال وقوع حوادث آتی را نمی توان مشخص ساخت. شناخت اثرات نااطمینانی بر متغیر تصمیم، اقتصاددانان را برای مدت زمانی طولانی جذب کرده است. براساس نظریه نرکس^{۲۳} (۱۹۶۲) و قبل از آن کینز (۱۹۳۸) بی ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانی^{۲۴} در اقتصاد شده که این امر، اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه گذاری و پیشرفت های تکنولوژیکی خواهد داشت. ریسک و بازارهای ناکامل احتمالاً ارتباط منفی سرمایه گذاری - نااطمینانی را موجب می شوند. در این قسمت تأثیر نااطمینانی قیمت بر سرمایه گذاری که منشاء مطالعات نااطمینانی می باشد را مورد بررسی قرار می دهیم. ریچارد هارتمن^{۲۵} (۱۹۷۲) و ابل^{۲۶} (۱۹۸۵) دریافتند وقتی که تابع سود نسبت به قیمت ها محذب است، افزایش در نااطمینانی قیمت، سرمایه گذاری بنگاه رقابتی را افزایش می دهد. آنها معتقدند در حالتی که تولید نهایی سرمایه تابعی فزاینده از قیمت ها باشد، نااطمینانی قیمت، سرمایه گذاری را افزایش می دهد. از سوی دیگر ادبیات اخیر در رابطه با برگشت ناپذیری سرمایه گذاری توسط پیندیک^{۲۷} (۱۹۸۸) نشان داده است که افزایش در نااطمینانی، سرمایه گذاری را کاهش می دهد که نتیجه ای از بازارهای کامل می باشد. در ادامه به بررسی رابطه نااطمینانی و سرمایه گذاری در بازارهای رقابت کامل و بازار ناقص پرداخته می شود^{۲۸}.

برای هر بنگاه ۲ دوره در نظر گرفته می شود که با یک تابع تقاضای هم کشش مواجه هستند.

(۱)

$$P_t = Q_t^{(1-\varphi)} Z_t$$

که $\varphi \geq 1$ یک ضریب تولید (markup) می باشد که تحت شرایط رقابت کامل مقدار آن ۱ می باشد. Q , P به ترتیب قیمت و مقدار کالای فروش رفته هستند، و Z یک جمله تصادفی^{۲۹} می باشد که به وسیله یک لگاریتم نرمال فرآیند random-walk توصیف شده است:

(۲)

$$Z_t = Z_{t-1} \exp \varepsilon_t$$

ε به طور نرمال با میانگین $-\sigma^2/2$ و واریانس σ^2 توزیع شده است.

²³. Nurkes(1962).

²⁴. Uncertainty

²⁵.Hartman,R.(1972).

²⁶. Abel, A.B.(1985).

²⁷. Pindyck , R.S.(1988).

²⁸.Dehn,J.(2000)

²⁹.Stochastic term

(۳)

$$Q = (AL^\alpha K^{1-\alpha})^\gamma$$

A: یک پارامتر مقیاس

K: سرمایه

L: نیروی کار

α : سهم نیروی کار

γ : بازگشت نسبت به مقیاس

تحت این فرض تابع سود برابر است با:

(۴)

$$H(K_t, Z_t) = hZ_t^\eta K_t^\mu$$

که در آن

(۵)

$$h = (1 - \alpha\gamma / \varphi) A(\gamma / \varphi)^{\alpha\gamma / \varphi} / (1 - \alpha\gamma / \varphi) \times \left(\frac{\alpha\gamma}{\varphi w} \right)^{(\alpha\gamma / \varphi) / (1 - \alpha\gamma / \varphi)}$$

$$\eta \equiv \frac{1}{1 - \alpha\gamma / \varphi} > 1$$

$$\mu \equiv \frac{(1 - \alpha)\gamma / \varphi}{1 - \alpha\gamma / \varphi} \leq 1$$

و W دستمزد (ثابت) پرداختی به نیروی کار می باشد.

حال اگر C(I) هزینه تغییر موجودی سرمایه به وسیله واحد I نشان دهد و با فرض نبود استهلاک، مسئله بهینه یابی در

دو دوره برای یک بنگاه واحد به صورت زیر نتیجه می شود:

(۶)

$$V_1(k_0, Z_1) = \max_{I_1} \Pi(K_1, Z_1) - C(I_1) + E_1[V_2(K_1 + Z_2)]$$

با قید:

(۷)

$$K_1 = K_0 + I_1$$

که V_i ارزش تابع را در زمان I نشان می دهد.

شرایط مرتبه اول این مسئله به صورت زیر می باشد:

(۸)

$$\Pi_{K_1}(K_0 + I_1, Z_1) - C_1(I_1) + E_1[V_{2k_1}(K_0 + I_1, Z_2)] = 0$$

سرانجام تابع ارزش دوره دوم عبارت است از:

(۹)

$$V_2(K_1, Z_2) = \text{MAX} \Pi(K_1 + I_2, Z_2) - c(I_2)$$

هزینه تغییر ذخیره سرمایه توسط واحد I ، به وسیله $C(I)$ نشان داده شده است که شامل هزینه‌های مستقیم و هزینه‌های

تعدیل می‌باشد:

(۱۰)

$$C(I) = I + [I > 0] \gamma_1 I^B + [I < 0] \gamma_2 |I|^B$$

که $B \geq 1$ ، r_1 ، r_2 پارامترهای غیرمنفی می‌باشند، و قیمت سرمایه مساوی ۱ فرض شده است.

این گونه پارامتر بندی $C(I)$ عمومی می‌باشد. برای مثال، به غیر از عبارت I که هزینه مستقیم سرمایه را منعکس می‌کند، مورد هزینه تعدیل متقارن توسط ابل (Able, 1983) مورد استفاده قرار گرفته است، وقتی که $r_1 = r_2 > 0$ و $B > 1$ باشد، و مورد برگشت‌ناپذیری سرمایه پیندیک (Pindyck, 1988) با حالتی که $r_1 = 0$ ، $r_2 = \infty$ و $B = 1$ باشد، مطابقت می‌کند.

الف - حالت رقابت کامل

رقابت کامل به عنوان یک روش توضیحی در نظر گرفته شده است تا اهمیت یک تقاضای با کشش بالا را توضیح دهد. پیندیک (Pindyck, 1990) مباحثی از نااطمینانی قیمت در شرایط رقابت کامل و در حالتی که سرمایه‌گذاری کاملاً برگشت‌ناپذیر است را ارائه می‌دهد. در شرایط رقابت کامل $\mu = 1$ می‌باشد، بنابراین تابع سود نسبت به ذخیره سرمایه خطی می‌شود. در این حالت شرط اول در زمان ۲ به صورت زیر نتیجه می‌شود.

(۱۱)

$$hz_2^\eta - [I_2 > 0](1 + r_1 B I_2^{B-1}) - [I_2 < 0](1 - r_2 B |I_2|^{B-1}) = 0$$

بنابراین I_2 به صورت زیر تعیین می‌شود:

(۱۲)

$$I_2 = \begin{cases} \left[\frac{hz_2^\eta - 1}{r_1 B} \right]^{1/(B-1)} \\ - \left[\frac{1 - hz_2^\eta}{r_2 B} \right]^{1/(B-1)} \end{cases}$$

در فرمول (۱۲) برای $I_2 > 0$ یا $hz_2^\eta \geq 0$ رابطه اول و برای $I_2 < 0$ یا $hz_2^\eta < 0$ رابطه‌ی دوم صدق می‌کند.

مهمترین ویژگی این راه‌حل این است که به K_1 بستگی ندارد؛ پس ارزش تابع در زمان ۲ فقط به صورت خطی با

K_1 و از طریق تابع سود ارتباط پیدا می‌کند. به سادگی می‌توان نشان داد که در این حالت:

(۱۳)

$$V_{2k1} = hz_2^\eta$$

با در نظر گرفتن $(0, 0)$, $\Pi_K(0, 0)$, $V_{2k1}(0, 0)$ و $C_1(0)$ در معادله (۲-۴۵) شرط مرتبه اول برای بنگاه با بازده ثابت نسبت به مقیاس در شرایط رقابت کامل (در زمان ۱) به صورت زیر ارائه می شود:

(۱۴)

$$hz_1^\eta (1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]\sigma^2}) - [I_1 > 0](1 + r_1 B I_1^{B-1}) - [I_1 < 0](1 - r_2 B |I_1|^{B-1}) = 0$$

تابع سرمایه گذاری در زمان ۱ به صورت زیر به دست می آید:

(۱۵)

$$I_1 = \begin{cases} \left[\frac{hz_1^\eta (1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]\sigma^2}) - 1}{r_1 B} \right]^{1/(B-1)} & I_1 > 0 \quad \text{یا} \quad hz_1^\eta (1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]\sigma^2}) \geq 1 \\ - \left[\frac{1 - hz_1^\eta (1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]\sigma^2})}{r_2 B} \right]^{1/(B-1)} & I_1 < 0 \quad \text{یا} \quad hz_1^\eta (1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]\sigma^2}) < 1 \end{cases}$$

سرمایه گذاری در زمان ۱ به موجودی سرمایه گذشته یا آینده، بستگی ندارد. فقدان ارتباطهای موقتی به فروش در دروه بستگی ندارد. در واقع این خاصیت درونی برای مدل n دوره‌ای نیز صادق است و در تعیین عدم ارتباط حالت (همچنین تحذب) تابع سرمایه گذاری- هزینه، تحت تعادل جزئی و خنثایی ریسک، در پاسخ سرمایه گذاری به تغییرات سطح نااطمینانی حایز اهمیت است. هزینه‌های تعدیل نامتقارن نقشی در پاسخ سرمایه گذاری به افزایش نااطمینانی ندارند. اینکه سرمایه گذاری مثبت یا منفی است بستگی به نقش اعداد^{۳۰} دارد، که پارامترهای هزینه تعدیل را در برنمی گیرد. یک افزایش در نااطمینانی سرمایه برای هر سطح، هزینه‌های تعدیل را افزایش می دهد (یا عدم سرمایه گذاری را کاهش می دهد). عدم تقارن فقط تعیین می کند که عدم سرمایه گذاری سرعت‌های متفاوتی دارند. که این کاملاً با نتیجه گیری هارتمن (Hartman, 1972) و ابل (Able, 1985) برای حالت متقارن سازگار است. توجه کنید که برای حالتی که β به ۱ خیلی نزدیک است، و $r_1 > 0$, $r_2 = 0$ است، صادق می باشد. یعنی زمانی که سرمایه گذاری برگشت ناپذیر است تقریباً هیچ هزینه (همچنین قیمت خودش) تعدیل موجودی سرمایه صعودی وجود ندارد. در نتیجه تحت شرایط بازگشت ثابت نسبت به مقیاس و رقابت کامل، افزایش در نااطمینانی، سرمایه گذاری را افزایش می دهد. این بازتابی از واقعیت است که تحت رقابت کامل، چقدر از سرمایه گذاری امروز در سودهای فردا است. بنابراین، هر افزایشی در رقابت سودآوری نهایی انتظاری سرمایه، شامل یک افزایش در نااطمینانی قیمت، سرمایه گذاری امروز را افزایش می دهد. بخش بعدی فرض رقابت کامل را برمی دارد تا نشان دهد که تداخل بین کاهش قابلیت سودبخشی نهایی سرمایه، نشأت گرفته از رقابت ناقص (یا بازده کاهنده نسبت به مقیاس) است و هزینه‌های نامتقارن می تواند یک ارتباط منفی سرمایه گذاری نااطمینانی را ایجاد کند. در تعیین این رابطه رقابت ناقص نه تنها ضروری است بلکه یک نقش مرکزی را بازی می کند.

ب- رقابت ناقص

وقتی که رقابت ناقص باشد، فرم حل شده برای تابع سرمایه گذاری متفاوت می شود. تفاوت ها به فروض بی نهایت در مورد (I_1, I_2, β) مربوط می شود؛ مانند هزینه های عدم تعدیل $(\beta$ و 0 و 0)، سرمایه گذاری برگشت ناپذیر (تعدیل شده) بدون هزینه افزایش موجودی سرمایه $(1$ و 0 و 0)، محدودیت های ظرفیت بدون هزینه سرمایه اسقاط شده $(1$ و 0 و 0)، و سرمایه قبلاً تعیین شده، برای سادگی و مؤثر بودن مطلب، مناسب است که فرض کنیم که $Z_1=1$ است، همچنین ساده تر است که فرض کنیم I_1 همیشه مثبت است. با این فروض، I_1 و I_2 به وسیله دو معادله زیر تخمین زده می شوند:

(۱۶)

$$\mu h I_1^{\mu-1} - r_1 \beta^{B-1} + B E_1 \left([I > 0] r_1 I_2^{B-1} - [I < 0] r_2 |I_2|^{B-1} \right) = 0$$

(۱۷)

$$\mu h I_2^\eta - (I_1 - I_2)^{\mu-1} - 1 - \beta \left([I > 0] r_1 I_2^{B-1} - [I < 0] r_2 |I_2|^{B-1} \right) = 0$$

که به ترتیب با شرایط مرتبه اول دوره های ۱ و ۲ مطابقت می کنند.

یادآوری می کنیم که $\varphi = 1$ با مورد رقابت کامل مطابقت دارد و $\varphi > 1$ رقابت ناقص (یا بازده کاهنده نسبت به مقیاس) را ارائه می دهد، و تحت رقابت کامل $\Pi_{KK} = 0$ است.

وقتی که φ افزایش می یابد (کشش تقاضا کاهش می یابد)، سرمایه گذاری به تغییرات سطح نااطمینانی کمتر واکنش می دهد. در حقیقت، وقتی $\varphi > 1$ می شود رابطه نااطمینانی و سرمایه گذاری به سمت افقی بودن سیر می کند.

۴. مطالعات انجام شده در رابطه با نااطمینانی و سرمایه گذاری

• کابالرو^{۳۱} (۱۹۹۱)، ابل و ایبرلی^{۳۲} (۱۹۹۴) و دیکسیت و پندیک^{۳۳} (۱۹۹۴) آزمون کرده اند که چگونه عدم اطمینان بر سرمایه گذاری بخش خصوصی اثر می گذارد و از این طریق رشد اقتصادی را متأثر می سازد.

• لوئیس سرون^{۳۴} در سال ۱۹۹۸ در مقاله ای تحت عنوان «نااطمینانی اقتصاد کلان و سرمایه گذاری بخش خصوصی در کشورهای LCDs: یک بررسی تجربی» دسته ای از اطلاعات گسترده را برای کشورهای در حال توسعه به کار می برد تا براساس آنها برآورد کاملی از اثر نااطمینانی اقتصاد کلان بر سرمایه گذاری بخش خصوصی ارایه دهد. وی عدم اطمینان ۵ متغیر کلیدی اقتصاد کلان، تورم، قیمت کالاها، سرمایه ای، رشد تولید (با معیاری به وسیله GDP)، ادوار تجاری، نرخ ارز واقعی، را برآورد می کند و ارتباط آن را با سرمایه گذاری بخش خصوصی می سنجد. نتایج مدل وی بر قدرتمندی ارتباط سرمایه گذاری - نااطمینانی تأکید می کند. سه متغیر اول با سوددهی کل سرمایه در ارتباط هستند: تورم اغلب به صورت یک معیار کلی اقتصاد آورده شده است، بی ثباتی غیرقابل پیش بینی این عنصر می تواند همچون یک علامت نااطمینانی اقتصاد کلان دیده شود.

³¹.Caballero,R. J.(1991).

³². Abel, A.B. &J.C.Eberly.(1994).

³³.Dixit,A.K. &R.S. Pindyck.(1994) .

³⁴.Serven, L.(1998).

قیمت کالاهای سرمایه‌ای به صورت محدود با هزینه سرمایه استفاده شده ارتباط دارد، و بی‌ثباتی تغییراتش می‌تواند که یک علامت منفی عدم اطمینان در سوددهی سرمایه‌گذاری کل دیده شود.

الگوی به کار رفته توسط سرون مدل (۱،۱) GARCH می‌باشد. که به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۸)

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + b_1 Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad ; \quad t = 1, \dots, T$$

(۱۹)

$$\sigma_{it}^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{it-1}^2 + \delta_1 \sigma_{it-1}^2$$

که σ_{it-1}^2 واریانس شرطی ε_i را برای دوره t نشان می‌دهد. برای هر ۵ متغیر موردنظر، دو معادله (۱۸) و (۱۹) به صورت جداگانه برای هر کشور i (۹۴، ...، ۱) تخمین زده می‌شود و σ_{it-1}^2 معادله (۲) به عنوان معیاری از ناطمینانی برای Y_{it} به کار می‌رود.

سرون سپس الگوی زیر را جهت برآورد سرمایه‌گذاری و تأثیر ناطمینانی بر آن مورد استفاده قرار داد:

$$I_{it} = f(I_{it-1}, X_{it}, \sigma_{it}) + u_{it}$$

$$t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N$$

که I لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در قیمت‌های ثابت، X ترکیبی از متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و σ نشانگر شاخص‌های ناطمینانی است و u جزء اخلال است.

ایشان در مدل خود از متغیرهای توضیحی؛ لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی وقفه‌دار، لگاریتم GDP واقعی وقفه‌دار، لگاریتم قیمت نسبی سرمایه، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP و نرخ بهره واقعی به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی استفاده کرده است؛ و واریانس‌های شرطی اندازه‌گیری شده ۵ متغیر مورد بررسی توسط الگوی (۱، ۱) GARCH را به عنوان معیارهای ناطمینانی وارد الگوی خود ساخته است. نتایج برآورد مدل حاکی از تأثیر منفی ناطمینانی مورد تجارت، نرخ ارز واقعی و قیمت سرمایه و تأثیر مثبت ناطمینانی تورم و نرخ رشد GDP بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است.

● کالکجینی و سالتاری^{۳۵} (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای به ارتباط میان ناطمینانی و سرمایه‌گذاری در اقتصاد اروپا می‌پردازند. ایشان نشان می‌دهند که افزایشی در نرخ رشد تقاضای انتظاری (gY^e) همیشه اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارد و افزایش در ناطمینانی تقاضا (σ_{ye}^2) همیشه اثر منفی بر پروژه‌های سرمایه‌گذاری دارد. با استفاده از متغیرهای فصلی برای ۷ کشور اروپایی: بلژیک، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ایرلند، هلند و انگلستان مدل زیر را تخمین زدند:

$$\Delta(I/K)_i = \beta_0 + \beta_1 gY_i^e + \beta_2 \sigma_{yei}^2 + \beta_3 rrl_{-1i} + \beta_4 ec_{-1i} + \varepsilon_i$$

$$i = 1, \dots, 7$$

که:

$$\Delta(I/K)_i = (I/K)_i - (I/K)_{-1i}$$

³⁵ Calcaglini, G. & E. Saltari. (2001).

$$rrl_i = rl_i - JI_i \quad (JI = \ln P - \ln P_{-1})$$

I: سرمایه گذاری ثابت بدون مشارکت بخش خصوصی

K: موجودی سرمایه

gY_i^e : نرخ رشد تولید انتظاری

σ_{ye}^2 : نااطمینانی تقاضا

rl: نرخ بهره بلندمدت

ec: دوره تصحیح خطا^{۳۶} (ec=I-Y)

Y: ارزش افزوده

P: شاخص ضمنی ارزش افزوده

● لسنسینک، هانگ و استرکن^{۳۷} (۲۰۰۰) در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا نااطمینانی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد؟ یک تحلیل تجربی»، به تأثیر نااطمینانی بر رشد اقتصادی می‌پردازد. وی مقیاس‌هایی از نااطمینانی صادرات، نااطمینانی سیاست دولت و نااطمینانی قیمت را برای بررسی یک مدل رشد، در نظر می‌گیرد. جامعه آماری این مطالعه ۱۳۸ اقتصاد در حال توسعه و توسعه یافته در دوره ۱۹۹۵-۱۹۷۰ می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نااطمینانی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد و بر اهمیت ثبات صادرات و سیاست‌ها تأکید می‌کند. روش بکار رفته توسط ایشان برای اندازه‌گیری نااطمینانی به صورت ذیل می‌باشد:

ابتدا برای متغیر تحت بررسی، یک معادله خود رگرسیون با وارد کردن روند زمانی در نظر گرفته شده است؛ و انحراف استاندارد باقیمانده‌ها برای این معادله رگرسیونی به عنوان نماینده‌ای برای اطمینانی مورد استفاده قرار گرفته است. معادله به صورت یک فرایند خود رگرسیون مرتبه دوم به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t = a_1 + a_2 T + a_3 P_{t-1} - a_4 P_{t-2} - e_t$$

P_t : متغیر تحت بررسی

T: روند زمانی

e_t : خطای دوره

برای هر کشور نااطمینانی با توجه به یک متغیر توضیحی (مثلاً P) از طریق انحراف استاندارد باقیمانده‌ها اندازه‌گیری شده است. در این مطالعه بر ۶ نوع از نااطمینانی‌ها تمرکز شده است.

EBUD: نااطمینانی با توجه به کسر بودجه

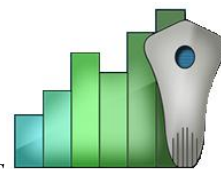
ETAX: نااطمینانی با توجه به مالیات‌ها

EGOVC: نااطمینانی با توجه به مصرف دولت

EEXP: نااطمینانی با توجه به ارزش صادرات

³⁶. Error correction term

³⁷. Lensink, R., Hong, B. & E. sterken. (2000).



ERINIR: نااطمینانی با توجه به نرخ بهره واقعی

EINFL: نااطمینانی با توجه به تورم

EBUD، ETAX و EGOVC نماینده نااطمینانی سیاست‌های دولت، EEXP نماینده نااطمینانی صادرات و

ERINIR و EINFL نماینده نااطمینانی قیمت می‌باشد.

ایشان با استفاده از مدل رگرسیونی زیر به تأثیر نااطمینانی متغیرهای ۶ گانه بالا بر نرخ رشد اقتصادی جامعه مطالعاتی خود

می‌پردازد.

$$PCGROWTH = \alpha_j + \beta_{ij}I + \beta_{mj}M + \beta_{zj}ZL_j + \mu$$

PCGROWTH: نرخ رشد سرانه GDP

I: بردار ثابت متغیرهایی است که به مدل اضافه می‌شود.

M: متغیر سرمایه که به عنوان یک معیار عدم اطمینان می‌باشد.

Zj: برداری از متغیرهای نماینده نااطمینانی (μ) را جداگانه داخل مدل می‌کند و اثر آنها را بر رشد اقتصادی مورد

بررسی قرار می‌دهد. نتایج کار نشان می‌دهد که ۴ مورد از ۶ معیار نااطمینانی بررسی شده یک اثر قوی منفی و معنی‌دار بر

رشد اقتصادی بیان می‌کنند؛ معیار نااطمینانی که به سیاست‌های دولت مربوط می‌شود یعنی نااطمینانی مخارج دولتی،

مالیات‌ها و کسری بودجه به طور بالایی معنی‌دار هستند و اثر منفی قوی بر رشد سرانه دارند. نااطمینانی تجارت هم اثر منفی

قوی بر رشد اقتصادی دارد و عدم اطمینان سرمایه و تورم نیز اثرات منفی و معنی‌داری ضعیفی را داشتند. سرانجام با توجه به

این معادله و ملاحظه مطالعات تجربی به تصریح مدل می‌پردازیم.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۵-۱. آمار و اطلاعات مورد استفاده

در این مقاله به منظور بررسی رابطه‌ی میان نااطمینانی صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از آمار و

اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^{۳۸} استفاده شده است. داده‌ها به صورت سالانه می‌باشند و محدوده زمانی

برای تخمین مدل از سال ۱۳۳۸ تا سال ۱۳۸۹ می‌باشد. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مقاله بر اساس

سری‌های زمانی است، از نرم افزارهای اقتصادسنجی که برای این منظور تدوین شده اند استفاده می‌شود. و از بین نرم

افزارهای موجود، نرم افزار ایویز^{۳۹} انتخاب شد. این نرم افزار به دلیل سهولت استفاده، دقت بالا و امکانات فراوان در

تحلیل‌های سری زمانی به ویژه الگوی خود توضیح برداری (VAR)^{۴۰} و تصحیح خطای برداری (VECM)^{۴۱} اهمیت

بسیاری دارد.

۵-۲. معرفی مدل و فرآیند برآورد

در این مقاله، علاوه بر متغیر نااطمینانی صادرات غیر نفتی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی،

نرخ تورم و واردات نیز استفاده شده است. برای اندازه گیری متغیر نااطمینانی صادرات غیر نفتی نیز از میان معیارهای

³⁸. www.cbi.ir.

³⁹. Eviews

⁴⁰. Vector Auto-Regression.

⁴¹. Vector Error Correction Model

متفاوت محاسبه‌ی نا اطمینانی، از یک مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیونی^{۴۲} استفاده شده است و از این متغیر به عنوان یکی از متغیرهای مستقل موجود در مدل استفاده شده است. تابع رگرسیونی مربوط به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شامل متغیر وابسته (متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی)، نا اطمینانی صادرات غیر نفتی، تولید ناخالص داخلی و متغیر نرخ تورم (محاسبه شده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی) و واردات است که به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار می‌گیرند. مدل مورد استفاده در این مقاله به این صورت تعریف می‌شود:

$$\text{Log}(PI) = C + \alpha_1 \text{Log}(GDP) + \alpha_2 \text{Log}(EXFV) + \alpha_3 \text{Log}(IMP) + \alpha_4 \text{Log}(P)$$

ابتدا، این مقاله به بررسی ایستایی متغیرها می‌پردازد و سپس با انجام آزمون ریشه واحد^{۴۳} در همه متغیرها به این نتیجه دست می‌یابیم که تفاضل مرتبه اول همه متغیرها ایستا است و به عبارتی همه متغیرهای مدل انباشته از مرتبه اول یا $I(1)$ هستند. علاوه بر این، متغیر لگاریتم صادرات با استفاده از مدل‌های (ARIMA)^{۴۴} بر آورد شد و بهترین مدل برای اندازه‌گیری متغیر نا اطمینانی صادرات غیر نفتی از طریق مدل GARCH به دست آمد و با بکارگیری مدل‌های (VAR)، وقفه بهینه در مدل به دست آمد. در ادامه، از طریق آزمون جوهانسن^{۴۵} به بررسی رابطه بلند مدت هم انباشته بین متغیرها پرداختیم تا در صورت رابطه تعادلی بلند مدت هم انباشته، از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)^{۴۶} استفاده شده و نتایج آن تفسیر شود.

نام مدل	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی
مدل سرمایه‌گذاری بخش لگاریتم	سرمایه‌گذاری بخش لگاریتم	لگاریتم نا اطمینانی صادرات غیر نفتی LEXFV
مدل سرمایه‌گذاری بخش لگاریتم	سرمایه‌گذاری بخش لگاریتم	لگاریتم تولید ناخالص داخلی LGDP
خصوصی LPI	سرمایه‌گذاری بخش لگاریتم	لگاریتم نرخ تورم LP
		لگاریتم واردات LIMP

۳-۵. نتایج برآورد

الف) نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

این آزمون برای متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نا اطمینانی صادرات غیر نفتی، تولید ناخالص داخلی و متغیر نرخ تورم و واردات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ انجام گرفته است. در این مقاله برای بررسی ایستایی متغیرها، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته که از آزمون‌های معتبر ایستایی است، استفاده شده است.^{۴۷} با مقایسه‌ی آماره‌ی دیکی فولر و مقادیر بحرانی مکینون^{۴۸} به بررسی ایستایی متغیرها پرداختیم. علاوه بر این، سه حالت وجود عرض از مبدا، روند و یا هیچ یک از این دو نیز از طریق کمترین معیار^{۴۹} در متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گرفته است. این نتایج به دست آمده

⁴² . GARCH

⁴³ .Unit Root Test

⁴⁴ .Autoregressive Integrated Moving Average

⁴⁵ . Johansen Cointegration Test

⁴⁶ .Vector Error Correction Model

⁴⁷ در رابطه با متغیر نا اطمینانی صادرات غیر نفتی، برای پرهیز از خود همبستگی جملات خطای رگرسیون و به دلیل وجود مشکل واریانس ناهمسانی شرطی در این متغیر از روش ارائه شده

توسط (فیلیپس-پرون) برای آزمون ایستایی این متغیر استفاده شده است.

⁴⁸ . Mackinnon critical Values

⁴⁹ .Akaike&Schwarz

نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح نا ایستا هستند و در مرحله بعد "تفاضل مرتبه اول" آنها نیز مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول همه متغیرها در سطح 95 درصد ایستا است. بنابراین، این نتیجه به دست می‌آید که همه متغیرهای مدل، انباشته از مرتبه یک یا $I(1)$ هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

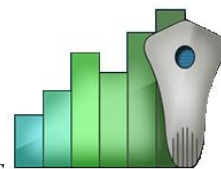
نتایج آزمون در سطح متغیر						
متغیر	شرح	مقدار محاسباتی آماره دیکی فولر	مقدار بحرانی آماره دیکی فولر	سطح احتمال (درصد)		
LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۲/۰۳	-۳/۵۸	۱		
		-۲/۹۲	-۲/۹۲	۵		
		-۲/۶۰	-۲/۶۰	۱۰		
LEXFV	لگاریتم نا اطمینانی صادرات غیر نفتی	-۲/۷۴*	-۳/۶۰**	۱		
		-۲/۹۴**	-۲/۹۴**	۵		
		-۲/۶۱**	-۲/۶۱**	۱۰		
LIMP	لگاریتم واردات	-۱/۹۱	-۳/۵۸	۱		
		-۲/۹۲	-۲/۹۲	۵		
		-۲/۶۰	-۲/۶۰	۱۰		
LP	لگاریتم نرخ تورم	۰/۷۷	-۳/۵۸	۱		
		-۲/۹۲	-۲/۹۲	۵		
		-۲/۶۰	-۲/۶۰	۱۰		
LPI	لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۱/۴۵	-۳/۵۷	۱		
		-۲/۹۲	-۲/۹۲	۵		
		-۲/۶۰	-۲/۶۰	۱۰		
انجام آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیر						
D(LGDP)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۳/۶۵	-۳/۵۸	۵		
		-۹/۷۳*	-۳/۶۰**	۵		
D(LEXFV)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم نوسان صادرات غیر نفتی	-۴/۴۵	-۳/۶۰**	۵		
		-۲/۷۹	-۲/۶۰	۵		
D(LIMP)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم واردات	-۴/۴۵	-۲/۶۱	۵		
		-۲/۷۹	-۲/۶۰	۵		
D(LP)	تفاضل مرتبه اول نرخ تورم	-۲/۷۹	-۲/۶۰	۵		
		-۵/۵۷	-۳/۵۷	۵		
D(LPI)	تفاضل مرتبه اول سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۵/۵۷	-۳/۵۷	۵		

ماخذ: نتایج تحقیق

**میزان بحرانی آماره فیلیس و پرون (PP)

*میزان محاسباتی آماره فیلیس و پرون (PP)

(ب) شبیه‌سازی تفاضل مرتبه اول صادرات از طریق مدل‌های (ARIMA)



برای این که بتوانیم تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم صادرات غیر نفتی را از طریق مدل‌های ARIMA تخمین بزنیم، ابتدا باید تشخیص دهیم مدل AR است یا MA یا ARMA. با توجه به این که متغیر صادرات غیر نفتی در سطح مانا نبود و با تفاضل مرتبه‌ی اول به مانا تبدیل شد، نمودار همبستگی نگار^{۵۰} این متغیر را در تفاضل مرتبه‌ی اول بررسی کردیم و بر اساس آن می‌توان اظهار کرد که تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر لگاریتم صادرات غیر نفتی از ترکیبی از فرآیندهای AR و MA در وقفه‌های ۱ و ۵ از MA و در وقفه‌ی ۵ از AR تبعیت می‌کند. لازم به ذکر است که اعمال هر ترکیبی از AR و MA مجاز است و ما دنبال ترکیبی هستیم که حداقل مقدار معیارهای آکائیک و شوارتز را داشته باشد. پس از بررسی حالت‌های مختلف، مدلی بر اساس فرآیند ARIMA(5,1,5) به دست آمد.

ج) تولید نا اطمینانی صادرات غیر نفتی از طریق مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون^{۵۱} در این مرحله در پی کسب مدل ARCH با وقفه‌های مختلف ARIMA هستیم که حداقل مقدار برای معیارهای AIC و SC را دارد. پس از برآورد مدل ARIMA(5,1,5) و مشاهده تاثیر ARCH از طریق آزمون ARCH LM test، متغیر نا اطمینانی صادرات غیر نفتی را با استفاده از مدل خود رگرسیونی واریانس نا همسان شرطی و خود رگرسیونی واریانس نا همسان شرطی تعمیم یافته، اندازه گیری کردیم که در نهایت بهترین مدل با GARCH(2,1) به دست آمد. در مرحله بعد، با وجود دو سری از الگوی انباشته مرتبه یک، وجود رابطه همگرایی بین آنها مورد آزمون قرار می‌گیرد تا در صورت وجود این رابطه، الگوی تصحیح خطای برداری به دست آید. با توجه به اینکه تعداد متغیرهایی که در رابطه بلند مدت منظور می‌شوند بیش از دو متغیر است، از روش جوهانسن استفاده شده است که در این حالت نسبت به روش انگل گرنجر مناسب تر است.

د) نتایج تعیین طول وقفه مناسب در مدل

برای تعیین تعداد روابط بلند مدت با استفاده از روش جوهانسن، می‌بایست ابتدا الگوی خود توضیح برداری (VAR) متناسب با بردار متغیرها به دست آید تا با آزمون ریشه‌های مشخصه ماتریس ضرایب حاصل از تعداد روابط بلند مدت بین متغیرها تعیین شود. نخستین مرحله در برآورد الگوی (VAR)، تعیین وقفه بهینه در الگو است که می‌بایست ابتدا، وقفه در آزمون تعیین شود. با توجه به اینکه حجم نمونه کوچک است و تعداد وقفه بیش سه، درجه آزادی را به شدت کاهش می‌دهد، حداکثر دو وقفه برای آزمون تعیین شده است که با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، حنان کوئین (HQC)^{۵۲} و آزمون نسبت راستنمایی (LR) صورت گرفته است. یکی از عوارض انتخاب نامناسب وقفه در الگو، ایجاد خود همبستگی در جملات باقیمانده است. علاوه بر این، نرمال بودن جملات باقیمانده الگو نیز تحت تاثیر قرار می‌گیرد. آزمون عدم خود همبستگی و نرمالیتی به ترتیب بر اساس آزمون (JB, LM) انجام شد که نتایج آن، بر انتخاب وقفه مناسب برای الگو تاکید دارد. آزمون ثبات الگوی برآورد شده نیز انجام شد که نتایج آن نیز نشان دهنده ثبات سیستم است.

⁵⁰. Correlogram

⁵¹. ARCH

⁵². Hannan-Quinn

با توجه به نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی (VAR) و بر اساس معیار آکا نیک، سه وقفه، به عنوان وقفه مناسب برای الگو انتخاب شد و در ادامه به بررسی وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها و مدل (VECM) پرداخته شد.

جدول ۲- نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی (VAR)

تعداد وقفه	LR	FPE	AIC	SBC	HQC
۰	-	۶/۰۲	۲/۱۶	۲/۵۹	۲۰/۳۲
۱	۳۵۱/۷۹	۳/۷۲	-۷/۵۴	-۶/۰۵*	-۷/۰۰
۲	۵۱/۵۹	۲/۱۵	-۸/۱۷	-۵/۶۱	-۷/۲۵
۳	۴۴/۴۷*	۱/۲۷*	-۸/۱۹*	-۵/۲۸	-۷/۶۱*

ماخذ: نتایج تحقیق

ها) نتایج آزمون هم‌انباشتگی مدل

در این آزمون بر اساس روش جوهانسن، آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه می‌بایست مورد بررسی قرار گیرد و در صورتی که این آماره در سطوح معنادار مورد نظر، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه بلندمدتی میان متغیرها برقرار نیست را می‌توان رد کرد و متعاقب آن، فرضیه‌هایی دال بر وجود حداکثر یک یا دو رابطه بلندمدت قابل بررسی خواهند بود. در این مقاله، همگرایی بر اساس شرایط حالت سوم، یعنی زمانی است که فاقد الگوی کوتاه مدت روند است، اما عرض از مبدا دارد. مطابق با نتایج این آزمون در جدول شماره سه، هر دو، آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه بر وجود یک رابطه بلند مدت در سطح ۹۵ درصد اطمینان بین متغیرهای الگو را تایید می‌کند.

جدول ۳- نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی در مدل

فرض H0	فرض H1	مقدار ویژه	آماره اثر (trace)	مقدار بحرانی (سطح ۰/۰۵)
R=۰	R>۰	۰/۸۷	۱۲۶/۰۱	۶۹/۸۱
R=۱	R>۱	۰/۶۷	۶۷/۲۲	۴۷/۸۵
R=۲	R>۲	۰/۳۴	۲۳/۱۸	۲۹/۷۹
R=۳	R>۳	۰/۱۴	۶/۷۳	۱۵/۴۹
فرض H0	فرض H1	مقدار ویژه	آماره حداکثر مقدار ویژه (Max-Eigen)	مقدار بحرانی (سطح ۰/۰۵)
R=۰	R>۰	۰/۸۷	۵۷/۷۸	۳۳/۷۸
R=۱	R>۱	۰/۶۷	۴۴/۰۴	۲۷/۵۸
R=۲	R>۲	۰/۳۴	۱۶/۴۴	۲۱/۱۳
R=۳	R>۳	۰/۱۴	۰/۵۷	۳/۴۸

ماخذ: نتایج تحقیق

مبنای انتخاب الگو در این مقاله بیانگر این است که در صورت وجود رابطه بلند مدت، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد می‌شود. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون جوهانسن که بر وجود حداقل یک رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل تاکید دارد، ضرورت داشت که این رابطه بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شود.

ی) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

نخستین مرحله برای برآورد الگوی تصحیح خطا برداری، تعیین وقفه مناسب برای تفاضل متغیرها در الگو است و با توجه به اینکه تعداد وقفه‌های الگوی (VECM) در تفاضل متغیرها با تعداد وقفه‌های سطح متغیرها در الگوی (VAR) مرتبط است، با آگاهی از تعداد وقفه در این الگو، تعداد وقفه تفاضل متغیرها نیز در الگوی (VECM) به دست می‌آید. با توجه به اینکه وقفه بهینه در الگوی (VAR) سه است، وقفه تفاضل متغیرها در الگوی (VECM) دو خواهد بود. در واقع، الگوی تصحیح خطا برداری مربوط به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با توجه به وجود یک رابطه بلند مدت، وقفه دو در تفاضل متغیرها و با در نظر گرفتن عرض از مبدا در رابطه کوتاه مدت و بلند مدت به دست می‌آید. در برآورد بلند مدت، می‌بایست شناسایی این روابط در نظر گرفته شود. رابطه بلند مدت بین چند متغیر، ترکیب خطی آنهاست که منحصر به فرد نیست. در نرم افزار ایویز، رابطه بلند مدت برآورد شده به صورت خود کار و بر اساس یکی از متغیرهای نرمال شده است تا در نهایت رابطه ای منحصر به فرد به دست آید. رابطه بلند مدت بر اساس متغیر لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (PI) نرمال شده است. در روابط بلند مدت به دست آمده، الگوی تصحیح خطا برداری آثار خالص هر کدام از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را به طور مجزا مورد بررسی قرار می‌دهد و به عبارتی رابطه هم خطی بین متغیرها در روابط بلند مدت، توسط مدل برآورد شده خنثی می‌شود.

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) در مدل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلند مدت

متغیر	شرح	ضریب	آماره t
Log(GDP)	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۱/۳۷*	-۸/۲۸
Log(EXFV)	لگاریتم نا اطمینانی صادرات غیر نفتی	-۰/۴۷*	۲/۵۸
Log(IMP)	لگاریتم واردات	۰/۱۴*	-۱/۹۹
Log(P)	لگاریتم نرخ تورم	-۰/۰۶*	۲/۷۳
CONST	عرض از مبدا	-۷/۴۴	-

ماخذ: نتایج تحقیق

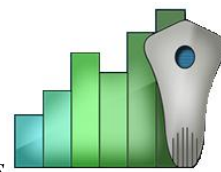
*: ضرایب معنا دار در سطح ۹۵ درصد اطمینان است.

بنابراین، مدل نهایی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلند مدت به این صورت ارائه می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Log(PI)} = & -7.4499 + 1.3739 \text{Log(GDP)} - 0.47830 \text{Log(EXFV)} + 0.14163 \text{Log(IMP)} - 0.06579 \text{Log(P)} \\ & (0.1657) \quad (0.18503) \quad (0.70441) \quad (0.02406) \\ & [-8.28781] \quad [2.58497] \quad [-1.99508] \quad [2.73491] \end{aligned}$$

۶. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر نا اطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران است. مدل این تحقیق، بر اساس الگوی تصحیح خطا برداری (VEC) و با استفاده از نرم افزار (Eviews) برآورد شده است. علاوه بر این، رابطه بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم و واردات نیز با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی



در مدل تصحیح خطا برداری (VEC) مورد بررسی قرار گرفت. دوره زمانی این مطالعه به صورت سالانه طی سال‌های (۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹) بوده است. با توجه به نتایج صحیح آماری از الگوی تصحیح خطا برداری که منطبق با مبانی نظری موجود است، به تفسیر نتایج این مدل می‌پردازیم که به این شرح ارائه می‌شود:

- متغیر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر مثبت دارد و آن را با ضریب ۱/۳۷ افزایش می‌دهد. بدین مفهوم که اگر تولید ناخالص داخلی یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۱/۳۷ درصد افزایش می‌یابد که تأیید تئوری اصل شتاب در اقتصاد ایران می‌باشد

- واریانس‌های شرطی بدست آمده از مدل $GARCH(2,1)$ که به عنوان شاخص نا اطمینانی صادرات غیر نفتی در نظر گرفته شده است، اثر منفی و معنا داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. در واقع نا اطمینانی صادرات غیر نفتی در بلند مدت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر منفی دارد و آن را با ضریب ۰/۴۷ کاهش می‌دهد. چنانچه نا اطمینانی صادرات غیر نفتی یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به اندازه‌ی ۰/۴۷ درصد کاهش می‌یابد

- از آنجا که بیشتر کالاهای سرمایه‌ای در ایران وارداتی می‌باشند، لذا با افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به مراتب افزایش می‌یابد. متغیر واردات در بلندمدت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر مثبت دارد و آن را با ضریب ۰/۱۴ افزایش می‌دهد. بدین مفهوم که اگر واردات در کشور یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد.

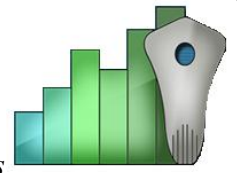
- متغیر نرخ تورم نیز در بلندمدت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد و آن را با ضریب ۰/۰۶ تحت تأثیر قرار می‌دهد. بدین مفهوم که اگر نرخ تورم یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. نرخ تورم که به عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در اقتصاد مطرح است و اقتصاد را در کنترل سیاست‌ها ناتوان نشان می‌دهد، تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

_ ضریب جمله تصحیح خطا در این الگو ۰/۶۳- است، که علامت این ضریب نیز تأکید کننده وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو است. علاوه بر این، مقدار آن نشان می‌دهد که ۰/۶۳ عدم تعادل، از رابطه بلند مدت در یک دوره تعدیل می‌شود. لازم است به این نکته اشاره شود که نمی‌توان با اتکاء بر نتایج بلندمدت (هدف این پژوهش) صراحتاً به تأثیر منفی نا اطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه مدت نیز رأی داد؛ چرا که عوامل گوناگونی ممکن است منجر به تأثیر گذاری متفاوت نا اطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شوند. از آن جمله می‌توان به انتظارات سرمایه‌گذاران اشاره کرد، می‌توان چنین استدلال کرد که نحوه‌ی شکل‌گیری انتظارات در کوتاه مدت و بلندمدت متفاوت خواهد بود. بدین ترتیب که در کوتاه مدت عوامل محدودتری در تغییر انتظارات افراد نقش دارند و لیکن در بلندمدت، به دلیل بازه‌ی زمانی گسترده‌تری که در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دارد، تغییر و تعدیل انتظارات با سهولت بیشتری امکان‌پذیر خواهد بود. شایان ذکر است که بازه‌ی زمانی در ارتباط با ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران بخش خصوصی نیز مهم به نظر می‌رسد، لذا چنانچه سرمایه‌گذاران بخش



دومین همایش ملی رویکردی بر حسابداری، مدیریت و اقتصاد

دانشگاه آزاد اسلامی واحد فومن و شفت ۲۳ مرداد ماه سال ۱۳۹۳

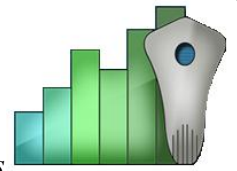


دانشگاه آزاد اسلامی

2nd National Conference of Approach to Accounting, Management & Economics

خصوصی بازهی زمانی طولانی تری را در اختیار داشته باشند، عامل ریسک نقش حساس و مهمی در سرمایه گذاری بخش خصوصی خواهد داشت.

در نهایت شناسایی عوامل اثر گذار بر بی ثباتی و در نتیجه نا اطمینانی صادرات و کنترل کردن آنها در جهت تقویت و توسعه صادرات غیر نفتی و ابداع روش های نوین بازار گردانی در سطح بین المللی در راستای رشد سرمایه گذاری بخش خصوصی پیشنهاد می شود.



منابع

ابریشمی، حمید، "نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۳، ۱۳۸۱.

مجله‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره‌های مختلف.

Abel, A.B. & J. C. Eberly (1994), "A Unified Model Of Investment Under Uncertainty", *American Economic Review*, Vol.84, pp.1369-1384.

Abel, A.B. & J. C. Eberly (1996), "Investment Under Uncertainty", *The American Economic Review*, Vol.84(5), pp.228-233.

Abel, A.B. (1983), "Optimal Investment Under Uncertainty", *American Economic Review*, Vol.73, pp.221-233.

Abel, A.B. (1984), "The Effects of Uncertainty on Investment and the Expected Long –Run Capital Stock", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2, pp.39-53.

Abel, A.B. (2002) , "On The Invariance Of Rate Of Return To Convex Adjustment Costs" , *Review Of Economic Dynamics*, Vol.5, pp.586-601.

Brock, P.L. (1991), " Export Instability and the Economic Performance of Developing countries ", *Journal of Economic Dynamics and control*, Vol. 15, pp.129-47.

Brunetti, A. & B. Weder (1998), "Investment and Institutional uncertainty, a comparative study of Different uncertainty Measures", *Weltwirtschaftliches Archive*, vol 134.

Caballero, R. J. (1991) "On the sign of the Investment-uncertainty Relationship", *The American Economic Review*, Vol .81, PP. 279-288.2

Calcaginin, G. & E. Saltari (2001), "Investment and uncertainty: Is There a potential Role for a common European policy?", *Economics Letters*, Vol .72, pp. 61-65.

Carruth, A., Dickerson, A. & A. Henley (1998), "Wath do we know about investment under uncertainty?", Department of Economics, Keynes College, university of Kent.

Castells, A., Sesteller, A. & M. Vilalta (2002), "Full characterization of the political Economy of fiscal Adjustment", Evidence from Spanish Municipalities, universitat de Barcelona & Institute d'economia de Barcelona.

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

Deaton, A.S. (1991), " Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, Vol.59. pp. 1221-1248.

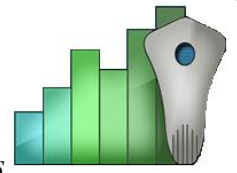
Dehn, J. (2000), "Private Investment in developing. Countries: the effects of commodity shocks and uncertainty", center for study of African Economics, university of oxford,

Dixit, A.K. & R.S. Pindyck (1994), "Investment Under Uncertainty", Princeton University Press, Vol.97(3).

Engel, Robert (2001), "The use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", *Journal of Economic perspectives*, Vol .15(4).

Hartman, R. (1972), "The Effect of price and Cost Uncertainty on Investment", *Journal of Economic Theory*, vol.5, pp. 258-260.

Ivanov ,V. & L.Kilian (2005), "A practitioner's Guide to Lag Order Selection For (VAR) Impulse Response Analysis", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol.9, Issue1, Article2.



Kemp, M. C. & N. Liviatan, (1973), "Production and Trade Patterns Under Uncertainty", *Economic Record*, Vol. 25, PP. 701-803.

Kenen, P. B. & S. Voivodas, (1972), "Export Instability and Economic Growth", *Kyklos*, Vol.25, pp.701-803.

Koetse, M. J., De,G. , Henri L.F. & F. Raymond (2006),"The Impact of uncertainty on Investment: A Meta-Analysis" *Journal of Macroeconomics*.

Lensink, R., Hong, B. & E.sterken (2000), "Dose uncertainty affect Economic Growth? An empirical andalysis", *Weltwirtschaftliches Archive*, Vol. 135.

Massela, B.F. (1970), "Export Instability and Economic Structure". *American Economic Review*, Vol. 60, PP. 618-630.

Ozler, S. & J. Harrigan, (1988), " Export Instability and Growth", Department Of Economics, University of California, Los Angeles. Working paper No. 486.

Pindyck, R.S. (1988), "Investment Under Uncertainty of Capital Accumulation: what do we know and what do we not know", *Nuffield College and Department of Economics University of oxford*, Vol.63, pp.1-17.

Serven, L. (1998), "Macroeconomic uncertainty and private Investment in LDCs: An Empirical Investigation", *The world Bank*.