



بررسی تأثیر نااطمینانی صادرات غیرنفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران

لیلا احمدی^۱

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۶/۶

چکیده

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 ۱۳۸۶ انجام شده است. متغیرهای نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و واردات نیز به عنوان متغیرهای توضیحی برای بررسی در نظر گرفته شده‌اند. پس از آزمون ایستایی همه متغیرها، برای اندازه‌گیری متغیر نااطمینانی صادرات غیر نفتی از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون $GARCH(2,1)$ استفاده شده است و سرانجام، با تعیین 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 غیر نفتی 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.

طبقه‌بندی JEL: O47 و EOO

واژه‌های 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

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از اجزای تقاضای کل در هر کشوری است که بعد از مصرف، مهم‌ترین ولی بی‌ثبات‌ترین جزء از اجزای تقاضای کل می‌باشد، لذا آن را یکی از دلایل نوسانات ادواری می‌دانند. اغلب نظریه‌های مربوطه از یک طرف به بی‌ثباتی این متغیر و از طرفی به تأثیر انکارناپذیر آن بر رشد اقتصادی اشاره می‌کنند. در ایران هدف سیاست‌های دولت در جهت افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده و دولت با اعمال قوانین و سیاست‌هایی همچنان افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به عنوان یکی از برنامه‌های خود مدنظر قرار داده است اما به دلیل غیر قابل پیش بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی و همچنین ویژگی مهم ناقصی بازار که عامل اصلی آن اطلاعات ناقص و عدم تحرک در عوامل تولید است که خود منجر به مساله نااطمینانی می‌شود، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به نااطمینانی^۱ در اقتصاد شده که این امر می‌تواند اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی داشته باشد.

در این مقاله، علاوه بر بررسی رابطه تعادلی بین متغیرهای اصلی مدل که شامل نااطمینانی صادرات غیر نفتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌باشد، رابطه تعادلی بین متغیرهای توضیحی دیگر مدل (نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و واردات) با متغیر وابسته (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی) نیز مورد سنجش قرار خواهد گرفت.

این مقاله به این پرسش در زمینه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران پاسخ می‌دهد که:

- آیا نااطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران تأثیرگذار است؟

بر مبنای این پرسش این فرضیه مطرح می‌شود که نااطمینانی ناشی از صادرات غیر نفتی با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران رابطه منفی و معناداری دارد. در این راستا ادامه مقاله به این شرح سازماندهی شده است: بخش دوم مباحث نظری اثرات بی‌ثباتی بر متغیرهای مهم اقتصادی در سطح خرد و کلان به همراه شواهد تجربی را مرور می‌کند و بخش سوم، به مبانی نظری سرمایه‌گذاری و نااطمینانی می‌پردازد. بخش

^۱ Uncertainty

چهارم، مطالعات انجام شده در رابطه با نااطمینانی و سرمایه‌گذاری را ارائه می‌کند. در بخش پنجم نیز به نحوه محاسبه نااطمینانی صادرات غیر نفتی و برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته می‌شود و در نهایت جمع بندی و نتیجه گیری ارائه می‌شود.

۲- پیامدهای کلان بی ثباتی صادرات

بر اساس نظریه‌های تجارت بین الملل، کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از مزیت‌های نسبی و فراوانی نهاده‌های تولیدی از تخصص‌های اولیه اقتصادی بهره‌مند می‌شوند. همچنین وفور نهاده‌های تولیدی در این کشورها ورود سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی را تشدید کرده است. به دلیل غیر قابل پیش بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، در صورت نوسانات شدید قیمت، درآمدهای صادراتی نیز دستخوش بی‌ثباتی شده و این امر، اثر منفی بر کل اقتصاد خواهد گذاشت زیرا در اغلب این کشورها سهم بزرگی از واردات را کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که به عنوان یک نهاده تولیدی استفاده می‌شود، تشکیل می‌دهد و چون منابع تأمین مالی این نوع واردات از محل درآمدهای صادراتی است، لذا بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به اختلال در واردات این نوع از نهاده‌های تولیدی شده و به دنبال آن سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را متاثر می‌کند.

نوسانات قیمت، منجر به نوسانات کلان اقتصادی شده که این امر، در اقتصاد عمدتاً در بی‌ثباتی درآمد ملی ظاهر می‌شود. در نظریه‌های سنتی توسعه اقتصادی، بر پیامدهای منفی بی‌ثباتی کلان اقتصادی تأکید فراوانی شده است. براساس نظریه میردال^۱ (۱۹۵۸) بی‌ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبنده باشد، منجر به تورم در اقتصاد می‌شود. در این شرایط، کسری بودجه چرخه متقابلی از خود نشان می‌دهد که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است و به دلیل وجود اثر چرخ دنده‌ای^۲، میان کسری بودجه و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی رابطه مثبتی مشاهده می‌شود. براساس نظریه نرکس^۳ (۱۹۶۲) و قبل از آن کینز (۱۹۳۸) بی‌ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانی در اقتصاد شده که این امر، اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های

^۱ Myrdal (1958)

^۲ Ratchet effect

^۳ Nurkes (1962)

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 پیشرفت‌های اخیر در ادبیات ریسک این امکان را فراهم آورده تا از محاسبات ریسک در این رابطه استفاده شود. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی از سوی هیرشمن^۱ (۱۹۵۸) و فریدمن^۲ (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. نکته‌ای که در اینجا می توان به آن اشاره کرد آن است که در برخی کشورها به دلیل ویژگی‌های بازار، پیامدهای ناشی از جهش درآمدهای صادراتی بیشتر بخش خصوصی را متأثر می کند. در این رابطه می توان به تولیدکنندگان 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 فرصت‌های سرمایه گذاری است موجب می شود که افزایش درآمدهای صادراتی به تشدید فعالیت‌های بخش ساختمان که یک بخش غیر قابل تجارت است، منجر شود. همچنین می توان به تجربه کشور کلمبیا که نرخ‌های پس‌انداز 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 کارایی لازم برخوردار نباشد.

الف- اثرات بلند مدت: تجزیه تحلیل نظری

زمانی که بی ثباتی‌های درآمدهای صادراتی منجر به ایجاد ریسک و نااطمینانی شود، این امر سبب تغییر عکس‌العمل عمومی بنگاه‌ها شده، از این رو، بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. میزان ریسک را می‌توان متوسط هزینه وقایع پیش‌بینی نشده (نااطمینانی‌ها) در طول دوران سرمایه‌گذاری تعریف کرد که سبب افزایش هزینه هر واحد سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش سود خواهد شد. اثرات ریسک بر پس‌انداز

^۱ Hirschman (1958)

^۲ Friedman, M. (1954)

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 پس‌انداز 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، پس‌اندازش را افزایش خواهد داد. اثرات ریسک درآمدی عامل سرمایه بر پس‌انداز مبهم است. پیامد تکانه درآمدی عامل سرمایه دارای اثر درآمدی مثبت و اثر جانشینی منفی بر بنگاه تولیدی است.^۱ اثر درآمدی، عکس‌العمل بنگاه در زمان افزایش ریسک را که به کاهش پس‌انداز منجر می‌شود، نشان می‌دهد. اگر بنگاه بسیار ریسک‌گریز باشد در این حالت، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کرده، منجر به افزایش پس‌انداز بنگاه می‌شود. در 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 بیندازد. 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.^۲ لذا، به جای کاربرد فرضیه درآمد دائمی، از فرضیه کینز مبنی بر اینکه مصرف جاری به درآمد جاری وابسته است، استفاده شد. محدودیت‌های نقدینگی، پس‌اندازهای احتیاطی را تا 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 پس‌اندازهای احتیاطی خود را افزایش خواهد داد. از نقطه نظر تکنیکی ریسک‌گریزی بنگاه شرط کافی برای افزایش پس‌اندازهای احتیاطی است و نه شرط لازم. لذا، وجود محدودیت‌های مذکور منجر به گسستگی در تابع مطلوبیت نهایی می‌شود زیرا، این فرض نقش مشابهی به جای فرضیه محدب بودن ایفا می‌کند. این گونه پس‌اندازها می‌تواند صرف تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های داخلی و یا صرف دارایی‌های خارجی غیر ریسکی شود. بدین ترتیب در یک اقتصاد باز، تصمیم‌گیری برای پس‌انداز یا

^۱ Sandmo(1970)

^۲ Deaton,A.S.(1970)

سرمایه‌گذاری می‌تواند بر اساس معیارهای متفاوتی انجام شود. بر اساس تجزیه و تحلیل سبد دارایی ساده کاهش ریسک پذیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری منجر به تشویق سرمایه‌گذاری بنگاه ریسک‌گریز برای سرمایه‌گذاری در کشور می‌شود. به طور دقیق‌تر، آثار منفی ریسک بر سرمایه‌گذاری داخلی زمانی که تصمیمات سرمایه‌گذاری انعطاف‌ناپذیر هستند، تشدید می‌شود.^۱ تجزیه و تحلیل سبد دارایی، رابطه میان رشد اقتصادی و ریسک را مثبت ارزیابی می‌کند. به این معنی که بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری با فرصت‌های سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر با بازدهی بالا و سرمایه‌گذاری ریسک‌گریز (با ریسک پایین) با بازدهی پایین رو به رو هستند. لذا، بنگاه در صورت انتخاب هر یک از این فرصت‌ها، هر چه فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ریسک بالا را انتخاب کند منجر به افزایش بیشتر در سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود. کِنِن و ویویوداس^۲ (۱۹۷۲)، اُزلز و هاریجان^۳ (۱۹۸۸) در مطالعه ۲۶ کشور در حال توسعه در طول سال‌های ۱۹۸۲-۱۹۶۳ اثرات منفی بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی را بر سرمایه‌گذاری مشاهده نمودند. کادسن و پارانز^۴ (۱۹۷۵) در مطالعه ۲۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۵۸-۱۹۶۸، یوتوپالس و نوجنت^۵ (۱۹۷۶) در مطالعه ۳۸ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۶۸-۱۹۴۹ و لیم^۶ (۱۹۷۶) در فاصله زمانی ۱۹۷۳-۱۹۶۸ نشان دادند، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر به افزایش پس‌انداز می‌شود. موران^۷ (۱۹۸۳) در مطالعه خود در فاصله زمانی ۱۹۷۵-۱۹۵۴ در این رابطه نتایج مهم و غیر قطعی را نشان می‌دهد.

ب- پیامدهای خرد بی‌ثباتی صادراتی بر رفتار تولیدکنندگان

در این نوع از تجزیه و تحلیل پرسش اولیه این است که آیا بی‌ثباتی قیمت به بی‌ثباتی درآمد منجر می‌شود. هر چند که منابع بی‌ثباتی قیمت (یعنی تکانه‌های عرضه یا تقاضا)، در بی‌ثباتی قیمت‌ها و مقادیر کالاها نقش متفاوتی ایفا می‌کنند، اما در مجموع، به بی‌ثباتی

¹ Dixit, A.K. & Pindyck, R.S (1994)

² Kenen, P.B. & S, Vivodas. (1972)

³ Ozler, S. & J. Harrigan. (1988)

⁴ Kudssen & Parnes (1975)

⁵ Yotopoulos, P.A. & J.B. Nugent. (1976)

⁶ Lim (1976)

⁷ Moran, C. (1983)

درآمد تولید کنندگان منجر می‌شود. در کشورهای گیرنده قیمت، بی ثباتی قیمت در دو شرایط مختلف به وجود می‌آید، 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، بی‌ثباتی قیمت به نفع بی‌ثباتی درآمدی است. به عبارت دیگر در این حالت، بی‌ثباتی منجر به افزایش درآمد می‌شود. در شرایط بی ثباتی عرضه محتمل‌ترین حالت ممکن این خواهد بود که بی ثباتی قیمت می‌تواند به تثبیت درآمد تولید کنندگان منجر شود.^۱ بی ثباتی قیمت به ازای برخی مقادیر خاص کشش‌های قیمتی تقاضا، تولید کنندگان را متأثر می‌کند. 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 می‌شود. در سایر شرایط بی‌ثباتی قیمت، متوسط درآمد و بی‌ثباتی آن را در یک زمان مشابه افزایش می‌دهد و بالعکس. پرسش بعدی در این نوع تجزیه و تحلیل، چگونگی تأثیر بی‌ثباتی بر رفاه تولید کنندگان است. مطالعات پیشرو در پاسخ به این پرسش از مفاهیم مازاد کالایی مارشالی سنتی استفاده کرده‌اند. در ادبیات اقتصادی اخیر برای پاسخ به آن ترجیحاً از تجزیه و تحلیل هزینه-فایده استفاده شده است. بدین ترتیب در این حالت، هزینه ریسک به عنوان مبلغی که تولید کنندگان برای اجتناب از بی ثباتی از طریق طرح بیمه رسمی یا غیر رسمی تمایل به پرداخت دارند، تعریف می‌شود. هزینه ریسک نیز به چگونگی رفتار و نگرش بنگاه به ریسک بستگی دارد به عنوان مثال، اگر بنگاه ریسک‌گریز باشد، هزینه ریسک دارای همبستگی مثبت با آن خواهد بود.

۳- مبانی نظری سرمایه‌گذاری و نااطمینانی

نااطمینانی اشاره به وضعیتی دارد که در آن وضعیت احتمال وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص ساخت بر اساس نظریه نرکس^۲ (۱۹۶۲) و قبل از آن کینز (۱۹۳۸) بی‌ثباتی کلان اقتصادی منجر به نااطمینانی در اقتصاد شده که این امر، اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی خواهد داشت. ریسک و بازارهای

^۱ Massel, B.F. (1969).

^۲ Nurkes (1962).

ناکامل احتمالاً ارتباط منفی سرمایه‌گذاری - نااطمینانی را موجب می‌شوند. در این قسمت تأثیر نااطمینانی قیمت بر سرمایه‌گذاری که منشاء مطالعات نااطمینانی می‌باشد را مورد بررسی قرار می‌دهیم. ریچارد هارتمن^۱ (۱۹۷۲) و ابل^۲ (۱۹۸۵) دریافتند وقتی که تابع سود سود نسبت به قیمت‌ها محذب است، افزایش در نااطمینانی قیمت، سرمایه‌گذاری بنگاه رقابتی را افزایش می‌دهد. آنها معتقدند در حالتی که تولید نهایی سرمایه تابعی فزاینده از قیمت‌ها باشد، نااطمینانی قیمت، سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر ادبیات اخیر در رابطه با برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری توسط پیندیک^۳ (۱۹۸۸) نشان داده است که افزایش در نااطمینانی، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد که نتیجه‌ای از بازارهای کامل می‌باشد. در ادامه به بررسی رابطه نااطمینانی و سرمایه‌گذاری در بازارهای رقابت کامل و بازار ناقص پرداخته می‌شود.^۴ برای هر بنگاه ۲ دوره در نظر گرفته می‌شود که با یک تابع تقاضای هم‌کشش مواجه هستند.

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

که $\varphi \geq 1$ یک ضریب تولید (markup) می‌باشد که تحت شرایط رقابت کامل مقدار آن ۱ می‌باشد. P , Q به ترتیب قیمت و مقدار کالای فروش رفته هستند، و Z یک جمله تصادفی^۵ می‌باشد که به وسیله یک لگاریتم نرمال فرآیند گام تصادفی توصیف شده است:

$$Z_t = Z_{t-1} \exp \varepsilon_t \quad (2)$$

ε به طور نرمال با میانگین 0 و واریانس σ^2 توزیع شده است.

$$Q = (AL^\alpha K^{1-\alpha}) \quad (3)$$

A: یک پارامتر مقیاس

K: سرمایه

L: نیروی کار

α : سهم نیروی کار

γ : بازگشت نسبت به مقیاس

^۱ Hartman, R. (1972)

^۲ Abel, A. B. (1985)

^۳ Pindyck, R. S. (1988)

^۴ Dehn, J. (2000)

^۵ Stochastic term

تحت این فرض تابع سود برابر است با:

$$\Pi(K_t, Z_t) = hZ_t^\eta K_t^\mu \quad (4)$$

که در آن

$$h = (1 - \alpha\gamma / \varphi) A (\gamma / \varphi) / (1 - \alpha\gamma / \varphi) \times \left(\frac{\alpha\gamma}{\varphi w} \right)^{(\alpha\gamma / \varphi)(1 - \alpha\gamma / \varphi)} \quad (5)$$

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

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

و W دستمزد (ثابت) پرداختی به نیروی کار می‌باشد.

حال اگر C(I) هزینه تغییر موجودی سرمایه با فرض نبود استهلاک باشد، مسئله بهینه‌یابی در دو دوره برای یک بنگاه واحد به صورت زیر نتیجه می‌شود:

$$V_1(k_0, Z_1) = \max_{I_1} [\Pi(K_1, Z_1) - C(I_1) + E_1[V_2(K_1, Z_2)]] \quad (6)$$

با قید:

$$K_1 = K_0 + I_1 \quad (7)$$

که ارزش تابع را در زمان t نشان می‌دهد.

شرایط مرتبه اول این مسئله به صورت زیر می‌باشد:

$$\Pi_{K_1}(K_0 + I_1, Z_1) - C_1(I_1) + E_1[V_{2K_1}(K_0 + I_1, Z_2)] = 0 \quad (8)$$

سرانجام تابع ارزش دوره دوم عبارت است از:

$$V_2(K_1, Z_2) = \text{MAX} [\Pi(K_1 + I_2, Z_2) - c(I_2)] \quad (9)$$

که در آن C(I) شامل هزینه‌های مستقیم و هزینه‌های تعدیل می‌باشد:

$$C(I) = I + [I > 0] \gamma_1 I^B + [I < 0] \gamma_2 |I|^B \quad (10)$$

که $B \geq 1$ ، γ_2, γ_1 پارامترهای غیرمنفی می‌باشند، و قیمت سرمایه مساوی ۱ فرض شده است. 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 $\gamma_1 = \gamma_2 > 0$ و $B > 1$ باشد، و مورد برگشت‌ناپذیری سرمایه پیندیک (Pindyck, 1988) با حالتی که $\gamma_1 = 0$ ، $\gamma_2 = \infty$ 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.

$$hz_2^\eta - [I_2 > 0]1 + r_1 B I_2^{B-1} - [I_2 < 0] \left(-r_2 B |I_2|^{B-1} \right) = 0 \quad (11)$$

بنابراین I_2 به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$I_2 = \begin{cases} \left[\frac{hz_2^\eta - 1}{r_1 B} \right]^{1/(B-1)} \\ - \left[\frac{1 - hz_2^\eta}{r_2 B} \right]^{1/(B-1)} \end{cases} \quad (12)$$

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:

$$V_{2k1} = hz_2^\eta \quad (13)$$

با در نظر گرفتن (\cdot, \cdot) ، $\Pi_K(\cdot, \cdot)$ ، $V_{2k1}(\cdot, \cdot)$ و $C_1(\cdot)$ در معادله (۸) شرط مرتبه اول برای بنگاه با بازده ثابت نسبت به مقیاس در شرایط رقابت کامل (در زمان ۱) به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$hz_1^\eta (1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]p^2}) - [I_1 > 0]1 + r_1 B I_1^{B-1} - [I_1 < 0]1 - r_2 B |I_1|^{B-1} = 0 \quad (14)$$

تابع سرمایه‌گذاری در زمان ۱ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$I_1 = \begin{cases} \left[\frac{hz_1^\eta \left(1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]p^2} \right) - 1}{r_1 B} \right]^{1/(B-1)} & I_1 > 0 \quad \text{یا} \quad hz_1^\eta 1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]p^2} \geq 1 \\ - \left[\frac{1 - hz_1^\eta \left(1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]p^2} \right)}{r_2 B} \right]^{1/(B-1)} & I_1 < 0 \quad \text{یا} \quad hz_1^\eta 1 + e^{[\eta(\eta-1)/2]p^2} < 1 \end{cases} \quad (15)$$

سرمایه‌گذاری در زمان ۱ به موجودی سرمایه گذشته یا آینده، بستگی ندارد. فقدان ارتباط‌های موقتی به فروش در دوره بستگی ندارد. در واقع این خاصیت درونی برای مدل n دوره‌ای نیز صادق است و در تعیین عدم ارتباط حالت (همچنین تحذب) تابع سرمایه‌گذاری- هزینه، تحت تعادل جزیی و ختثایی ریسک، در پاسخ سرمایه‌گذاری به تغییرات سطح نااطمینانی حایز اهمیت است. هزینه‌های تعدیل نامتقارن نقشی در پاسخ سرمایه‌گذاری به افزایش نااطمینانی ندارند. اینکه سرمایه‌گذاری مثبت یا منفی است بستگی به نقش اعداد دارد، که پارامترهای هزینه تعدیل را در برنمی‌گیرد. یک افزایش در نااطمینانی سرمایه برای هر سطح، هزینه‌های تعدیل را افزایش می‌دهد (یا عدم سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد). عدم تقارن فقط تعیین می‌کند که عدم سرمایه‌گذاری سرعت‌های متفاوتی دارند. که این کاملاً با نتیجه‌گیری 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 می‌باشد. یعنی زمانی که سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر 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، سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. این بازتابی از واقعیت است که تحت رقابت کامل، چقدر از سرمایه‌گذاری امروز در سودهای فردا است. بنابراین، هر افزایشی در رقابت سودآوری نهایی انتظاری سرمایه، شامل یک افزایش در نااطمینانی قیمت، سرمایه‌گذاری امروز را افزایش می‌دهد.

بخش بعدی فرض رقابت کامل را برمی‌دارد 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 می‌تواند یک ارتباط منفی سرمایه‌گذاری نااطمینانی را ایجاد کند. در تعیین این رابطه رقابت ناقص نه تنها ضروری است بلکه یک نقش مرکزی را بازی می‌کند.

ب- رقابت ناقص

وقتی که رقابت ناقص باشد، فرم حل شده برای تابع سرمایه‌گذاری متفاوت می‌شود. تفاوت‌ها به فروض بی‌نهایت در مورد (r_1, r_2, β) مربوط می‌شود؛ مانند هزینه‌های عدم

تعدیل (β و 0 و 0)، سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر (تعدیل شده) بدون هزینه افزایش موجودی سرمایه (1 و 0 و 0)، محدودیت‌های 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 ساده‌تر است که فرض کنیم I_1 همیشه مثبت است. با این فروض، I_1 و I_2 به وسیله دو معادله زیر تخمین زده می‌شوند:

$$\mu h I_1^{\mu-1} - r_1 \beta_1^{B-1} + B E_1 (I > 0)_1 I_2^{B-1} - [I < 0]_2 |I_2|^{B-1} = 0 \quad (16)$$

$$\mu h I_2^{\eta} - (I_1 - I_2)^{\mu-1} - 1 - \beta (I > 0)_1 I_2^{B-1} - [I < 0]_2 |I_2|^{B-1} = 0 \quad (17)$$

که به ترتیب با شرایط مرتبه اول دوره‌های ۱ و ۲ مطابقت می‌کنند. یادآوری می‌کنیم که $\varphi=1$ با مورد رقابت کامل مطابقت دارد و $\varphi > 1$ رقابت ناقص (یا بازده کاهنده نسبت به مقیاس) را ارائه می‌دهد، و تحت رقابت کامل $\Pi_{KK} = 0$ است. وقتی که φ افزایش می‌یابد (کشش تقاضا کاهش می‌یابد)، سرمایه‌گذاری به تغییرات سطح نااطمینانی کمتر واکنش می‌دهد. در حقیقت، وقتی $\varphi > 1$ می‌شود رابطه نااطمینانی و سرمایه‌گذاری به سمت افقی بودن سیر می‌کند.

۴- مطالعات انجام شده در رابطه با نااطمینانی و سرمایه‌گذاری

کابالرو^۱ (۱۹۹۱)، ابل و ایبرلی^۲ (۱۹۹۴) و دیکسیت و پندیک^۳ (۱۹۹۴) آزمون کرده‌اند که چگونه نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر می‌گذارد و از این طریق رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد.

لوئیس سرون^۴ در سال ۱۹۹۸ در مقاله‌ای تحت عنوان «نااطمینانی اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای LCDs: یک بررسی تجربی» دسته‌ای از اطلاعات گسترده را برای کشورهای در حال توسعه به کار می‌برد تا براساس آنها برآورد کاملی از اثر نااطمینانی اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ارائه دهد. وی عدم

¹ Caballero, R. J. (1991)

² Abel, A.B. & J.C. Eberly. (1994)

³ Dixit, A.K. & R.S. Pindyck. (1994)

⁴ Serven, L. (1998)

اطمینان ۵ متغیر کلیدی اقتصاد کلان، تورم، قیمت کالاهای سرمایه‌ای، رشد تولید (با معیاری به وسیله GDP)، ادوار تجاری، نرخ ارز واقعی، را برآورد می‌کند و ارتباط آن را با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌سنجد. نتایج مدل وی بر قدرتمندی ارتباط سرمایه‌گذاری - نااطمینانی تأکید می‌کند. سه متغیر اول با سوددهی کل سرمایه در ارتباط هستند: تورم اغلب به صورت یک معیار کلی اقتصاد آورده شده است، بی‌ثباتی غیرقابل پیش‌بینی این عنصر می‌تواند همچون یک علامت نااطمینانی اقتصاد کلان دیده شود. قیمت کالاهای سرمایه‌ای به صورت محدود با هزینه سرمایه استفاده شده ارتباط دارد، و بی‌ثباتی تغییراتش می‌تواند در سوددهی سرمایه‌گذاری اثر منفی داشته باشد.

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

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + b_1 Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad ; \quad t = 1, \dots, T \quad (18)$$

$$\sigma_{it}^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{it-1}^2 + \delta_1 \sigma_{it-1}^2 \quad (19)$$

که σ_{it-1}^2 واریانس شرطی ε_{it} 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 به عنوان معیاری از نااطمینانی برای Y_{it} به کار می‌رود. سرون سپس الگوی زیر را جهت برآورد سرمایه‌گذاری و تأثیر نااطمینانی 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 نااطمینانی و u جزء اخلاص است. در این مطالعه از متغیرهای توضیحی؛ شامل وقفه لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی، وقفه لگاریتم GDP واقعی، لگاریتم قیمت نسبی سرمایه، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP و نرخ بهره واقعی به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است و از واریانس‌های شرطی ۵ متغیر مورد بررسی توسط الگوی (۱، ۱) GARCH به عنوان معیارهای نااطمینانی استفاده شده است.

نتایج برآورد مدل حاکی از تأثیر منفی نااطمینانی ادوار تجاری، نرخ ارز واقعی و قیمت سرمایه و تأثیر مثبت نااطمینانی تورم و نرخ رشد GDP بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است.

کالکجینی و سالتاری^۱ (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای به ارتباط میان نااطمینانی و سرمایه‌گذاری در اقتصاد اروپا می‌پردازند. ایشان نشان می‌دهند که افزایشی در نرخ رشد تقاضای انتظاری (gY^e) همیشه اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارد در حالی که افزایش در نااطمینانی 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:

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

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

که:

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

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

I: سرمایه‌گذاری 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: جمله تصحیح خطا^۲ ($ec = I - Y$)

Y: ارزش افزوده

P: شاخص ضمنی ارزش افزوده

لنسنیک، هانگ و استرکن^۳ (۲۰۰۰) در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا نااطمینانی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد؟ یک تحلیل تجربی»، به تأثیر نااطمینانی بر رشد اقتصادی می‌پردازد.

^۱ Calcaginini, G. & E. Saltari. (2001)

^۲ Error correction term

^۳ Lensink, R., Hong, B. & E. Sterken. (2000)

وی مقیاس‌هایی از ناطمینانی صادرات، ناطمینانی سیاست دولت شامل ناطمینانی مخارج دولت، مالیات‌ها و کسری بودجه و ناطمینانی قیمت را برای بررسی یک مدل رشد، در نظر می‌گیرد. جامعه آماری شامل داده‌های وضعیت اقتصاد ۱۳۸ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در دوره ۱۹۹۵-۱۹۷۰ می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ناطمینانی مخارج دولتی، مالیات‌ها و کسری بودجه به طور بالایی معنی‌دار هستند و اثر منفی قوی بر رشد سرانه دارند. ناطمینانی صادرات هم اثر منفی قوی بر رشد اقتصادی دارد و بر اهمیت ثبات صادرات و سیاست‌ها تأکید می‌کند.

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۵-۱- آمار و اطلاعات مورد استفاده

در این مقاله به منظور بررسی رابطه میان ناطمینانی صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱ استفاده شده است. داده‌ها به صورت سالانه بوده و محدوده زمانی برای تخمین مدل از سال ۱۳۳۸ تا سال ۱۳۸۶ است. در برآورد مدل نرم افزار Eviews به دلیل سهولت استفاده، دقت بالا و امکانات فراوان در تحلیل‌های سری زمانی به ویژه الگوی خود توضیح برداری (VAR)^۲ و تصحیح خطای برداری (VECM)^۳ بکار گرفته شد.

۵-۲- معرفی مدل و فرآیند برآورد

در این مقاله، علاوه بر متغیر ناطمینانی صادرات غیر نفتی (EXFV) از متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ تورم (P) و واردات (IMP) نیز استفاده شده است. برای اندازه‌گیری متغیر ناطمینانی صادرات غیر نفتی نیز از میان معیارهای متفاوت محاسبه ناطمینانی، از یک مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون^۴ استفاده شده است. مدل مورد استفاده در این مقاله به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. www.cbi.ir

2. Vector Auto-Regression

3. Vector Error Correction Model

4. GARCH

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

نتایج آزمون ریشه واحد^۱ نشان می‌دهد (جدول ۱) 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)^۲ 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 یوهانسن به بررسی رابطه بلندمدت هم انباشته بین متغیرها پرداختیم تا در صورت رابطه تعادلی بلند مدت هم انباشته، از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)^۳ استفاده شده و نتایج آن تفسیر شود.

الف) شبیه‌سازی تفاضل مرتبه‌ی 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 و 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^۴ 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.

^۱. Unit Root Test

^۲. Autoregressive Integrated Moving Average

^۳. Vector Error Correction Model

^۴. Correlogram

۳-۵- نتایج برآورد

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	۵
			-۲/۶۰	۱۰
LEXFV	لگاریتم نااطمینانی صادرات غیر نفتی	-۲/۷۴*	-۳/۶۰**	۱
			-۲/۹۴**	۵
			-۲/۶۱**	۱۰
LIMP	لگاریتم واردات	-۱/۹۱	-۳/۵۸	۱
			-۲/۹۲	۵
			-۲/۶۰	۱۰
LP	لگاریتم نرخ تورم	۰/۷۷	-۳/۵۸	۱
			-۲/۹۲	۵
			-۲/۶۰	۱۰
LPI	لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۱/۴۵	-۳/۵۷	۱
			-۲/۹۲	۵
			-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*	۵
D(LEXFV)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم نوسان صادرات غیر نفتی	-۴/۴۵	-۳/۶۰**	۵
			-۲/۶۱	۵
D(LIMP)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم واردات	-۲/۷۹	-۲/۶۰	۵
			-۳/۵۷	۵
D(LP)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ تورم	-۵/۵۷	-۲/۶۰	۵
			-۳/۵۷	۵

ماخذ: نتایج تحقیق

ب) ساخت شاخص نا اطمینانی صادرات غیر نفتی از طریق مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون

متغیر نا اطمینانی صادرات غیر نفتی با استفاده از مدل خود رگرسیونی واریانس نا همسان شرطی و خود رگرسیونی واریانس نا همسان شرطی تعمیم یافته، اندازه گیری و 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 گرفت. با توجه به اینکه تعداد متغیرهایی که در رابطه بلند مدت منظور می‌شوند بیش از دو متغیر است، از روش یوهانسن استفاده شده است که در این حالت نسبت به روش انگل گرنجر مناسب تر است.

ج) 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 بر آورد 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 (HQ) 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 LM, JB, 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.

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

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

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

ماخذ: نتایج تحقیق

د) نتایج آزمون هم‌انباشتگی مدل

در این آزمون بر اساس روش جوها نسن، آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه می‌بایست مورد بررسی قرار گیرد و در صورتی که این آماره در سطوح معنادار موردنظر، 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

مقدار بحرانی (سطح ۰/۰۵)	آماره اثر (trace)	مقدار ویژه	فرض H1	فرض H0
۶۹/۸۱	۱۲۶/۰۱	۰/۷۷	R>۰	R=۰
۴۷/۸۵	۶۷/۲۲	۰/۶۷	R>۱	R=۱
۲۹/۷۹	۲۳/۱۸	۰/۳۴	R>۲	R=۲
۱۵/۴۹	۶/۷۳	۰/۱۴	R>۳	R=۳
مقدار بحرانی (سطح ۰/۰۵)	آماره حد اکثر مقدار ویژه Max- (Eigen)	مقدار ویژه	فرض H1	فرض H0
۳۳/۷۸	۵۷/۷۸	۰/۷۷	R>۰	R=۰
۲۷/۵۸	۴۴/۰۴	۰/۶۷	R>۱	R=۱
۲۱/۱۳	۱۶/۴۴	۰/۳۴	R>۲	R=۲
۳/۴۸	۰/۵۷	۰/۱۴	R>۳	R=۳

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.

ه) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا 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 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 بر آورد الگوی تصحیح خطای برداری 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 نااطمینانی 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 ارایه می‌شود:

$$\text{Log(PI)} = -7.4499 + 1.3739 \text{Log(GDP)} - 0.47830 \text{Log(EXFV)} + 0.14163 \text{Log(IMP)} - 0.06579 \text{Log(P)}$$

(0.1657)	(0.18503)	(0.70441)	(0.02406)
[-8.287]	[2.584]	[-1.995]	[2.734]

۶- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر نااطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران است. مدل این تحقیق، بر اساس الگوی تصحیح خطا برداری VECM 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 مورد بررسی قرار گرفت. دوره زمانی این مطالعه به صورت سالانه طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ 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 $1/37$ افزایش می‌دهد. بدین مفهوم که اگر تولید ناخالص داخلی یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان $1/37$ 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 نااطمینانی صادرات غیر نفتی در نظر گرفته شده است، اثر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. در واقع نااطمینانی صادرات غیر نفتی در بلندمدت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر منفی دارد و آن را با ضریب $0/47$ کاهش می‌دهد. چنانچه نااطمینانی صادرات غیر نفتی یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به اندازه $0/47$ 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 $0/14$ افزایش می‌دهد. بدین مفهوم که اگر واردات در کشور یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان $0/14$ درصد افزایش می‌یابد.
- متغیر نرخ تورم نیز در بلندمدت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد و آن را با ضریب $0/06$ تحت تأثیر قرار می‌دهد. بدین مفهوم که اگر نرخ تورم یک درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان $0/06$ 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 $0/63$ - است، که علامت این ضریب نیز تأکید کننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. علاوه بر این، مقدار آن نشان می‌دهد که $0/63$ عدم تعادل، از رابطه بلندمدت 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 نااطمینانی صادرات غیر نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش

خصوصی در کوتاه مدت نیز رأی دارد؛ چرا که عوامل گوناگونی ممکن است منجر به تأثیرگذاری متفاوت نااطمینانی 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 خصوصی بازه‌ی زمانی طولانی‌تری را در اختیار داشته باشند، عامل ریسک نقش حساس و مهمی در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد داشت.

در نهایت شناسایی عوامل اثر گذار بر بی‌ثباتی و در نتیجه نااطمینانی صادرات و کنترل کردن آنها در جهت تقویت و توسعه صادرات غیر نفتی و ابداع روش‌های نوین بازار گردانی در سطح بین‌المللی در راستای رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پیشنهاد می‌شود.

فهرست منابع و مآخذ

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

- 2) Abel, A.B. & J. C. Eberly (1994), "A Unified Model Of Investment Under Uncertainty", American Economic Review, Vol.84, pp.1369-1384.
- 3) Abel, A.B. & J. C. Eberly (1996), "Investment Under Uncertainty", The American Economic Review, Vol.84(5), pp.228-233.
- 4) Abel, A.B. (1983), "Optimal Investment Under Uncertainty", American Economic Review, Vol.73, pp.221-233.
- 5) 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.
- 6) Abel, A.B. (2002), "On The Invariance Of Rate Of Return To Convex Adjustment Costs", Review Of Economic Dynamics, Vol.5, pp.586-601.

- 7) Brock, P.L. (1991), " Export Instability and the Economic Performance of Developing countries ", Journal of Economic Dynamics and control, Vol. 15,pp.129-47.
- 8) Brunetti, A. &B. Weder (1998), "Investment and Institutional uncertainty, a comparative study of Different uncertainty Measures", Weltwirtschaftliches Archive, vol 134.
- 9) Caballero, R. J. (1991) "On the sign of the Investment-uncertainty Relationship", The American Economic Review, Vol .81, PP. 279-288.2
- 10) Calcaglini, G. & E. Saltari (2001), "Investment and uncertainty: Is There a potential Role for a common European policy?", Economics Letters, Vol .72,pp. 61-65.
- 11) Carruth, A., Dickerson, A. &A. Henley (1998), "Wath do we know about investment under uncertainty?", Department of Economics, Keynes College, university of Kent.
- 12) 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.
- 13) Dawes, D. (1996), " A New Look at the Effects of Export Instability on investment and Growth", World Review, Vol.24, pp. 1905-1914
- 14) Deaton, A.S. (1991), " Saving and Liquidity Constraints", Econometrica, Vol.59. pp. 1221-1248.
- 15) Dehn, J. (2000), "Private Investment in developing. Countries: the effects of commodity shocks and uncertainty", center for study of African Economics, university of oxford,
- 16) Dixit, A.K. & R.S. Pindyck (1994), "Investment Under Uncertainty", Princeton University Press, Vol.97(3).
- 17) Engel, Robert (2001), "The use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", Journal of Economic: perspectives, Vol .15(4).
- 18) Hartman, R. (1972),"The Effect of price and Cost Uncertainty on Investment", Journal of Economic Theory, vol.5,pp. 258-260.
- 19) 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.
- 20) Kemp, M. C. & N. Liviatan, (1973), "Production and Trade Patterns Under Uncertainty", Economic Record, Vol. 25, PP. 701-803.
- 21) Kenen, P. B. & S. Voivodas, (1972), "Export Instability and Economic Growth", Kyklos, Vol.25, pp.701-803.
- 22) Koetse, M. J., De,G. , Henri L.F. & F. Raymond (2006),"The Impact of uncertainty on Investment: A Meta-Analysis" Journal of Macroeconomics.
- 23) Lensink, R., Hong, B. & E.sterken (2000), "Dose uncertainty affect Economic Growth? An empirical andalysis", Weltwirtschaftliches Archive, Vol. 135.
- 24) Massela, B.F. (1970), "Export Instability and Economic Structure". American Economic Review, Vol. 60, PP. 618-630.

- 25) Ozler, S. & J. Harrigan, (1988), " Export Instability and Growth", Department Of Economics, University of California, Los Angeles. Working paper No. 486.
- 26) 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.
- 27) Serven, L. (1998), "Macroeconomic uncertainty and private Investment in LDCs: An Empirical Investigation", The world Bank.