مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال شانزدهم، شمارهٔ ۲۷، تابستان ۱۳۸۸

نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران

محمدحسین مهدوی عادلی*
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
روح الله نوروزی
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد.
محب الله مطهری
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد.

چکیده

در این بررسی، نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*) و داده‌های سالیانه برای دوره زمانی ۸۴- ۱۳۴۲ در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تاثیر مثبت دارد. علاوه بر این، افزایش نرخ ارز واقعی و کاهش شاخص جذب داخلی منجر به افزایش صادرات غیرنفتی می‌شود. نتایج برآورد مدل پویا نیز وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و صادرات غیرنفتی را تایید می‌کند. مدل *ECM* نیز حاکی از آن است که با وارد شدن یک بهانه به هر یک از متغیرهای توضیحی مدل نظیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کمتر از ۳ سال طول می‌کشد تا صادرات غیرنفتی، به سطح تعادلی خویش باز گردد.

واژه های کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صادرات غیرنفتی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*)، اقتصاد ایران

طبقه بندی JEL: N25, F23, G15

---

* (نویسنده مسئول) mh_mahdavi@ferdowsi.um.ac.ir
تاریخ دریافت: ۸۸/۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۸/۴/۲۷

Effect of Foreign Direct Investment on Non-Oil Export in Iran

Mohammad Hossein Mahdavi Adeli
Associate Professor in Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Roh alah Nourouzi
M.A. in Economics
Moheb alah Motaheri
M.A. in Economics

Abstract

In this research, we investigate the effects of foreign direct investment on non-oily exports in Iran. For this purpose, by using data for the period 1963 to 2005, an Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) model has been estimated. Findings show that the inflow of FDI has a significant and positive effect on non-oil exports in long run and short run of Iran. Moreover, increasing in real exchange rate and decreasing domestic demand, cause growing in non-oily export. The result of dynamic model confirms the long run relationship between explanatory variables and non-oil exports. The ECM model also implies that any shocks imposed to each of independent variables of the model may continue to 2.5- 3 years are need for FDI to return to its long -term trend.

Key words: Foreign Direct Investment, Non-oily exports, Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL), Iran Economy.

JEL: N25, F23, G15.

مقدمه

توسعه صادرات غیرنفتی، علاوه بر این که سبب افزایش درآمدهای ارزی و غیرنفتی و بهبود تراز پرداخت‌های ارزی می‌شود، می‌تواند تاثیر زیادی بر اشتغال در کشور بگذارد. اما واقعیت این است که در ایران معمولاً زمانی به رشد و توسعه صادرات غیرنفتی توجه می‌شود که صادرات نفتی و درآمدهای حاصل از فروش آن دچار رکود شده باشد. در این مقاطع زمانی معمولا یکسری سیاست‌های تشویقی و کوتاه‌مدت نظیر کاهش و یا حذف تعرفه‌های صادراتی، اعطای جوایز صادراتی، ... اجرا می‌شود که در کوتاه‌مدت موجب افزایش صادرات غیرنفتی می‌شود. اما باید توجه داشت که در جهت رشد و توسعه صادرات غیرنفتی در بلندمدت باید سیاست‌گذاری‌های پایه‌ای و بنیادی صورت گیرد.

از طرف دیگر در دنیای خارج، پدیده‌ای تحت عنوان جهانی‌شدن در حال شکل گرفتن است که با رشد تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] و رشد جریان سرمایه در سطح بین‌المللی، اقتصاد کشورهای مختلف را تحت تاثیر قرار داده است. به طوریکه جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طی سال‌های ۲۰۰۵- ۱۹۸۰ به کشورهای در حال توسعه تقریباً ۳۰ برابر شده و از رقمی معادل ۷۶۷۴ میلیون دلار به ۳۲۰۶۷۰ میلیون دلار رسیده است (UNCTAD, 2006).

مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند بر صادرات کشور میزبان موثر باشد. در فرآوری و صادرات مواد خام، بنگاه‌های خارجی ممکن است به خاطر مهارت‌های بازاریابی، تماس‌های وسیع‌تر با بنگاه‌های خارجی و فن‌آوری بالاتر نسبت به بنگاه‌های داخلی، از پتانسیل بیشتری برخوردار باشند. همچنین بنگاه‌ها در کشورهای در حال توسعه بدنبال آن هستند که صادرات‌شان را به بازارهای جهانی گسترش دهند. البته قرارگرفتن در شبکه‌های پخش جهانی و حفظ و نگهداری بازار با تغییرات سریع در سلیقه مشتریان و استانداردهای ایمنی و شکل جدید تولید بسیار مهم بوده که به مهارت‌هایی نظیر طراحی، بسته‌بندی، توزیع و خدمات پس از فروش نیاز دارد. نبود چنین مهارت‌هایی، از موانع مهم ورود به بازارهای جهانی برای صادرات کشورهای در حال توسعه است. شرکت‌های چندملیتی ممکن است با انتقال این فن‌آوری به صادرات کشورهای در حال توسعه برای ورود به بازارهای جهانی کمک نمایند (Zhang & Song, 2000). علاوه براین بنگاه‌های خارجی می‌توانند به راه‌های مختلفی بر ساختارهای صادراتی کشور میزبان موثر باشند. برای مثال، بنگاه‌های داخلی ممکن است با مشاهده فعالیت صادراتی شرکت‌های چندملیتی و همچنین استفاده از زیرساخت‌هایی مانند حمل و نقل، ارتباطات و خدمات مالی که این شرکت‌ها برای فعالیت صادراتی تدارک دیده‌اند، صادراتشان را گسترش بدهند (Haddad & Harrison, 1993).

در همین راستا این مطالعه، تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران را مورد بحث قرار داده است. به این منظور پس از بررسی ادبیات موضوع، اشاره کوتاهی به پژوهش‌های متعدد خارجی و داخلی که ارتباط بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و

---

1 -Foreign Direct Investment (FDI).

صادرات کشور میزبان را مورد بحث قرار داده‌اند، خواهیم داشت. در ادامه، با معرفی یک الگو برای صادرات غیرنفتی ایران، بر اساس الگوی پویای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) به بررسی میزان تاثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی خواهیم پرداخت. در پایان، خلاصه و نتایج آورده شده است.

ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

ادبیات موضوع

نظریه‌های تجارت کلاسیک‌ها از ریکاردو و هکشر-اوهلین در شکل و فرم اصلی خود، هیچ ارتباطی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت نشان نمی‌دهند. اما چنانچه بعضی از فروض نظریه‌های مذکور را کنار بگذاریم، تحلیل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در چارچوب نظریه هکشر- اوهلین امکان‌پذیر می‌شود. یکی از مطالعاتی که فرضیه عدم تحرک بین‌المللی عوامل تولید هکشر - اوهلین را کنار گذاشت، مقاله‌ای از ماندل[2] (۱۹۵۷) بود. این مقاله مدل تجارت دو کالای یکسان، دو عامل تولید و دو کشور، هکشر- اوهلین را با فرض تحرک سرمایه‌ای بین دو کشور و کنار گذاشتن فرض تابع تولید یکسان، توسعه داد. نتایج ماندل نشان داد که تحرک سرمایه، جایگزین کاملی برای تجارت می‌باشد. (Mundell, R ;1957)

مارکوسن[3] (۱۹۸۳) چندین مدل را معرفی می‌کند که تحرک عوامل تولید می‌تواند به افزایش در ارزش تجارت منجر شود. وی استنتاج می‌کند که نتایج ماندل (۱۹۵۷) فقط یک مورد خاص در مدل‌های تناسب عوامل تولید است که از جانشینی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت خبر می‌دهد. (Markusen, J. ;1983)

ورنون[4] (۱۹۶۶) افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طرف شرکت‌های چندملیتی[5] (MNCs) آمریکا و تاثیر آن بر جریان تجارت در طی دوره بعد از جنگ جهانی را تابعی از چرخه

---

1 -Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL).
2 - Mundell, R. (1957).
3 - Markusen, J.R. (1983).
4 - Vernon, (1966).
5 - Multinational corporation

تولید این شرکت‌ها می‌داند. بر اساس چرخه تولید ورنون[1] (PLC)، تولید شامل چهار مرحلهٔ نوآوری، رشد، بلوغ و رکود می‌باشد; که در مرحله اول تولید، شرکت‌های چندملیتی میل به تولید در ایالات متحده و برای مصرف‌کننده داخلی دارند، که با عدم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای دیگر همراه است. و باقیمانده تولیدات‌شان را به بازارهای خارجی صادر می‌کنند. در مرحله رشد، هم تولیدات این شرکت‌ها و هم تقاضا برای آن‌ها افزایش پیدا می‌کند، که شرکت‌های چندملیتی آمریکایی شروع به سرمایه‌گذاری خارجی و سرمایه‌گذاری‌های مشترک جهت تولید در دیگر کشورهای صنعتی و پیشرفته نظیر کشورهای اروپایی و ژاپن می‌کنند. در ضمن با ورود رقبای خارجی، تقاضا برای صادرات از آمریکا کاهش می‌یابد و مصرف‌کننده شروع به خرید از تولیدات سایر کشورهای پیشرفته و صنعتی می‌کند. در مرحله بلوغ، با مطرح شدن موضوعاتی نظیر کاهش هزینه‌های تولید، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که در ابتدا به کشورهای صنعتی اختصاص داده شده بود، به کشورهایی با هزینه تولید پایین نظیر کره‌جنوبی، تایوان، سنگاپور انتقال پیدا می‌کند. جدا از مصرف‌کننده بازار داخلی این کشورها، قسمتی از تولیدات نیز به بازار آمریکا و دیگر بازارهای خارجی صادر می‌شود. در ضمن، جریان تجارت خارجی در آمریکا و دیگر کشورهای صنعتی و پیشرفته از صادرات کالا به واردات عوض می‌شود. در مرحله پایانی چرخه تولید، به منظور کمینه‌کردن هزینه تولیدات، سرمایه‌گذاری مستقیم شرکت‌های چندملیتی، علاوه بر کشورهای با هزینه پایین به کشورهای با پایین‌ترین هزینه تولید روانه می‌شود. تولیدات شرکت‌های چندملیتی نه تنها در بازارهای داخلی مصرف می‌شود بلکه به بازارهای آمریکا و بازارهای جهانی نیز صادر می‌شود. (Vernon ;1966)

هلپمن (Helpman, 1984) بر این دیدگاه تاکید دارد که، بر اساس این‌که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت عمودی، یا افقی صورت گیرد می‌تواند بر تجارت موثر باشد. این دیدگاه بیانگر این است که با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی بخش‌های مختلف تولید از هم جدا می‌شوند و هر بخش متناسب با عوامل مختلف تولید مستقر می‌شود. به طوری که هر بخش در کشوری که عامل تولید مورد نیاز در آن فراوان است، ایجاد می‌شود. همچنین هریک از کارخانه‌ها

---

1 - Product Life Cycle Theory

محصولات خود را به عنوان کالای واسطه‌ای به کارخانه دیگر صادر می‌کند. بنابراین، سرمایه-گذاری مستقیم خارجی عمودی اثر مثبت بر تجارت دارد. اما در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افقی، ارتباط منفی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت وجود دارد.

کوجیما (Kojima, K ;1973) معتقد است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسته به این که دارای سمت‌گیری تجاری یا ضدتجاری است بر تجارت کشور میزبان تاثیر می‌گذارد. اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای سمت‌گیری تجاری باشد، به این معنی که سرمایه‌گذاری در صنایعی که کشور سرمایه‌گذار در آن دارای عدم مزیت نسبی است موجب افزایش و رشد صادرات می‌شود. ولی اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای سمت‌گیری ضدتجاری باشد، به این معنی که سرمایه‌گذاری در صنایعی در کشور میزبان که کشور سرمایه‌گذار در آن مزیت نسبی دارد، منجر به رشد و افزایش صادرات نمی‌شود.

اخلم و همکارانش (Ekholm,et al.;2004) این دیدگاه را مطرح می‌کنند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی زمانی می‌تواند نقش سکوی صادرات برای کشور میزبان را بازی کند که تولیدات کشور میزبان در یک بازار سومی ولی نه در کشور سرمایه‌گذار به فروش برسد. تحقق این هدف تحت‌تاثیر موافقتنامه‌های تجارت آزاد و هزینه تجارت کالاهای واسطه‌ای کشور میزبان است.

مروری بر شواهد تجربی

شواهد تجربی تحقیق، در واقع مبانی نظری ارتباط بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات کشور میزبان را مورد حمایت خود قرار می‌دهند. پژوهش‌های متعددی ارتباط بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات کشور میزبان را در مناطق مختلف جهان مورد بررسی قرار داده‌اند. که در این تحقیق مرور اجمالی بر تعدادی از این تحقیقات خواهیم داشت.

مطالعات خارجی

هود و یانگ (Hood, N. and Young, S.;1979) نقش شرکت‌های چندملیتی را در ساختار صادراتی کشورهای کمتر توسعه یافته در دهه ۱۹۶۰ بررسی کردند. آن‌ها اشاره داشتند به این که قدرت و توانایی صادرات شرکت‌های چندملیتی در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای کمتر توسعه‌یافته بیشتر است. شرکت‌های چندملیتی به توسعه و گسترش ساختارهای صادراتی در

کشور میزبان نیز کمک می‌کنند. اما توانایی این شرکت‌ها در انجام این قابلیت در کشورهای کمتر توسعه‌یافته در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته کمتر است.

کوجیما (Kojima, 1973) در بخش اول مطالعه خود تفاوت بین FDI انجام شده توسط ایالات متحده و ژاپن را در چهار کشور تایوان، کره، هنگ‌کنگ و سنگاپور و همچنین در چهار کشور بزرگ ASEAN (اندونزی، مالزی، فلیپین و تایلند) کردند. نتایج نشان می‌دهد که FDI انجام گرفته توسط ژاپن میل به تجارت و صادرات دارد. زیرا هدف FDI ژاپن تقسیم بین‌المللی فرایند تولید است. از طرف دیگر FDI ایالات متحده نسبتاً میل به تجارت و صادرات ندارد که دلیل این می‌تواند این باشد که تعداد زیادی از شرکت‌های چندملیتی آمریکایی ترجیح می‌دهند در صنایع سودآور، در کشور میزبان سرمایه‌گذاری کنند و هدف آن‌ها تنها کسب سود داخلی است.

لین (Lin, 1995) ارتباط دو طرفه FDI و تجارت را بین تایوان با چهار کشور ASEAN (اندونزی، مالزی، فلیپین و تایلند) به صورت جداگانه در دوره زمانی ۱۹۹۲- ۱۹۸۱ بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد انباشت و تراکم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تایوان به این کشورها، صادرات این کشورها را به تایوان افزایش می‌دهند.

لیچنکو و اریکسون (Leichenko. and Erickson, 1997) رابطه علّی بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بخش صنعت و صادرات صنعتی در ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۱۹۹۱- ۱۹۸۰ را بررسی می‌کند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد ورود FDI تاثیر مثبتی بر صادرات دارد.

سو (Seo, 1997) در تحقیق خود با استفاده از آزمون علّیت گرنجر، به بررسی ارتباط علّی بین ورود FDI و صادرات در کره جنوبی و تایوان در دوره زمانی ۱۹۹۴- ۱۹۵۲ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که برای کره جنوبی، در سطح همه صنایع و صنعت کارخانه‌ای هیچ رابطه علّی وجود ندارد. در همین شرایط برای تایوان، در سطح همه صنایع یک رابطه علّی از ورود FDI به صادرات وجود دارد. همچنین یک رابطه دو طرفه بین ورود FDI و صادرات صنایع کارخانه‌ای وجود دارد.

لیو و همکاران (Liu, 2001) به بررسی رابطه علّی بین ورود FDI و تجارت خارجی (شامل واردات و صادرات)، بین چین و ۱۹ کشور با استفاده از آزمون علّیت گرنجر در دوره ۱۹۹۸- ۱۹۸۴ می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که رشد واردات در چین به رشد ورود FDI و در نهایت به رشد صادرات از چین به کشور سرمایه‌گذار می‌انجامد.

زنگ و سونگ (Zhang & Song, 2000) با استفاده از روش داده‌های پانل[1] به بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات در سطح استان‌های چین در دوره زمانی ۱۹۷۷- ۱۹۸۶ می‌پردازد. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که در بسیاری از موارد افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب رشد صادرات استان‌ها شده است.

زنگ و فلمین‌قام (Zhang & Felmingham ;2001) در بخش اول مطالعه خود بر پایه داده‌های آماری ماهیانه برای دوره ۹۹- ۱۹۸۶ و با روش همگرایی بلندمدت[2] و الگوهای تصحیح خطا[3] (ECM) به بررسی ارتباط علّی بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات در کشور چین می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات یک رابطه دوطرفه است. در بخش دوم مطالعه خود با استفاده از روش داده‌های پانل برای شهرها و مناطق مختلف به بررسی ارتباط متغیرهای مذکور می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که در مناطق با جریان بالای ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (مناطق ساحلی) و جریان پایین ورود سرمایه-گذاری مستقیم خارجی (مناطق غربی) یک رابطه علّی دو طرفه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات وجود دارد در حالی که در بقیه مناطق چنین رابطه‌ای برقرار نیست.

لیو و همکاران (Liu and et al, 2002) در مطالعه‌ای دیگر ارتباط علّی بین ورود FDI، تجارت و رشد اقتصادی را در چین برای دوره زمانی ۱۹۹۷- ۱۹۸۱ بررسی کردند. نتایج نشان دهنده آن است که یک ارتباط علّی دو طرفه بین ورود FDI و صادرات وجود دارد.

ترسا و همکاران (Teresa, 2002) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۹۹- ۱۹۸۰ و بر اساس آزمون علّیت تودا و یاماتو به بررسی ارتباط بین صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مکزیک پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه علّی مثبتی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات وجود دارد.

لیو و شو (Liu, and Shu, 2003) تعیین‌کننده‌های صادرات چین را با استفاده از متغیرهای ورود FDI، هزینه نیروی کار و اندازه بنگاه بر اساس داده‌های مقطعی در سطح صنعت بررسی

---

1 - Panel Data.
2 - Co-integration.
3 - Error Correction Models.

کردند. نتایج نشان می‌دهد که صادرات چین در سطح بخشی به طور معنی‌داری تحت تاثیر متغیرهای مستقل است.

شارما (Sharma, 2003) در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین ورود FDI و صادرات هند با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای[1] (2SLS) در دوره زمانی ۹۸- ۱۹۷۰ می‌پردازد. شارما بحث می‌کند که FDI در هندوستان اثر معنی‌داری برصادرات ندارد.

آلیک و اوکال (Alice and Ucal, 2003) در مقاله خود به ارتباط بین ورود FDI، صادرات و رشد اقتصادی در اقتصاد ترکیه، در دوره زمانی ۲۰۰۲- ۱۹۸۷ می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که هیچ ارتباطی بین متغیرهای اقتصادی فوق دیده نشده است.

اکینیک و همکاران (Ekanayake and et al, 2003) ارتباط بین سطح تولید، ورود FDI و صادرات در بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعهٔ (برزیل، کانادا، چین، مکزیک و ایالات متحده) در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰ با استفاده از آزمون علّیت گرنجر را بررسی می‌کنند. یافته‌ها تنها یک رابطه علّی دو طرفه بین ورود FDI و صادرات در ایالات متحده را نشان می‌دهد.

سو و خان (Suh & Khan, 2003) به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات کشورهای ASEAN/AFTA[2] پرداخته و سپس به مقایسه آن با دو بلوک تجاری LAIA [3] و CEFTA [4] می‌پردازند. این مطالعه با استفاده از داده‌های ۲۶ کشور از سه بلوک تجاری در دوره زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۹۵ انجام گرفته است. نتایج مطالعه نشان‌دهنده آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تنها بر صادرات کشورهای CEFTA و LAIA موثر است.

بنگا (Banga, 2003) در مقاله خود به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انجام گرفته توسط ایالات متحده و ژاپن بر صادرات هندوستان برای دوره زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۹۴ و بر اساس روش داده‌های پانل می‌پردازد. نتایج نشان دهنده آن است که سرمایه‌گذاری انجام گرفته توسط شرکت‌های آمریکایی به صورت مستقیم، همراه با افزایش تنوع صادراتی و هم به صورت غیرمستقیم، موجب افزایش صادرات بنگاه‌های داخلی در بخش غیرسنتی شده است. این در حالی

---

1 - Two Stage Least Squares.
2 -Association of Southeast Asian Nations / ASEAN Free Trade Area.
3 - Latin American Integration Association.
4 - Central European Free Trade Area.

است که سرمایه‌گذاری انجام گرفته توسط شرکت‌های ژاپنی تاثیر معنی‌داری بر صادرات کشور نداشته است.

متوالی (Metwally, 2004) در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین صادرات، رشد اقتصادی و FDI انجام گرفته توسط اتحادیه اروپا در سه کشور مصر، اردن و عمان با استفاده از معادلات همزمان و در دوره زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۸۱ می‌پردازد. نتایج نشان‌دهنده آن است که صادرات تحت تاثیر ورود FDI در این کشورها است.

بالیمون لوتز (Baliamoune-Lutz, 2004) با استفاده از آزمون علّیت گرنجر، ارتباط علّی بین FDI، صادرات و رشد اقتصادی در مراکش را در دوره ۱۹۹۹- ۱۹۷۳ بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه علّی دو طرفه بین FDI و صادرات وجود دارد.

جانسون (Johnson ;2006) در مقاله خود به بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات ۸ کشور جنوب شرقی آسیا، هنگ‌کنگ، سنگاپور، مالزی، تایوان، اندونزی، کره، تایلند و چین با استفاده از دو روش رگرسیون‌های سری‌زمانی برای هر کدام از کشورها و داده‌های پانل برای همه کشورهای مذکور در دوره زمانی ۲۰۰۳- ۱۹۸۳ می‌پردازد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبتی بر صادرات کشور میزبان دارد. همچنین آزمون علّیت گرنجر نشان می‌دهد که یک رابطه علّی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات وجود دارد.

هشیائو و هشیائو (Hsiao & Hsiao, 2006) با استفاده از رگرسیون‌های سری زمانی و داده‌های پانل به بررسی آزمون علّیت گرنجر بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات در کشورهای چین، کره، تایوان، هنگ کنگ، سنگاپور، مالزی، فیلیپین و تایلند برای دوره زمانی ۲۰۰۴- ۱۹۸۶ می‌پردازند. آنها ابتدا با استفاده از مدل VAR [1] برای هر کدام از کشورهای فوق رابطه علّیت را بررسی می‌کنند که رابطه علّیت برای هر کشور نتایج مختلفی را نشان می‌دهد. سپس با استفاده از یک مدل پانل دیتا برای همه کشورهای فوق و به روش‌های اثرات ثابت و تصادفی به برآورد یک رابطه پانل دیتا VAR برای آزمون علّیت گرنجر پرداخته است. نتایج آزمون علّیت داده‌های پانل

---

1 - Vector Autoregrestion.

نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت غیرمستقیم بر صادرات این کشورها موثر است.

مطالعات داخلی

در داخل کشور تنها یک مطالعه وجود دارد که به بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته است که در زیر به آن اشاره می‌شود.

سید نورانی (۱۳۷۴) با استفاده از روش OLS و استفاده از داده‌های حقیقی به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات کشور برای دوره زمانی ۵۴- ۱۳۴۲ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با یک وقفه پنج ساله یر صادرات تاثیر مثبتی می‌گذارد.

معرفی الگو

همانطور که پیشتر نیز اشاره شد، هدف این مطالعه بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران می‌باشد. به همین منظور مدل عرضه صادرات غیرنفتی مناسب با اقتصاد ایران از نیازهای اولیه تحقیق است. مطالعات زیادی که در مورد صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران، کشورهای نفتی و کشورهای در حال توسعه انجام شده، طیف وسیعی از عوامل موثر بر صادرات ارائه داده‌اند.

در کشوری که از راهبرد جانشینی واردات پیروی می‌کند، صنایع بر اساس مصرف داخلی شکل می‌گیرد و فقط مازاد مصرف داخلی به امر صادرات اختصاص می‌یابد. به عبارت دیگر صنایعی که ایجاد آنها صرفاً تولید برای صادرات باشد و بر اساس نیاز بازارهای خارجی شکل گرفته باشد، در چنین کشورهایی وجود ندارد یا تعداد آن‌ها اندک است.

در واقع تقاضای داخلی یک جانشین قوی برای تقاضای خارجی محسوب می‌شود. در نگرشی دیگر، افزایش تقاضای داخلی از طریق بالابردن مقیاس تولید، هزینه متوسط تولید را کاهش داده و منجر به پیشرفت تکنیکی و بهبود کارایی می‌گردد و از این طریق رقابت با محصولات خارجی را تسهیل می‌کند. با این حال، در مطالعات تجربی، اثر تقاضای داخلی بر عرضه صادرات، منفی در نظر گرفته می‌شود. در بسیاری از مطالعاتی که تقاضای داخلی به طور صریح در الگوی عرضه

صادرات لحاظ شده، اثر آن معنی‌دار و علامت مورد نظر را دارد.[۱]

با استفاده از مطالعات انجام شده، عرضه صادرات غیرنفتی را علاوه بر جذب داخلی (معرف تقاضای داخلی)، تابعی از نرخ ارز واقعی در نظر گرفته‌ایم. همچنین ما متغیر مجازی مربوط به دوره جنگ را نیز وارد مدل کرده‌ایم، زیرا، نقش تاثیرگذاری منفی جنگ بر روند صادرات غیرنفتی به هیچ وجه قابل انکار و تردید نیست.

بر این اساس شکل تابعی صادرات غیرنفتی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$X = f\left(RE, FDIX, Y, D59\right) \qquad (۱)$$

X: مقدار صادرات غیرنفتی

RE: نرخ واقعی ارز

$FDIX$: نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی ($\frac{FDI}{GDP}$)

Y: جذب داخلی

$D59$: متغیر تاثیرات جنگ تحمیلی

Y: جذب داخلی($\frac{C}{GDP+M}$) به صورت نسبت مصرف داخلی به تقاضای حقیقی (مجموع تولید ناخالص داخلی بدون نفت و واردات حقیقی) مورد استفاده قرار می‌گیرد. انتظار می‌رود که این متغیر تاثیر منفی بر صادرات غیر نفتی داشته باشد.

RE: نرخ ارز واقعی به صورت P^*E/P تعریف می‌شود. که در آن E نرخ ارز در بازار آزاد، P شاخص قیمت مصرف‌کننده در داخل کشور، P^* شاخص قیمت مصرف‌کننده در آمریکا. انتظار بر این است که نرخ ارز واقعی تاثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی داشته باشد.

روش برآورد الگو

به منظور بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و دیگر متغیرهای مطرح شده در رابطه (۱) از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است.

۱- به عنوان مثال Tyler(1973) , Donges(1972) و Lukonga(1994) (به نقل از ابریشمی، ۱۳۸۱) را ملاحظه فرمایید.

الگو از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجه تجمعی[1] یکسان برخوردار باشند. همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

پسران و شین (Pesaran & Shin, 1997) ثابت می‌کنند که اگر بردار هم جمعی[2] حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده به دست آید، علاوه بر این که از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\phi(L,S)y_t = \sum_{i=1}^{k}\theta_t(L,n_t)X_{it} + \delta' W_t + u_t$$
$$\phi(L,S) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_p L^S \qquad (۲)$$
$$\theta(L,n_t) = \theta_{10} + \theta_{11}L + \theta_{12}L^2 + \cdots + \theta_{1n_t}L^{n_t}$$

که در این روابط:

L، عملگر تاخیر زمانی مرتبه اول به طوری که $LX_t = X_{t-1}$

y_t، متغیر وابسته موجود در مدل

X_{it}، بردار متغیرهای توضیحی به کارگرفته شده در مدل

K، تعداد متغیرهای توضیحی به کارگرفته شده در مدل

$n_K \cdots n_2, , n_1$، تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی

S، تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل

W_t، بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبداء، روند زمانی و متغیرهای فصلی

معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $S = 0,1,2,...,d$ و $n_t = 0,1,2,...,d$ و $i = 0,1,2,...,k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر

---

1 -Integrated.
2- Cointegrated.

تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دوره $(t = d+1, ..., n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک[1] (AIC)، شوارتز- بیزین[2] (SBC) ، حنان- کوئین[3] (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل شده[4] $\left(\overline{R}^2\right)$ وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارتز- بیزین به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود(Pesaran , M.H & Shin , Y. ;1997).

در ادامه، الگوی ARDL ضمن برآورد ضرایب الگوی بلندمدت، مدل تصحیح خطای (ECM)[5] مطابق با مدل انتخابی در مرحله قبل را ارائه می‌کند.

البته، قبل از برآورد رابطه بلندمدت ابتدا لازم است، متغیرها به لحاظ پایایی و وجود رابطه هم جمعی بین متغیرهای مستقل الگو و صادرات غیرنفتی مورد بررسی قرار گیرند.

نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو در جدول (۱) آمده است.

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای همه متغیرها به جز FDIX در سطح از قدرمطلق مقادیر بحرانی مکینون کوچک‌تر بوده، اما با یک‌بارتفاضل‌گیری از متغیرها، آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته مربوط به آنها، از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر شده و پایا بودن متغیرها به اثبات می‌رسد. بنابراین بر اساس جدول (۱) کلیه متغیرهای موجود در مدل، به جز FDIX که پایا از درجه صفر I(0) است، پایا از درجه یک I(1) خواهند بود.

قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود هم‌جمعی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) استفاده شده است. به این منظور با استفاده از روش خود-توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) الگوی پویای صادرات غیرنفتی را برآورد

1- Akaike Information Criterion.
2- Schwarz Bayesian Criterion.
3- Hannan-Quinn Criterion.
4- Adjusted R-Square.
5- Error Correction Model.

می‌کنیم.حداکثر وقفه‌های مدل را مساوی ۱ قرار می‌دهیم و نرم‌افزار Microfit 4 مدل (۱،۰،۰،۰) ARDL را مطابق معیار شوارتز- بیزین برای وقفه ۱ به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند که این مدل در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۱) خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

متغیر		با عرض از مبداء و بدون روند			با عرض از مبداء و روند			نتیجه
		آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینون	وقفه	آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینون	وقفه	
سطح	LX	-۱/۲۳۷۴	-۲/۹۴۹۹	۰	-۱/۷۶۲۵	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
	LRE	-۱/۳۹۵۳	-۲/۹۴۹۹	۰	-/۸۰۱۳۳	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
	LY	-۲/۳۰۵۱	-۲/۹۴۹۹	۰	-۲/۴۳۶۵	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
	FDIX	-۳/۶۰۰۳	-۲/۹۴۹۹	۰	-۴/۶۰۰۷	-۳/۵۴۶۸	۰	پایا
تفاضل مرتبه اول	DLX	-۶/۲۷۱۰	-۳/۰۱۲	۰	-۶/۱۷۴۵	-۳/۶۴۵	۰	پایا
	DLRE	-۴/۸۷۱۱	-۳/۰۱۲	۰	-۵/۰۴۹۴	-۳/۶۴۵	۰	پایا
	DLY	-۵/۱۹۳۵	-۳/۰۱۲	۰	-۵/۱۱۵۲	-۳/۶۴۵	۰	پایا

ماخذ: محاسبات تحقیق

پس از برآورد معادله پویا، فرضیه وجود و یا عدم وجود هم جمعی بین متغیرهای موجود در الگو آزمون می‌شود. چنانچه مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد. بنابراین برای آزمون وجود همجمعی در الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی ARDL، لازم است آزمون فرضیه‌های زیر انجام شود:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \qquad (۳)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0$$

با توجه به اینکه معیار شوارتز- بیزین(SBC) تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته را تنها یک وقفه انتخاب کرده است(P=۱)؛ مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\widehat{\alpha}_i - 1}{S_{\widehat{\alpha}_i}} = \frac{0.51384 - 1}{0.092187} = -5.27 \qquad (4)$$

کمیّت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران در سطح اطمینان ۰/۰۹۵ برای مدل با عرض از مبداء و عرض از مبداء و روند به ترتیب برابر با ۴/۰۵ و ۴/۳۴ می‌باشد. لذا فرض صفر رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تایید می‌شود.

جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون همگرایی الگوی پویای تابع صادرات غیرنفتی به روش ARDL

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	آماره t
LX(-1)	۰/۵۱۳۸۴	۰/۰۹۲۱۸۷	۵/۵۷۳۹ (۰/۰۰۰)
LRE	۰/۳۰۵۶۷	۰/۰۷۳۰۱۵	۴/۱۸۶۳ (۰/۰۰۰)
FDIX	۲۸۹/۴۳۶۳	۹۸/۴۰۵۱	۲/۹۴۱۳ (۰/۰۰۶)
LY	-۲/۰۸۶۱	۰/۷۷۹۴۴	-۲/۶۷۶۴ (۰/۰۱۱)
T	۰/۰۳۳۱۱۲	۰/۰۰۸۰۷۱	۴/۱۰۲۶ (۰/۰۰۰)
D59	-۰/۵۰۰۳۱	۰/۱۷۰۸۹	-۲/۹۲۷۶ (۰/۰۰۶)
F = ۷۹/۳۱ (۰/۰۰۰)	D.W= ۲/۱۶	$\overline{R}^2$ = ۰/۹۰	R^2=۰/۹۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

پس از انجام آزمون و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان این رابطه را برآورد کرد. نتایج برآورد رابطه بلندمدت برای صادرات غیرنفتی در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳) نتایج تخمین بلندمدت تابع نابرابری درآمدی شهری-روستایی به روش ARDL

متغیر	LRE	FX	LY	T	D59
ضرایب	۰/۶۶۱۷۲	۷۰۶۳/۱	-۴/۲۸۸۴	۰/۰۶۰۴۵	-۱/۱۶
انحراف معیار	۰/۰۹۸۷۹۵	۲۲۲۰/۶	۱/۲۸۵۳	۰/۰۱۰۸۷۰	۰/۳۱۰۱۷
tآماره	۶/۶۹۷۸(۰/۰۰۰)	۳/۱۸۰۷(۰/۰۰۳)	-۳/۳۳۶۵(۰/۰۰۲)	۵/۶۰۷۸(۰/۰۰۰)	-۳/۷۳۹۹(۰/۰۰۱)

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج بدست آمده از جدول فوق نشان می‌دهد، بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات غیرنفتی یک ارتباط مثبتی و معنی‌داری وجود دارد. همچنین نتایج گویای آن هستند که، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش صادرات غیرنفتی و افزایش شاخص جذب داخلی، منجر به کاهش

صادرات غیرنفتی می‌شود. اما با توجه به مقدار ضرایب، واکنش صادرات غیرنفتی نسبت به نرخ ارز واقعی بی‌کشش و نسبت به جذب داخلی باکشش است. نسبت مصرف به تقاضای کل، اثر منفی بر صادرات غیرنفتی در بلند مدت دارد و نشان می‌دهد که نرخ پس‌انداز بالاتر، امکان صادرات بیشتر را امکان‌پذیر می‌سازد. بدین ترتیب، شرایط بازار داخلی و همچنین سیاست‌های تجاری دولت در تامین نیازهای داخلی، رفتار صادرات غیرنفتی را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد. به علاوه، اثر محدودکننده تقاضای داخلی برای صادرات غیرنفتی همواره با جهت-گیری‌های اقتصادی دولت به سمت اهدافی مانند خودکفایی تشدید شده است. به طوری که یک درصد افزایش در جذب داخلی، منجر به کاهش در صادرات غیرنفتی به میزان ۴/۲۹ درصد (در بلندمدت) می‌شود که با نتایج ابریشمی (۱۳۸۱) (که از داده‌های فصلی استفاده شده است) سازگاری دارد.

همچنین اثر متغیر مجازی جنگ بر عرضه صادرات غیرنفتی مطابق انتظار منفی برآورد شده است. که این نتیجه با نتایج ابریشمی (۱۳۸۱) و شاکری (۱۳۸۳) سازگار است

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه‌مدت میان صادرات غیرنفتی و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد می‌پردازیم که ضرایب مربوط به آن در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

جدول (۴) ضرایب مربوط به الگوی کوتاه‌مدت تابع صادرات غیرنفتی

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	آماره t
dLRE	۰/۳۰۵۶۷	۰/۰۷۳۰۱۵	۴/۱۸۶۳ (۰/۰۰۰)
dFDIX	۲۸۹/۴۳۶۳	۹۸/۴۰۵۱	۲/۹۴۱۳ (۰/۰۰۶)
dLY	-۲/۰۸۶۱	۰/۷۷۹۴۴	-۲/۶۷۶۴ (۰/۰۱۱)
dT	۰/۰۳۳۱۱۲	۰/۰۰۸۰۷۱	۴/۱۰۲۶ (۰/۰۰۰)
dD59	-۰/۵۰۰۳۱	۰/۱۷۰۸۹	-۲/۹۲۷۶(۰/۰۰۶)
Ecm(-1)	-۰/۴۸۶۱۶	۰/۰۹۲۱۸۷	-۵/۲۷۳۶ (۰/۰۰۰)
F = ۶/۵۰۱۸ (۰/۰۰۰)	D.W=۲/۱۶۰۶	$\overline{R}^2$ = ۰/۴۰۱۵۴	R^2 =۰۰/۴۷۴۵۲

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد همانند ضرایب الگوی بلندمدت، ضرایب کوتاه-مدت نیز از علائم مورد انتظار برخوردار می‌باشند. همچنین همه ضرایب در سطح ۹۵ درصد به

لحاظ آماری معنی‌دار هستند. علاوه بر این از تفاوت‌های موجود بین نتایج الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت آن است که کشش‌ها و ضرایب کوتاه‌مدت نسبت به مقادیر بلندمدت آنها از نظر قدرمطلقی کوچک‌تر می‌باشند.

با توجه به مقدار آماره R^2 (برابر ۰/۴۷۴۵۲) متغیرهای توضیحی مدل حدود ۴۷/۵ درصد از تغییرات متغیر صادرات غیرنفتی را در کوتاه‌مدت تبیین نموده است. سیاست‌های تشویقی و حمایتی دولت که معمولاً در کوتاه‌مدت و در مواقعی که درآمدهای نفتی دچار نوسان و کاهش می‌شود در حمایت از صادرات غیرنفتی صورت می‌گرفته در کوتاه‌مدت تاثیر زیادی بر صادرات غیرنفتی دارند. از آنجا که در مدل تصحیح خطا، تاثیر این گونه سیاست‌ها دیده نشده است، موجبات پایین بودن مقدار R^2 در مدل کوتاه‌مدت را فراهم آورده است. علاوه بر این مدل برآوردی، از آماره F قابل قبولی برخوردار بوده و آماره دوربین واتسون (DW) مزبور نشان از عدم وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال در سطح اطمینان ۵ درصد در رابطه مذکور دارد (d_L, d_u به ترتیب ۱/۸۲ و ۱/۲۹).

اما آنچه که در رابطه تصحیح خطا مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب (۱-) ecm است. این ضریب در مدل مذکور معادل ۰/۴۸۶۱۶- برآورد شده که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره معادل ۴۸/۶۲ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل صادرات غیرنفتی در دوره جاری تعدیل می‌گردد. علاوه بر این، نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریباً زمانی کمتر از سه دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

خلاصه و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه در دوره زمانی ۱۳۸۴- ۱۳۴۲ در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج برآورد الگوی پویای بلندمدت وجود یک رابطه بلندمدت بین

متغیرهای مدل نشان می‌دهد. بر اساس رابطه بلندمدت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی دارد. همچنین نتایج گویای آن هستند که، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش صادرات غیرنفتی و افزایش شاخص جذب داخلی منجر به کاهش صادرات غیرنفتی می‌شود. اما با توجه به مقدار ضرایب، واکنش صادرات غیرنفتی نسبت به نرخ ارز واقعی بی‌کشش و نسبت به جذب داخلی باکشش است. علاوه بر این اثر متغیر مجازی جنگ بر عرضه صادرات غیرنفتی مطابق انتظار منفی برآورد شده است.. نتایج در کوتاه‌مدت نیز از یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات غیرنفتی خبر می‌دهند. ضریب جمله تصحیح خطا ((ECM(-۱) در تابع کوتاه‌مدت نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هردوره معادل ۴۸/۶۲ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل صادرات غیرنفتی در دوره جاری تعدیل می‌گردد که تقریباً زمانی کمتر از سه دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد .

در اقتصاد متکی به نفت ایران، نوسانات قیمت جهانی نفت، کاهش ذخایر نفتی، بالا رفتن هزینه‌های استخراج و بی‌اطمینانی نسبت به آینده بازارهای جهانی نفت، می‌تواند در درآمدهای ارزی و به تبع آن در رشد و توسعه اقتصاد کشورمان اختلال ایجاد کند. لذا توسعه صادرات غیرنفتی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با توجه به این که نتایج این تحقیق بیانگر اثر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشد، از این رو پیشنهاد می‌شود که دستگاه‌های اجرایی و برنامه‌ریز ذی‌ربط، سیاست‌هایی هم در جهت رفع موانع موجود بر سر راه ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و هم در جهت تشویق و جلب بیشتر آن اتخاذ کنند.

References

1- Alc , A. A. and Ucal, M. S. (2003), **Foreign Direct Investment, Exports and Output Growth of Turkey: Causality Analysis**, *paper presented at the European Trade Study Group (ETSG) fifth annual conference, Madrid*, 11-13 Sept.

2- Banga, R. (2003) **The Export- Diversifying Impact of and U.S. Foreign Direct Investments in Indian Manufacturing Sector, Indian Council for Research on International Economic Relations**, *New Delhi Working Papers*, No, 110.

3- Baliamoune-Lutz, M. N. (2004), **Does FDI Contribute to Economic Growth?Knowledge About the Affects of FDI Improves Negotiating Positions and Reduces Risk for Firms Investing in Developing Countries**, *Business Economics*, 39 (2), pp. 49-56.
4- Dickey, D. and Fuller, W. (1979) **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
5- Ekanayake, E. M., Vogel, R. and Veeramacheneni, B. (2003), **Openness and Economic Growth: Empirical Evidence on the Relationship Between Output, Inward FDI, and Trade**, *Journal of Business Strategies*, 20 (1), pp. 59-72.
6- Ekholm, K., Forslid, R. and Markusen, J.R. (2007), **Export-Platform Foreign Direct Investment**. *Journal of the European Economic Association*, 5(4), pp 776-95.
7- Haddad, M., & Harrison, A. (1993). **Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment?** *Journal of Development Economics*, 42, 51-74.
8- Hood, N. and Young, S.(1979), The Economics of Multinational Enterprise , *Longman, London*
9- Hsiao, F.S.T. & Hsiao, M.C.W. (2006). **FDI, Exports, and GDP in East and Southeast Asia—Panel Data Versus Time-Series Causality Analyses**, *Journal of Asian Economics*. No, 17. pp 1082- 1106.
10- Johnson, A. (2006) **FDI and Exports: the Case of the High Performing East Asian Economies**, *Working Paper Series* in Economics and Institutions of Innovation with number 57.
11- Kojima, K. (1985), **Japanese and American Direct Investment in Asia: A Comparative Analysis**, *Hitotsubashi Journal of Economics*, 26, pp. 1-35.
12- Leichenko, R. M. and Erickson, R. A. (1997), **Foreign Direct Investment and State Export Performance** ,*Journal of Regional Science*, 37 (2), pp. 307-329.
13- Lin, A. L. (1995), **Trade Effects of Foreign Direct Investment: Evidence for Taiwan with Four ASEAN Countries**, *Review of World Economics*, 131 (4), pp.737-747.
14- Liu, X., Burridge, P. and Sinclair, P. J. N. (2002), **Relationships Between Economic Growth, Foreign Direct Investment and Trade: Evidence from China**, *Applied Economics*, 34, pp. 1433-1440.
15- Liu, X. H. and Shu, C. (2003), **Determinants of Export Performance: Evidence from Chinese Industries**, *Economics of Planning*, 36 (1), pp. 45-67.
16- Metwally, M. M. (2004), **Impact of EU FDI on Economic Growth in Middle Eastern countries**, *European Business Review*, 16 (4), pp.381-389
17- Noferesti, M. (2002). **"Unit-Root and Integration in Econometrics"**, *Rasa Press, Tehran*. (In Persian).
18- Pesaran , M.H & Shin , Y. (1999). **An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis**. *Cambridge University Press.*
19- Pesaran, M.H and Pesaran, B.(1997), **Working with Microfit 4.0: An**

Econometric Analysis . *Oxford University press*
20- Seo, J. S. (1997), '**Dynamics of Comparative Advantage and Foreign Direct Investment in Korea and Taiwan: An Analysis of the Relationship between FDI and Trade**'*, PhD thesis, University of New South Wales.*
21- Sharma, K. 2003, **Factors Determining India's export performance**, *Journal of Asian Economics*, 14 (3), pp.435-446.
22- Suh, T. & Khan, O.J. (2003). **The Effect of FDI Inflows and ICT Infrastructure on Exporting in ASEAN/AFTA countries: A Comparison with other Regional Blocs in Emerging Markets**, *International Marketing Review*, Vol, 20. No, 20. pp, 554 – 571.
23- Teresa Alguacil, M. Cuadros, A. & Orts, Orts, V. (2002). **Origin of Direct Investment, Exports and Domestic Performance in Mexico: a Causality Analysis,** *Economics Letters*, No, 77. pp, 371–376.
24- Vernon, R. (1966), **International Investment and International Trade in the Product Cycle**, *Quarterly Journal of Economics*, 80, pp. 190-207
25- Zhang, K. H & Song, H. (2000). **Promoting exports The Role of Inward FDI in China**, *China Economic Review*, 11, pp, 385-396.
26- Zhang, Q. & Felmingham, B. (2001). **The Relationship Between Inward Direct Foreign Investment and China's Provincial Export Trade**, *China Economic Review*, No, 12. pp, 82-99.

Received: 6.Apr.2009
Accepted: 18.Jul.2009