بررسی اثرات رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال در ایران (مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL)

Survey of Foreign Direct Investment Growth on Employment in Iran (ARDL Approach)

مهدی فدائی *، شایسته کاظمی **

دریافت: ۱۳۹۱/٦/٤ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۲۱

چکیده:

یکی از راه‌های ایجاد اشتغال، بالا بردن ظرفیت‌های شغلی در یک جامعه از طریق تشکیل سرمایه‌های جدید است. هدف از انجام تحقیق حاضر، تحلیل اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال کشور می‌باشد. بر این اساس از داده‌های آماری دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳٤۹ استفاده شده است تا رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال را در یک چارچوب نظری و تجربی اقتصادی در دوره اشاره شده مورد مطالعه و بررسی قرار دهد. همچنین با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای موجود برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو دوره کوتاه‌مدت(۰/۱۲۸٦) و بلندمدت (۰/۱۲٦۱) به طور مستقیم و معنی‌داری برسطح اشتغال تأثیرگذار بوده، به طوری که جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فرایند ایجاد اشتغال را بهبود بخشیده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) بدست آمده در این مدل، نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۰/۲ درصد از عدم تعادل در اشتغال تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است. آزمون‌های ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMSQ نیز نشان می‌دهد که ضرایب تخمین در طول دوره مورد مطالعه با ثبات هستند.

کلمات کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اشتغال، رشد اقتصادی، مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL.

طبقه‌بندی JEL: E24, F43, J64, P33.

* عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور
Email: Fadaeemahdi@gmail.com
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان
Email: Mrs71832003@yahoo.com

Mahdi Fadaee, Shayesteh Kazemi* **

Received: 25/Aug/2012 Accepted: 10/Jan/2013

Abstract:

One of the ways to create jobs is increasing the capacities of jobs through new investments. The aim of this research is to analyze the effects of foreign direct investment (FDI) on job creation in Iran. Thus, 1970-2010 statistical data have been used to survey the relationship between foreign direct investment and employment in a theoretical and experimental frame. By specifying an econometric model, the relations between the variables have been estimated by ARDL model. The results of research show that, foreign direct investment directly and meaningfully influences the economic growth to the extent that it improves the process of job creation opportunities in short run (0.1286) and long run (0.1261). Error correction coefficient (ECM) obtained in this model shows that in each period 10/2 percent of inequelibrium will justify and close to the long run imbalances. CUSUM and CUSUMSQ structural stability tests show that the estimated coefficients are stable over the period.

Keywords: Forign Direct Investment (FDI), Economic Growth, Employment, ARDL Model.

JEL: E24, F43, J64, P33.

* Faculty Member in Economics of Payeme Noor University, Iran.
Email: Fadaeemahdi@gmail.com
** M.A. in Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.
Email: Mrs71832003@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

با توجه به شرایط کنونی جمعیتی و اقتصادی ایران که در آن مسألهٔ بیکاری از جمله مشکلات حاد کشور محسوب می‌شود، و حتی با توجه به نتایج بحران ۲۰۰۸ کشورهای غربی در سالهای آتی انتظار موج‌های جدیدی از بیکاری وجود دارد (بی‌نیاز،۱۳۹۰: ص۵۹۱)، اجرای اقداماتی جهت تسریع رشد اقتصادی و افزایش ظرفیتهای تولیدی که منجر به ایجاد فرصتهای شغلی جدید و نتیجتاً کاهش بیکاری گردد، ضروری به نظر می‌رسد. از طرف دیگر، توجه به سرمایهٔ انسانی و تلقی انسان به منزلهٔ عامل اصلی و هدف توسعه یکی از مهمترین اصول اقتصاد توسعه در جهان امروز به شمار می‌رود. اما نکتهٔ قابل‌توجه این است که انسانها در صورتی به سرمایهٔ انسانی تبدیل خواهند شد که جامعه آموزشهای لازم، انگیزه کافی و سرمایه‌گذاریهای زیر ساختی مورد نیاز را فراهم کند تا زمینهٔ اشتغال فراهم گردد. بدین ترتیب، سرمایه‌گذاری خارجی به عنوان یکی از بخشهای مهم تأمین کنندهٔ منابع خارجی و مکمل منابع داخلی نقش مؤثری را در ظرفیت سازی تولیدی و ایجاد سرمایه فیزیکی، بهره‌وری سرمایهٔ انسانی و برقراری پیوند و ارتباط با اقتصاد بین‌المللی از طریق توسعهٔ بازارهای صادراتی، بهبودتراز پرداخت‌ها و پیشرفت در زمینه‌های تحقیق و توسعهٔ کشور میزبان ایفا می‌نماید.

از انواع سرمایه‌گذاری های خارجی می توان به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] (FDI) اشاره کرد که در آن سرمایه‌گذار خارجی با حضور فیزیکی در محل سرمایه‌گذاری (کشور میزبان) مسؤولیت مالی، کنترل و ادارهٔ واحد را مستقیماً به عهده می‌گیرد. با انجام سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید کشور میزبان افزایش می‌یابد و همچنین مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری داخلی نیز در آن کشور رشد پیدا کرده و موازنهٔ پرداخت‌ها بهبود می‌یابد (سیدنورانی،۱۳۷۳: ص۳۷). روند صعودی جذب FDI به کشورهای در حال توسعه در دههٔ ۹۰ و همزمان عملکرد خوب کشورهای در حال توسعه از لحاظ رشد اقتصادی به خصوص در کشورهایی نظیر چین، مالزی، کره، آرژانتین، پاکستان، اندونزی و... باعث شد که از سوی بعضی اقتصاددانان این طور عنوان شود که یکی از دلایل رشد اقتصادی، ورود FDI و افزایش آن در این کشورها بوده است (نظیفی،۱۳۷٤: ص۸۳). در نتیجهٔ تحقیقات صورت گرفته، مشخص شده است که عملیات شرکتهای فرا ملیتی و FDI می‌تواند بر رشد و توسعهٔ اقتصادی، اجتماعی و سیاسی و انتقال تکنولوژی در کشورهای میزبان به اشکال مختلف و در ابعاد گوناگون تأثیرگذار باشد، به گونه‌ای که این مسأله از نظر دولت‌های میزبان اهمیت زیادی دارد (مطیعی، ۱۳۹۰: ص ٤٥-٤٣). سیاست اشتغال‌زایی از طریق جریان ورودی FDI در کانون سیاست‌گزاری بخش خارجی اقتصادها قرار گرفته، به طوری که از آن به عنوان اهرم ایجاد فرصت‌های جدید شغلی یاد می‌کنند. تأثیرگذاری متغیر سرمایه‌گذاری خارجی بر توسعه ظرفیت‌های تولیدی و انگیزش تشکیل سرمایه در داخل کشور میزبان از بار مثبتی برخوردار است (همان،ص۸۵). لذا ضرورت شناخت اثرات FDI بر متغیرهای کلان اقتصادی خصوصاً اثرات اشتغال‌زائی آن، جهت اتخاذ تصمیمات آگاهانه و کاهش هزینه‌ها و افزایش منافع ناشی از عملیات فرا ملیتی ضروری به نظر می‌رسد.

در این مقاله تلاش می‌شود در چارچوب یک الگوی نظری- تجربی اقتصادی به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در ایران پرداخته شود، تا بتوان به این سؤال پاسخ داد که جذب سرمایه‌گذاری خارجی از لحاظ انتقال تکنولوژی و ایجاد فرصت‌های شغلی در رشد و توسعه اقتصادی تا چه میزان تاثیرگذار است. بخش دوم این مقاله به ادبیات نظری اشتغال و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته و تجربیات سایر کشورها را در این خصوص مورد ارزیابی قرار می‌دهد. سپس یک چارچوب نظری و عملی در بخش سوم پی‌ریزی شده تا رابطه ارگانیک بین FDI، اشتغال و سایر متغیرها را شناسایی کند. بخش چهارم نیز به تخمین مدل و تحلیل نتایج بدست آمده اشاره داشته و در نهایت در بخش پنجم به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادی کاربردی پرداخته است.

۲- ادبیات نظری تحقیق

امروزه بسیاری از کشورها به خصوص کشورهای در حال

1. Foreign Direct Investment (FDI)

Archive of SID

www.SID.ir

توسعه تلاش می‌کنند تا با اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب، و از طریق سرمایه‌گذاری های داخلی و خارجی، زمینه افزایش سطح اشتغال و ایجاد رشد مستمر پایدار را فراهم کنند. چنین کشورهایی ابتدا از طریق پیگیری سیاستهای اشتغال و هماهنگ شده با سایر سیاست‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری داخلی را تشویق کرده و با اعطای امتیازات ویژه به پروژه‌های مهم صنعتی و تجاری حتی درصدد ایجاد فضایی مناسب برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی نیز می‌باشند. این در حالی است که استفاده از امکانات سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی از طریق بکارگیری بهینهٔ منابع تولید از مهمترین عوامل دستیابی به پیشرفت اقتصاد داخلی و بین‌المللی است.

انواع سرمایه‌گذاری های خارجی، چه به صورت جریان ورودی سرمایه‌گذاری خارجی و چه به صورت جریان خروجی سرمایه‌گذاری خارجی، اثرات متعددی را بر اقتصاد کشورها بر جای می‌گذارد. این نوع سرمایه‌گذاری‌ها عمدتاً اثرات چشمگیری را در راستای ایجاد شغل‌های جدید روی سطح عمومی اشتغال داخلی به وجود می‌آورند و منجر به توزیع منطقه‌ای اشتغال جدید، تحول در سطح دستمزدها، توزیع درآمد و انتقال مهارت‌های محلی نیز می‌شوند. علاوه بر این، فرایند مذکور اثرات غیرمستقیم نیز در برخواهد داشت. تحرک نیروی آموزش دیده از بنگاه‌های خارجی به بخش‌های مختلف میزبان و ایجاد انگیزش در بهبود بهره‌وری ناشی از این نوع اثرات و استقرار پایدار FDI در اقتصاد محلی اغلب منجر به تغییرات اجتماعی می‌گردد. تحرک نیروی کار در ارتباط با بخش‌های داخلی نیز فرهنگ حرفه‌ای را انتقال می‌دهد که در آن حتی تجربه‌های جدید مدیریتی و تغییر در ساختارهای نهادی نیز ایجاد می‌گردد که علاوه بر این متضمن بهبود بهره‌وری و ظهور فرصت‌های جدید شغلی می‌گردد (میرزا، ۱۹۹۸: ص۶۸)[1]. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی FDI نه تنها به عنوان یک مولد اشتغال جدید از اهمیت خاصی برخوردار است، بلکه عاملی در جهت تغییر ساختار اشتغال نیز می‌باشد، به گونه‌ای که رشد پایدار اشتغال را به ویژه برای کشورهای در حال توسعه به ارمغان می‌آورد. به خصوص وقتی که هدف ایجاد تنوع محصول در FDI نیز مد نظر قرار گیرد (میکویچ و بل، ۲۰۰۰: ص۳۸)[2]. تنوع در FDI به ورود پروژه‌های سرمایه‌گذاری خارجی افقی به کشور میزبان می‌انجامد که در این حالت، موقعیت‌های ایجاد شده ابتدا منجر به بهبود شرایط توزیع استراتژی فروش می‌شود؛ سپس در زمانی طولانی‌تر دارایی‌های واقعی شکل می‌گیرند و تداوم در جریان اشتغال و جذب منابع خارجی منجر به شکل‌گیری FDI عمودی خواهد شد که در آن بازارهای صادراتی برای کشور میزبان گسترش یافته و فرصت‌های شغلی جدیدی را مجدداً فراهم می‌سازد. در این وضعیت FDI بیشتر جنبه صادراتی می‌یابد و باعث ایجاد تنوع و یکپارچگی در تولید و توزیع می‌شود (لانکس و ونابلز، ۱۹۹۷: ص ۱۱)[3]. جذب FDI در این شرایط، رشد نسبی با ثباتی را برای بازارهای داخلی ایجاد می‌کند (هونیا، ۱۹۹۸: ص۶۶)[4].

در مرحله اول FDI در کشورهای میزبان، بر بازارهای داخلی تاثیر گذاشته و اثرات آن در این بخش متمرکز می‌شود. این فرایند از طریق سرمایه‌گذاری هدفمند، عمدتاً در بخش بازرگانی و خدمات و کالاهای مصرفی، و در بازارهای محلی شکل می‌گیرد. اگر چه بی ثباتی نهادی و نامطمئن بازار و مخاطرات شغلی در گامهای اولیه امکان ظهور می‌یابند، اما آنها مانع عمده‌ای را برای جذب FDI در کشورهای میزبان (به ویژه کشورهای در حال توسعه) بوجود نمی‌آورند. با این حال باید بین مزایای کسب شده و نااطمینانی و ریسک اقتصادی توازن برقرار گردد؛ در غیر این صورت، عدم جذب تکنولوژی، سطح پایین سرمایه انسانی، ضعف ساختارهای نهادی، مدیریت ناکارا و مهارت‌های اندک بازاریابی باعث می‌شود تا تأثیرگذاری FDI بر سطح کل اشتغال کاملاً بی‌اهمیت شکل یابد. در مرحله دوم، شرایط برای عملیات FDI گسترش می‌یابد. مزیت‌های هزینه عامل[5] با توانایی مهارتی ترکیب می‌شود تا موقعیت مناسب را برای توسعه بازار داخلی فراهم سازد و این بدون شک بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار خارجی به

1. Mirza (1998)

2. Mickiewicz and Bell (2000)
3. Lankes and Venables (1997)
4. Hunya (1998)
5. Factor Cost Advantages

Archive of SID

www.SID.ir

نفع بازار داخلی تاثیرگذار است. در این حالت علاوه بر افزایش پروژه‌های سرمایه‌گذاری، افق زمانی آن‌ها توسعه می‌یابد به طوری که بر ارتقاء سطح اشتغال و انتقال بیشتر تکنولوژی اثر می‌گذارد. این اثر خود منجر به تنوع مهارت در ساختار بازار داخلی نیز می‌شود. در مرحله سوم، اثرات ایجاد شده ناشی از جریان سرمایه‌گذاریهای خارجی بر بازار کار، نسبت به مرحله قبلی قویتر است؛ زیرا سرمایه‌گذاران خارجی، بکار گیری عوامل را بر اساس مزیت‌های اقتصاد میزبان شکل می‌دهند. جریان ورود تکنولوژی از غرب[1]، باعث ایجاد همکاری بیشتر با بنگاههای مادر[2]شده، دسترسی بیشتری را به شبکه بازارهای جهانی فراهم کرده و بهره‌وری صنعت داخلی را نیز افزایش می‌دهند (میکویچ و همکاران، ۲۰۰۰: ص٤٠)[3].

در تداوم سرمایه‌گذاری، زنجیره FDI در سرمایه‌گذاری‌های استراتژیک مثل انرژی و ارتباطات و سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر صادرات کامل می‌شود. گسترش FDI و ایجاد تنوع ساختار مهارتی، سهم آن را در اشتغال افزایش می‌دهد و در شرایطی که بنگاههای داخلی پیشنهاد دستمزدهای بالاتر را برای نیروی کار ماهر می‌دهند، اختلاف سطح دستمزدها کاهش می‌یابد. این اثر متعادل کننده منجر به تحرک نیروی کار به سمت بنگاه‌های داخلی و ایجاد اثرات سرریز متنوع می‌گردد. در عمل، این چارچوب بر محور رابطه بین FDI و اشتغال کشور، صنعت و یا یک بنگاه قرار دارد که در فرایند مرحله‌گذار اقتصادی نیز واقع می‌شود. هر چه انواع بیشتری از FDI وارد اقتصاد شود، سطوح دستمزدهای مربوطه بین بنگاههای داخلی و خارجی و همچنین ساختار مهارت نیروی کار استخدام شده توسط بنگاه خارجی تغییر می‌یابد، که این می‌تواند عکس‌العمل‌های رقابتی را حتی در بین بنگاه‌های داخلی به دنبال داشته باشد. بنابراین هر چه کشورهای در حال توسعه در جذب منابع خارجی موفق‌تر باشند، از تنوع بیشتری در FDI نیز برخوردار خواهند شد، به طوری که انواع سرمایه‌گذاریها با فراهم نمودن سرریزهای تکنولوژی، انتقال مهارتها، تحریک دستمزدها و ایجاد رقابت زمینه‌های رشد اشتغال را فراهم می‌سازند (کاظمی،۱۳۸۲: ص۱۲).

۳ – مروری بر مطالعات انجام شده

سرمایه‌گذاری خارجی اثرات متعدد و متفاوتی را بر سطح اشتغال و توسعهٔ نیروی انسانی می‌گذارد؛ به طوریکه تاثیر افزایش سرمایه‌گذاری خارجی بر نرخ رشد دارای ابعاد متفاوتی است و بررسی این ابعاد جهت روشن شدن عملکرد سرمایه‌گذاری خارجی در هر کشوری حائز اهمیت بوده و با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری خارجی می تواند زمینهٔ رشد اشتغال و بهبود سرمایه انسانی را فراهم نماید، توجه به این مساله، ابعاد آن و مطالعات و تجربیات کشورهای مختلف ضروری است. در این قسمت به بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه پرداخته، ادبیات علمی و نظری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال تبین می‌گردد.

گیونهامو[4] (۲۰۰۹) طی یک آزمون تجربی به بررسی حقوق دارائی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در زیمبابوه در سال‌های ۱۹٦٤ الی ۲۰۰۵ و با تاکید بر عوامل درون سازمانی همچون کارائی سیستم قانونی پرداخته و نتایج این متغیرها را بر شاخص‌های رشد و اشتغال بررسی نموده است. نتیجه مطالعه وی نشانگر رابطه مستقیم و معنادار بین متغیرهای مذکور است.

میکویچ و همکاران[5] (۲۰۰۰) نقش FDI در ایجاد و توسعهٔ اشتغال را در کنار سایر عوامل ایجاد کنندهٔ اشتغال در چهار کشور اروپائی منتخب ارزیابی و بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که باوجود تفاوت زیاد در توزیع بخشی اشتغال FDI در کشورهای مورد بررسی رابطهٔ بسیار نزدیک و معناداری با جریان ورود FDI سرانه داشته است.

باجیو و سایمون[6] (۱۹۹٤) در مطالعه خود تحت عنوان تحلیل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اسپانیا، موضوع سرمایه‌گذاری خارجی را از جنبه‌های مختلف از جمله تأثیرگذاری آن بر متغیرهای اقتصادی و همچنین عوامل مؤثر بر جذب این گونه سرمایه‌گذاری‌ها، مورد بررسی قرارداده‌اند، آنها برای شرکت‌های چند ملیتی یک مدل سرمایه‌گذاری

1. Inflow of Western Technology
2. Parent Firms
3. Mickiewicz et al. (2000)
4. Gwenhamo, Farayi (2009)
5. Mickiewicz et al. (2000)
6. Bajio and Simon (1994)

Archive of SID

www.SID.ir

خارجی معرفی کرده و همچنین برای عرضهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان تابعی طراحی کردند و در اسپانیا با استفاده از داده‌های سالهای ۸۹-۱۹٦٤ رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و چند متغیر کلان از جمله، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، سطح محدودیت‌های تجاری و موجودی سرمایهٔ دورهٔ قبل، را مورد بررسی قرار دادند و در این راستا به این نتیجه رسیدند که تولید ناخالص داخلی واقعی و موجودی سرمایهٔ دورهٔ قبل رابطهٔ مثبت معنی‌داری با FDI داشته همچنین سطح محدودیتهای تجاری و نرخ تورم بر جذب این سرمایه‌ها تأثیر منفی داشته است.

کلاسنس(۱۹۹۳)[1] در مطالعه‌ی خود برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه شکل‌های جایگزین تأمین مالی خارجی از جمله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را مورد بررسی قرار داده و از آنجائیکه در کشورهای در حال توسعه برای اجرای طرحهای عمرانی معمولاً با کمبود سرمایهٔ داخلی و خارجی مواجهند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به عنوان یکی از راههای تأمین مالی معرفی کرده است.

شهرستانی (۱۹۸٤)[2] تأثیرات رفاهی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در دو کشور آمریکا وکانادا مورد بررسی قرار داد، که این آثار شامل، اثرات سرمایه‌گذاری داخلی، مصرف، موازنهٔ پرداخت‌ها، و اشتغال بوده؛ و با این فرض که FDI باعث افزایش تقاضای کل و اشتغال نیروی کار ماهر می‌شود، با استفاده از اطلاعات مربوط به سال های ۱۹۸۰-۱۹۵۰، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در کشورهای آمریکا و کانادا مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان داده که FDI اثر مثبتی بر اقتصاد کشور کانادا داشته و به همین دلیل پیشنهاد جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شده است.

آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله خود تحت عنوان بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت بر رشد اقتصادی کشور ایران پرداخته و از یک تابع تولید کل تعمیم یافته مدل رشد[3] (APF) استفاده نموده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تنها در کوتاه مدت بر رشد اثرگذار است که این اثر، منفی می باشد. همچنین متغیر تجارت هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت اثر معنادار و مثبتی را برروی رشد اقتصادی ایران داشته است. متغیرهای سرمایه و نیروی کار نیز عواملی بسیار مهم برای رشد اقتصادی کوتاه مدت و بلندمدت ایران به شمار می‌آیند.

نصابیان (۱۳۸۵) در مطالعه خود تحت عنوان نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال ایران با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال نیروی کار به صورت کلی در دورهٔ مورد مطالعه معنی دار نیست اما تأثیر این پدیده بر اشتغال نیروی کار ماهر در بخش خدمات مثبت و تأثیر آن بر اشتغال نیروی کار ماهر در بخش صنعت منفی می‌باشد.

هژبر کیانی و سبزی (۱۳۸۵) در مطالعه خود با عنوان تخمین تابع عرضه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اولاً رابطهٔ تعادلی بلندمدت برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود ندارد و فقط رابطه کوتاه مدت برقرار می‌باشد، ثانیاً سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با وقفه، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز واقعی و سرمایه انسانی رابطهٔ مستقیم و با سایر متغیرهای مورد بررسی مانند نرخ تورم، مالیات بر شرکتها و نرخ تعرفه، رابطه‌ی معکوس دارد.

نجارزاده و ملکی (۱۳۸٤) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده اند که نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب از جمله ایران بوده است؛ ضمن این که در این تحقیق مشخص شده است که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد، تحت تأثیر سرمایه

1. Classens (1993)
2. Shahrestani (1984)
3. Aggregate Production Function

Archive of SID

www.SID.ir

انسانی قرار دارد.

جعفری‌هرندی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان صادرات غیرنفتی و اشتغال، به صادرات غیرنفتی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر روی اشتغال اشاره کرده، با این فرضیه که با وجود سهم کوچک در آمدهای ارزی صادرات غیر نفتی از کل درآمدهای ارزی کشور، تغییرات این متغیر تأثیر معنی‌داری روی افزایش اشتغال دارد و جهت اثبات این فرضیه، با توجه به ساختار اقتصاد ایران از یک مدل که شامل سیستم معادلات همزمان است، استفاده کرده است و نهایتاً با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای ضرایب معادلات مورد نظر برآورد گردیده‌اند و نتایج بدست آمده از برآورد مدل، بر وجود رابطهٔ مثبت و معنی دار بین صادرات غیر نفتی و اشتغال دلالت دارد.

کازرونی (۱۳۷۹) در مطالعهٔ خود تحت عنوان آثار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و موانع بازدارندهٔ آن در ایران به این نتیجه رسیده که صادرات صنعتی تابعی از میزان مشارکت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است و همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با ایجاد واحدهای تولیدی بزرگ سبب افزایش اشتغال خواهد شد. از طرفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معنی‌داری روی فعالیت تحقیق و توسعه نداشته است. از طرف دیگر، او به این مسأله نیز اشاره می‌کند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمدتاً به امنیت سرمایه‌گذاری و مشکلات برون سازمانی از قبیل بروکراسی اداری، فقدان زیر بناهای اقتصادی و قوانین کار حساسیت دارد.

سیدنورانی (۱۳۷۳) با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ٥٤-۱۳٤۲ برای هر یک از متغیرهای تحت مطالعه‌ی خود مدل خاصی معرفی کرده است و با روش حداقل مربعات معمولی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر مصرف خصوصی تأثیر مثبت داشته و لذا ورود این سرمایه‌ها می توانند سطح رفاه اقتصادی را بالا ببرند، همچنین سرمایهٔ خارجی بر صادرات اثری مثبت و بر واردات اثری منفی دارد، از طرفی اثر سرمایه‌های خارجی بر نقدینگی مثبت بوده است.

آقازاده (۱۳۷۷) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان نقش سرمایه‌گذاری خارجی در رشد اقتصادی و مطالعهٔ تطبیقی ایران با کشورهای منتخب به این نتیجه رسیده است که دسترسی به سرمایه خارجی باعث افزایش سرمایه‌گذاران خارجی شده و همچنین در صورتی که از سرمایه‌های خارجی برای فعالیت‌های مولد استفاده شود، تولید و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و ضمناً به این نکته نیز اشاره کرده است که اثر بخشی سرمایه‌های خارجی بستگی به سیاستگزاری کشورهای میزبان خواهد داشت.

سلیمیان (۱۳۷٦) در پایان نامهٔ خود به بررسی قدرت اشتغال‌زایی بخش‌های صنایع صادراتی و مقایسهٔ آن با بخش‌های صنایع جانشین واردات ایران با استفاده از الگوها و روش‌های برنامه‌ریزی اقتصادی در سال ۱۳۷۳ پرداخته و سپس با استفاده از آمار و ارقام رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی و سازمان برنامه و بودجه تأثیر افزایش یک میلیارد ریال تقاضاهای نهایی بر روی اشتغال ایجاد شده در بخش‌های صنایع فوق به صورت مستقیم و غیر مستقیم را مورد مطالعه قرار داده است.

نظیفی (۱۳۷٤) در پایان‌نامهٔ خود تحت عنوان اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد کشورهای در حال توسعه بعد از ارائهٔ تعاریف به این نکته اشاره دارد که اگر هدف جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است باید دو مسأله قبل از ورود این سرمایه‌ها به کشور مشخص شود. اول : تمرکز استراتژیهای توسعه و سیاستهای کلان اقتصادی و دوم چگونگی تجهیز منابع داخلی جهت انجام FDI، و در پایان هم به این نتیجه رسیده که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایهٔ انسانی رابطهٔ مستقیم داشته است.

٤- متدولوژی و تصریح مدل

مطالعهٔ حاضر رویکرد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) را برای بررسی همجمعی متغیرها به کار گرفته است. بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی همجمعی بر دیگر روش‌های

1. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

Archive of SID

www.SID.ir

مرسوم همچون روش انگل و گرینجر برتری دارد. یکی از دلایل برتر دانستن رویکرد ARDL این است که این روش صرف نظر از این که متغیرهای موجود در مدل I(۰) یا I (۱) هستند، قابل کاربرد است؛ دلیل دیگر این که این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارآیی نسبتا بیشتری در مقایسه با روشهای دیگر دارد، بنابراین در این مطالعه از این روش استفاده شده است. باید توجه داشت که تکنیک ARDL را در صورت وجود سری‌های زمانی I (۲) در مدل نمی‌توان به کار برد. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به صورت زیر می‌باشد :

(۱)

$$\phi(L,P)y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,P)x_{it} + \lambda w_t + \varepsilon_t$$

جایی که:

$$\phi(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots\dots - \alpha_P L^P$$
$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots\dots + \beta_{iqi}L^{qi}$$
$$i = 1,2,\dots\dots,K$$

در معادله فوق y_t متغیر وابسته، ϕ جزء ثابت، L عملگرد وقفه (مانند $Ly_t = y_{t-1}$) و w_t بردار (I.S) از متغیرهای قطعی، نظیر عبارت عرض از مبدا، روندهای زمانی یا متغیرهای برون زا با وقفه‌های ثابت می باشد. در معادله فوق، ضرایب بلندمدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pi = \frac{\lambda'(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\dots,\hat{q}_k)}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-\dots-\hat{\phi}_p}$$

که در رابطه فوق $\lambda'(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\dots,\hat{q}_k)$، تخمین‌های OLSبرای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر p را در معادله (۱) برای مدل ARDL انتخابی معرفی می‌کند. مدل تصحیح خطا (ECM) مرتبط با $ARDL(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\dots,\hat{q}_k)$ با نوشتن معادله(۱) بر حسب سطوح وقفه داده شده و تفاضل مرتبه اول متغیرهای y_t، $x_{1t},x_{2t},\dots,x_{kt}$ و w_t به دست می‌آید:

(۲)

$$\Delta y_t = \Delta\phi_0 - \phi(1,\hat{p})ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta x_{it} + \lambda\Delta wt - j=1p-1\phi 0j\Delta yt-j-i=1kj=1q-1\beta ij\Delta xi,t-j+\varepsilon t$$

ECM، مدل تصحیح خطا[1] است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ECM_t = y_t - \phi - \sum\hat{\beta}_i x_{it} - \hat{\lambda}w_t \qquad (۳)$$

در معادله فوق، x_t برداری k بعدی از متغیرهای حرکت[2] و ε_t بردار جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس‌کواریانس ثابت می‌باشد.وجود یک عبارت تصحیح خطا در میان تعدادی از متغیرهای همجمع شده، دلالت بر این دارد که تغییرات در متغیر وابسته تابعی از سطوح غیر تعادلی در رابطه همجمعی (معرفی شده به وسیله ECM) و نیز تابعی از تغییرات در متغیرهای توضیحی دیگر است و نشان می‌دهد که هر انحراف از تعادل بلندمدت، منجر به تغییرات در متغیر وابسته به منظور حرکت به سمت تعادل بلندمدت خواهد شد (مسیح و مسیح، ۲۰۰۲)[3].

رویکرد ARDL شامل دو مرحله برای تخمین روابط بلندمدت است. مرحله اول، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در معادله می‌باشد. مدل ARDL تعداد (P+1) رگرسیون را به منظور به دست آوردن طول وقفه بهینه برای هر متغیر، برآورد می‌کند (P ماکزیمم تعداد وقفه‌ها و K تعداد متغیرهای موجود در معادله می‌باشد). مرحله دوم، تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت معادله یکسان می‌باشد، مرحله دوم تنها زمانی انجام می‌شود که در مرحله اول به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پی برده شود (شهباز، ۲۰۰۷)[4].

این مقاله برای اجرای مرحله اول، روش ARDL یا به عبارتی برای پی‌بردن به وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرهای مورد استفاده، روش آزمون F متغیر اضافی را به وسیله مدل‌سازی معادله بلندمدت به عنوان یک مدل خود توضیح برداری عمومی (VAR) از مرتبه P به صورت زیر، مورد استفاده قرار می‌دهد:

(٤)

$$Z_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\emptyset_i Z_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$t = 1,2,3,\dots\dots,T$$

(۵)

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta t + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\Gamma_i\Delta Z_{t-i} + \varepsilon_i \ , t = 1,2,\dots\dots,T$$

1. Error Correction Model

2. K-dimensional forcing variables
3. Masih and Masih (2002)
4. Shahbaz Akmal (2007)

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن ماتریس‌های (K+1)x(K+1) برای

(٦)

$$\Pi = I_{k+1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i \quad ,\Gamma_i$$
$$= -\sum_{j=i+1}^{p} \psi_j \; i = 1,2,\ldots.,p-1$$

مربوط به ضرایب فزاینده بلندمدت و ضرایب پویای کوتاه مدت الگوی تصحیح خطای برداری VECM[1] هستند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱)[2]. Z_t به ترتیب بردار متغیرهای y_t و x_t است. y_t متغیر وابسته I(1) است که تحت عنوان LY_t تعریف شده است و $x_t = [GDP_t , DI_t , FDI_t , X_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای I(0) و I(1) است، بردار خطای $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} , \varepsilon'_{2t})$ که دارای میانگین صفر و توزیع چند متغیره مستقل و یکسان (i.i.d) است (خان اشفق، ۱۹۹۷: ص۸٦٥)[3].

علاوه بر این با این فرض که یک رابطه منحصر به فرد بلندمدت در میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی(٤) به صورت زیر در می‌آید:

(۷)

$$\Delta L_t = C_{L0} + \beta t + \delta_{LL} L_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta L_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi \Delta x_{t-1} + \varepsilon L_t$$
$$t = 1,2,\ldots.,T$$

(۸)

$$\Delta LL_t = C_0 + \delta_1 LL_{t-1} + \delta_2 LGDP_{t-1} + \delta_3 LDI_{t-1} + \delta_4 FDI_{t-1} + \delta_5 LX_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \Delta LL_{t-i} + j=1q\varpi j\Delta LGDPt-j+l=1q\varphi l\Delta LDIt-1+m=1q\gamma m\Delta FDIt-m+p=1q\eta P\Delta LXMPt-P+\psi DUt+\varepsilon t$$

که در آن δ_i ضرایب فزاینده بلند مدت است.در مرحله اول از معادله (۸) به منظور انجام آزمون F برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌شود. آماره F، آزمون این مسأله است که همه ضرایب وقفه‌های سطح متغیرها برابر صفر هستند. به عبارت دیگر در این آزمون فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر می‌باشد:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$
$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

دو مقدار بحرانی F، وقتی که متغیرهای مستقل I(d)($0 \leq d \leq 1$) هستند، شرایط آزمون همجمعی را فراهم می‌کند.ارزش پایین‌تر فرض می‌کند رگرسورها I(0) هستند، و ارزش بالاتر فرض می کند که رگرسورها I(1) هستند. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. بر عکس اگر آماره آزمون کوچکتر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر یا عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نهایتاً اگر آماره بین حد بالا و حد پایین ارزش‌های بحرانی قرار بگیرد، نتیجه غیرقطعی است. در مرحله دوم، چنانچه وجود همجمعی تأیید شود، مدل ARDL شرطی (p, q_1, q_2, q_3, q_4) بلند مدت برای L_t می‌تواند به صورت زیر برآورد شود:

(۹)

$$LL_t = C_0 + \sum_{i=1}^{P} \delta_1 LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 LDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 LX_{t-i} + \psi DUt+\varepsilon t\ldots.$$

که در آن همه متغیرها همانند قبل می‌باشند و رتبه‌های مدل ARDL $(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$ برای پنج متغیر با استفاده از ضابطه شوارتز – بیزین (SBC) انتخاب می‌گردد. در مرحله سوم و مرحله آخر، پارامترهای پویای کوتاه مدت به وسیله برآورد یک مدل تصحیح خطای مرتبط با تخمین‌های بلندمدت به دست می‌آید، که این مدل تصحیح خطا برای متغیرهای این مطالعه به صورت زیر است؛ که در آن $\emptyset, \varphi, \varpi, \gamma$ و η و n ضرایب پویای کوتاه مدت همگرایی مدل به بلند مدت و v سرعت تعدیل است.

(۱۰)

$$\Delta LL_t = \mu + \sum_{i=1}^{P} \emptyset_i \Delta LL_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \varpi_j \Delta LGDP_{t-j} + l=0q\varphi l\Delta LDIt-l+m=0q\gamma m\Delta FDIt-m+p=0q\eta p\Delta LXt-p+\vartheta\ ecmt-1+\varepsilon t$$

۵- داده‌های تحقیق

داده‌های سری زمانی به کار گرفته شده در این مقاله برای دوره ۸۹-۱۳٤۹ می‌باشند و عبارتند از: تولید ناخالص داخلی (GDP)، جریان ورودی خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

1. Vector Error Correction Model (VECM)
2. Pesaran et al. (2001)
3. Khan, Ashfagh (1997)

Archive of SID

www.SID.ir

واقعی[1](FDI)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی (DI)، صادرات واقعی کالاها و خدمات (X)، حجم کل نیروی کار(L). تمامی متغیرها در شکل لگاریتم طبیعی به کار گرفته شده‌اند به استثنای FDI که به دلیل منفی بودن داده‌های FDI مربوط به برخی از سال‌ها برای ایران از آن لگاریتم گیری نشده است. داده‌های مورد استفاده در تحقیق از سایت بانک مرکزی ایران و آنکتاد گرفته شده است. داده‌های مربوط به نیروی کار بر حسب میلیون نفر، تولید ناخالص داخلی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی بر حسب میلیارد ریال، و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات بر حسب میلیون دلار می‌باشند.

٦- نتایج شبیه سازی مدل

قبل از پرداختن به آزمون، مانایی همه متغیرها بررسی شده تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو یعنی I(2) نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. بر طبق اوتارا[2] (۲۰۰٤) در هنگام وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که همه متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعیین این که هیچ یک از متغیرها جمعی از رتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است. در این مطالعه، آزمون ریشه واحد مدل خود توضیح، آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) است. رگرسیون آزمون، هم یک ثابت و هم یک روند را برای سطوح لگاریتمی و یک ثابت، بدون روند را برای تفاضل مرتبه اول متغیرها، به حساب می‌آورد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای تمامی متغیرها که به وسیله نرم افزارEviews به دست آمده، حاکی از آن است که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ درصد جمعی از مرتبه صفر یعنی I(0) هستند. بنابراین هیچ یک از متغیرهای موجود در مدل دارای مرتبه جمعی دو یا بیشتر از آن نمی‌باشند.

آزمونF معناداری کلی رگرسیون را در بلندمدت نشان می‌دهد؛ آمارهF محاسبه شده F(5,35)=62.334. از حد بالای ارزش بحرانی در سطح معنی داری ۵ درصد، بیشتر است. از آنجایی که اگر آماره F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به دست آید، وجود رابطه بلندمدت تایید می‌شود، می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت و این دلالت بر وجود رابطه همجمعی یا بلندمدت در میان متغیرهای مدل دارد. حال با توجه به وجود رابطه همجمعی بین متغیرها، مدل بر اساس روش ARDL تخمین زده می‌شود[3].

جدول (۱): آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل

Variable	Test critical values	Augmented Dickey-Fuller test statistic	Prob.*	I(0,1,2)
LL	0.9497	3.5654	0.9954	I(0)
LGDP	1.5558	3.5683	0.4974	I(0)
LDI	1.5761	3.5683	0.4872	I(0)
FDI	0.6608	3.5654	0.8471	I(0)
LX	1.2547	3.5654	0.6335	I(0)

Null Hypothesis: LL, LGDP, LDI, FDI, LX, has a unit root,
Exogenous: Constant, Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10),
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مرحله روش تصریح و دستیابی به مدل مطلوب روش مرحله‌ای خواهد بود، بدین معنی که مدل اولیه شامل و دربرگیرنده همه متغیرهای توضیحی خواهد بود که براساس مبانی نظری به دست آمده است. در مراحل بعدی به صورت مرحله به مرحله هر یک از متغیرهایی را که از نظر علامت و یا از نظر معنا داری یا مبانی نظری مغایرت داشته‌اند را از مدل حذف و نهایتاً بهترین مدل به دست خواهد آمد.

تجزیه و تحلیل از روشARDL، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا[4]، بلندمدت[5] و تصحیح خطا[6] می‌باشد. نتایج حاصل

1. Inward Forign Direct Investment Flow- Million $ at Current Price and Exchange Rates (UNCTAD)
2. Ouattara (2004)

۳. به دلیل تعداد زیاد متغیرهای توضیحی و کم بودن جمع مشاهدات نسبت به تعداد متغیرها (دوره ۱۳۸۹-۱۳٤۹) استفاده از روش جوهانس و مدل خود توضیح برداری (VAR) نتایج مطلوبی ارائه نمی‌کنند و برای رفع اشکال مزبور آزمون تجربی مورد استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده یا (ARDL) استفاده گردید.

4. Dynamic
5. Long-run
6. Error-Correction

Archive of SID

www.SID.ir

از تخمین معادلهٔ پویا – معادله‌ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه سمت راست معادله ظاهر می‌شود– در جدول (۲) خلاصه شده است. برای انتخاب وقفه بهینه می‌توان از معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده استفاده کرد که در این مطالعه برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است. نتایج تخمین کوتاه مدت نشان می‌دهد که افزایش سطح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، طی دوره مورد بررسی در کوتاه‌مدت تاثیر مثبت و معناداری بر سطح اشتغال داخل داشته است. هر یک میلیون دلار جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود سطح اشتغال تا ۹۶.۲ نفر در کوتاه‌مدت شده است.

پس از تخمین معادله پویا باید با انجام آزمونی از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل کرد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرائب با وقفهٔ متغیر وابسته کم شده و بر مجموع انحراف معیار ضرائب مذکور تقسیم شود:

$$(t=\frac{\sum_{i=1}^{p}\alpha_i-1}{\sum_{i=1}^{p}SE\alpha_i}) \quad (۱۱)$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی[1]، دولادو[2] و مستر[3] (۱۹۹۲) بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم. با انجام این آزمون t محاسباتی برابر با مقدار ۵/۰۱۵ بدست می‌آید، که چون از نظر قدر مطلق از t متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر یعنی ٤/٤٣– بیشتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژ LM نیز در سطح معنا داری ۹۵٪ معنادار بوده (۲/۸۹۰۱) و نشان دهنده عدم وجود همبستگی سریالی بین پسماندها است. معناداری آزمون رمزی نیز درهمان سطح معناداری (٤/٥٤٠٨) تصریح خوب مدل را تبیین می‌کند. قبل از ادامه بحث در خصوص روابط بلند مدت می‌توان میزان ثبات مدل را با استفاده از معیارهای براون، دوربین و ایوانز(۱۹۷۵) بررسی نمود. نمودارهای ذیل بیانگر آزمون‌های مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM و مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ است. نتایج نشان می‌دهد نه تنها درمدل رشد مورد بررسی، متغیرهای تصریح شده در مدل هم انباشته است بلکه روابط تخمین، باثبات نیز هستند.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان، روابط بلندمدت را تفسیر نمود. نتایج حاصل از این رابطه بلندمدت در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که رشد سطح FDI در بلندمدت تاثیر مثبت و معناداری بر سطح اشتغال داخل داشته است. هر یک میلیون دلار رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود سطح اشتغال تا ۱۲٦.۱ نفر در بلندمدت شده است.

در ادامه برای بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت در تولید به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح – خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تولید جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا اشتغال به روند بلندمدت خویش باز گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح– خطا در جدول (٤) ارائه شده است. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، ۰/۱۰۲ بدست آمده است. یعنی در هر دوره ۱۰/۲ درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

۷– جمع‌بندی و بحث

با توجه به این که یکی از راه‌های ایجاد اشتغال بالا بردن ظرفیت‌های شغلی در یک جامعه از طریق تشکیل سرمایه‌های جدید است و نظر به این که سرمایه‌گذاری خارجی در ایجاد و رشد سرمایه‌های فیزیکی و انسانی، برقراری پیوند و ارتباط با اقتصاد بین‌المللی از طریق توسعه بازارهای صادراتی و پیشرفت در زمینه‌های تحقیق و توسعهٔ کشور میزبان مؤثر می‌باشد، می‌تواند زمینه‌های ایجاد فرصت‌های جدید شغلی را نیز فراهم سازد.

1. Banerjee
2. Dolado
3. Mestre (1992)

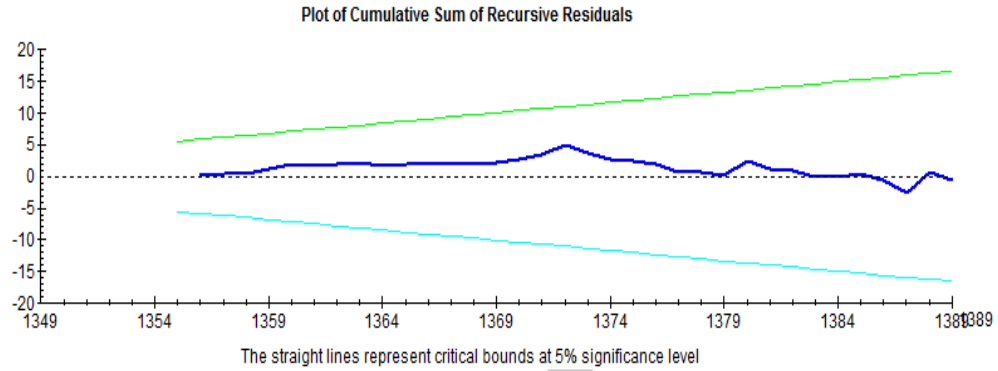
Archive of SID

www.SID.ir

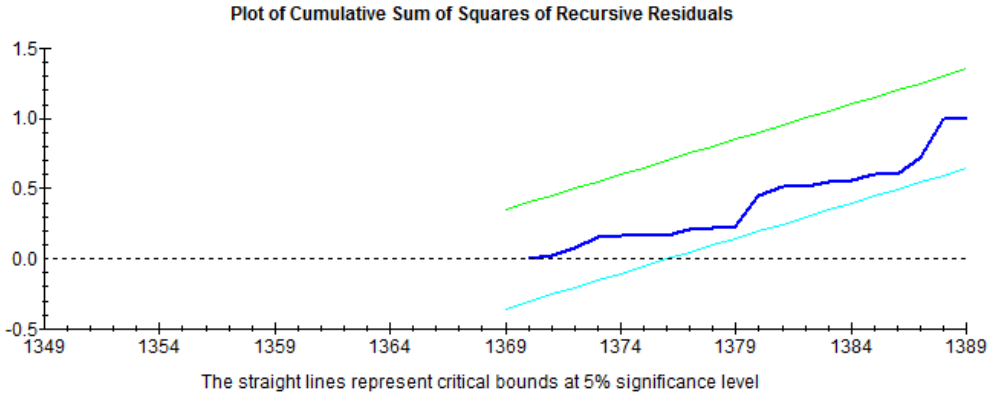
جدول (۲): نتایج مدل پویای **ARDL(1,0,0,0,0)**

ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion Dependent variable is LL,41observations used for estimation from 1349 to 1389			
Regressor	**Coefficient**	**Standard Error**	**T-Ratio[Prob]**
LL(-1)	.90133	.01994	12.5195[.000]
LGDP	.11584	.10865	1.0662[.294]
LDI	-.046831	.053846	-.86973[.390]
FDI	.9625E-4	.8558E-5	1.1247[.268]
LX	.0037122	.020943	.17726[.860]
C	.0058233	.48327	.012050[.990]
R-Squared = .98926		Schwarz Bayesian Criterion=67.8282	
Serial Correlation*CHSQ(1)= 2.8901[.089]		Ramsey's RESET test* CHSQ(1)= 4.5408[.033]	

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۱): مجموع انباشت پسماندهای عطفی **CUSUM** در مورد ثبات مدل



نمودار (۲): مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی **CUSUMQ** در مورد ثبات مدل

جدول (۳): نتایج تخمین بلند مدت ضرایب معادله با روش **ARDL** (متغیر وابسته = سطح اشتغال **ΔLL**)

Regressor	**Coefficient**	**Standard Error**	**T-Ratio[Prob]**
LGDP	.18184	1.2193	2.14913[.882]
LDI	-.15842	.51784	-3.30593[.762]
FDI	.1261E-3	.1207E-3	2.0446[.304]
LX	.11935	.22182	3.53805[.594]
C	7.7942	10.1719	1.76628[.346]

ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion Dependent variable is LL,41observations used for estimation from 1349 to 1389

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

جدول (٤): نتایج تخمین معادله تصحیح – خطا (ECM)(متغیر وابسته = سطح اشتغال dLL)

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
dLGDP	.018543	.13319	.13923[.890]
dLDI	-.016155	.058843	-.27455[.785]
dFDI	.1286E-4	.8881E-5	1.4480[.157]
dLX	.012171	.021864	.55666[.581]
dC	.79482	.79502	.99977[.324]
ECM(-1)	-.10198	.071486	-1.4265[.990]

Ecm = LL + 0.18184*LGDP + 0.15842*LDI – 0.1261E-3*FDI – 0.11935*LX – 7.7942*C

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مقاله تلاش گردید در چارچوب یک الگوی نظری – تجربی اقتصادی به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال در ایران پرداخته شود، تا بتوان به این سؤال مطرح در صحنهٔ اقتصاد ایران پاسخ داد که در آن جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ابعاد مختلف اقتصادی از لحاظ انتقال تکنولوژی، ایجاد فرصت‌های شغلی در رشد اقتصادی (کوتاه مدت و بلندمدت) تا چه میزان تاثیرگذار است. مقاله حاضر با هدف تحلیل اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال کشور از داده‌های آماری دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳٤۹ استفاده نموده است تا رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال را در یک چارچوب نظری و تجربی اقتصادی مورد مطالعه قرار دهد. همچنین با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای موجود برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. چارچوب این مطالعه نشان می‌دهد که پس از بیان مقدمه، بخش دوم این مقاله، به ادبیات نظری اشتغال و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اختصاص یافته و تجربیات و مطالعات سایر کشورها در این خصوص مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس یک چارچوب نظری و عملی در بخش سوم پی‌ریزی شده تا رابطه ارگانیک بین FDI، اشتغال و سایر متغیرها را شناسایی کند. بخش چهارم نیز به تخمین مدل و تحلیل نتایج بدست آمده پرداخته است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو دوره کوتاه‌مدت (۰/۱۲۸٦) و بلندمدت (۰/۱۲٦۱) به طور مستقیم و معنی‌داری بر سطح اشتغال تأثیرگذار بوده، به طوری که جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فرایند ایجاد اشتغال را بهبود بخشده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) بدست آمده در این مدل، نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۰/۲ درصد از عدم تعادل در اشتغال تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است.

بر اساس یافته‌های این مطالعه می‌توان به اختصار پیشنهادهای زیررا مطرح کرد:

۱- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان عاملی مؤثر بر رشد و اشتغال در کشور می‌باشد و با وجود ضریب پایینی که در این مدل دارد، منطقی است که توجه بیشتر به این متغیر و شرایط جذب آن برای افزایش اشتغال در کشور بشود.

۲- توجه به سرمایه‌گذاری داخلی به عنوان متغیر مکمل با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق سیاست‌های تشویق و اعطای وام‌های طویل‌المدت به سرمایه‌گذاران موفق، می‌تواند منابع خارجی را به عنوان تکمیل کننده منابع داخلی برای سرمایه‌گذاری در داخل کشور، تجهیز کند.

۳- از آن جائی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق معادلهٔ رشد یک ارتباط سیستماتیک با متغیرهایی همچون: مصرف، صادرات، سرمایه‌گذاری داخلی و... برقرار می‌کند اتخاذ سیاست‌هایی که بتواند با این ارتباط سیستماتیک همسو شود، باعث می‌شود که کل متغیرهای اقتصادی مهم در کشور شاهد تحولی مثبت باشند؛

٤ – اصلاح و تصحیح قوانین و مقررات مربوط به سرمایه‌گذاری خارجی و رفع نقاط ضعف آن جهت رفع هر گونه ابهام برای سرمایه‌گذاران خارجی ضروری به نظر می‌رسد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع:

1. Aghazadeh, R. (1998) , "Comparative Study of the Role of Foreign Investment and Economic Growth in Selected Countries", MSc Thesis in Economics, School of Economics and Finance.
2. Azerbaijani – Karim; Shahidi, A. and Mohammadi, F. (2009) , " The Relationship Between Foreign Direct Investment, Trade and Growth in the Framework of a Model to Explain the Massive Lag (ARDL) ". Research on Sustainable Development (Economic Research), Year IX, No. 2.
3. Bajio , R. and Simon,s. (1994). " An Econometric Analysis of FDI in Spain, 1964 – 89" , Southern & Economic Journal , No.1 , Vol. 61.
4. Biniyaz, Ali. (2011), "Recent Developments in the Middle East and Iran Sanctions". Foreign Policy Quarterly, Year 25, No. 3.
5. Classens, S. (1993), "Alternative Forms of External Finance", World Bank Research Observation, ISS1, Vol.8, PP. 86-102.
6. Gwenhamo, Farayi (2009), "Foreign Direct Investment in Zimbabwe: The Role of Institutional Factors", School of Economics, University of Cape Town, Working Paper Number 144.
7. HojhabrKayani, K. and Sabzi, K. (2006), "Estimated Supply Function of Foreign Direct Investment", Economic Journal, No. 22
8. Hunya, G., (1998). "Relationship Between FDI, Privatisation and Structural Change in CEECs", paper prepared for the Conference on Privatisation, Corporate Governance and the Emergence of Markets in Central-Eastern Europe, FIT, Berlin, May 22-23, mimeo.
9. Jafari Harandi , Z. (2000), " Non-oil Exports and Employment. Master Thesis in Economics", School of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University.
10. Kazerooni, A.R. (2000), " Barriers Inhibiting Iffects of Foreign Direct Investment in Iran", Proceedings of the Thirteenth Annual Conference, Institute for Monetary and Banking Studies.
11. Khan – Ashfaque , H. (1997) , "Employment Creation Effects of Pakestan Exports". The pakestan Development Review, 30:4, P.865-877.
12. Lankes, H.P. and Venables, A.J. (1997) , "Foreign Direct Investment in Economic Transition: the changing pattern of investments", Economics of Transition.
13. Masih, A. Mansur M. and Rumi Masih. (2002) , " Propagative Causal Price Transmission Among International Stock Markets: Evidence from the Pre- and Post Globalization Period", Global Finance Journal, 13, 63-91.
14. Mickiewicz ,Tomasz; Radosevic, Slavo and Varblane, Urmas. (2000). "The Value of Diversity: Foreign Direct Investment and Employment in Central Europe During Economic Recovery", ESRC One Europe or Several? Programme, Working Paper 05/00, http://www.inti.gov.ar/cadenasdevalor/documentacion/WP5.pdf
15. Mickiewicz, T. and Bell, J., (2000). "Unemployment in Transition. Restructuring and Labour Markets in Central Europe", Amsterdam, Harwood Academic Publishers, in print.
16. Mirza, H.,(1998). "Transitional Corporations as Agents for the Transition of Business Culture to Host Countries", in: Privatization, Enterprise Development and Economic Reform. Experiences of Developing and transitional Economies, Cook, R., C. Kirkpatrick and F. Nixson (eds.), Cheltenham, Edward Elgar, pp. 33 – 62.
17. Motiei, M. (2011), "Spillover effects of FDI on innovation in Developing Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development, 1(2), pp. 41-70.
18. Najarzadeh, Reza, Maleki, M. (2005) , "The Effect of FDI on Economic Growth with an Emphasis on Oil Exporting Countries". Iranian Economic Research, Summer, No. 23.
19. Nazifi, F.(1995) , "Effect of FDI on Economic Growth of Developing Countries During the years 1973 – 1993". MSc Thesis, University of Allameh Tabatabai.
20. Nesabiyan, Shahriar. (2006) , "The Role of Foreign Direct Investment on Employment", Economic Journal, 6 (3 (22)) :97-122.
21. Ouattara, B. (2004) , "Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal", Mimeo University of Manchester.
22. Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326
23. Salimian, K., (1997) , "Employment Development of Export Industries and Compare it with User Import Substitution

Archive of SID

www.SID.ir

Industries". Master Thesis, University of Mazandaran.

24. Sayed Noorani, M., (1994) , "Estimate the Supply Function of Foreign Direct Investment, and the Effects of FDI on Macroeconomic Variables (1342-1354) ", Journal of Economics and Management Research, No. 21 and 20 pages 55 to 37.
25. Shahbaz Akmal, M. (2007) , "Stock Returns and Inflation: An ARDL Econometric Investigation Utilizing Pakistani Data", Pakistan Economic and Social Review, Volume 45, No.1, PP.89-105.
26. Shahrestani, H. (1984), "The Impact of U.S. Foreign Direct Investment On Canadian Economy", University of Cincinati.

Archive of SID

www.SID.ir