فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۱۴، پاییز ۱۳۸۷، صفحات ۱۲۹ ـ ۱۴۷

تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی ایران*

رحمان مهدوی**
مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد سوادکوه
روح ا... مهدوی***
دانشجوی دکترای اقتصاد نفت و گاز- بازارهای مالی نفت و گاز، دانشگاه علامه طباطبایی
تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۰۲/۲۸ تاریخ پذیریش: ۱۳۹۰/۰۳/۱۳

چکیده

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از متغیرهای مهم اقتصادی است که می‌تواند با توجه به ویژگی‌هایش بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت بگذارد، ولی براساس برخی از تحقیقات، در بعضی از کشورها سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبتی ندارد. این تحقیقات دلیل عدم تأثیرگذاری مثبت را شرایط داخلی کشور میزبان برای جذب مزایای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌دانند. یکی از شرایط لازم برای تأثیرگذاری مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی وجود بازار مالی توسعه‌یافته است. بر این اساس، این مقاله در صدد است تا تأثیر بازارمالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را در ایران آزمون کند. برای بررسی این سؤال، در این مقاله از داده‌های سری‌زمانی ۱۳۴۶- ۱۳۸۷ تکنیک ARDL استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد توسعهٔ بازار مالی ایران در حدی نیست تا موجب تأثیرگذاری معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تولید ناخالص داخلی گردد. علاوه بر این، شاخص بازار مالی بر تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی دارد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازار مالی، نظام بانکی، بازار سهام، رشد اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: G24 ,D92 , O47, D53

این تحقیق تحت حمایت مالی دانشگاه آزاد واحد سواد کوه ـ گروه حسابداری انجام گرفته است.
مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: rohi_ahvaz20@yahoo.com
پست الکترونیکی: r_mahdavi_ir@yahoo.com

1. مقدمه

مدل‌های مختلفی که در ادبیات رشد بیان شده‌اند، اکثراً انباشت سرمایه و فناوری تولید را به‌عنوان عوامل مؤثر بر رشد معرفی کرده‌اند. پس از جنگ جهانی دوم، مدل‌های هارود ـ دومار، پس‌انداز را به منزلهٔ عامل اصلی و تعیین‌کنندهٔ رشد اقتصادی معرفی کرده است. در الگوی کلاسیک، انباشت سرمایه یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی است. بنابراین، کشورهای در حال توسعه از جمله ایران برای رشد اقتصادی به انباشت سرمایه به مفهوم وسیع آن نیازمند هستند. مشکل موجود در کشورهای در حال توسعه این است که در آنها به دلایل مختلف منابع کافی برای سرمایه‌گذاری و بدنبال آن انباشت سرمایه وجود ندارد. یکی از منابعی که می‌تواند کمبود منابع لازم برای انباشت سرمایه را تأمین کند، استفاده از سرمایه‌گذاری‌خارجی است. سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی از بین انواع سرمایه‌گذاری خارجی به دلیل مزیت‌هایی که دارد می‌تواند منبع بهتری برای انباشت سرمایه و به دنبال آن ارتقای رشد اقتصادی باشد. این مزیت‌های مثل انتقال فناوری، انتقال شیوه‌های مدیریتی، بازاریابی نوین، اتصال به بازارهای بین‌المللی و ... هستند.

سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که آیا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تمام کشورها دارای تأثیر مثبت و مشابهی است؟ تحقیقات مختلفی در مورد تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی صورت گرفته که نتایج مختلفی داشته است. براساس برخی از مطالعات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به واسطهٔ مزیت‌هایش اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، تحقیق بلوم استرون و پرسون[1] (1983) برای مکزیک، کوکو و همکاران[2] (1996) برای اروگوئه این مسئله را نشان می‌دهند. از طرفی برخی دیگر از مطالعات نشان می‌دهند که هیچ سرریزی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان صورت نمی‌گیرد، مثلاً مطالعهٔ اتیکن و هریسون[3] (1999) برای ونزوئلا، حداد و هندرسون[4] (1993) برای مراکش نشان‌دهندهٔ این مسئله است. نتایج این تحقیقات نشان داده که وجود شرایطی در داخل کشور میزبان در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مؤثر است.[5] از جمله این شرایط توسعهٔ بازار مالی در داخل کشور میزبان است. شایان ذکر است، شرایط دیگری نیز مورد نیاز است که هر کدام از آنها می‌تواند موضوع تحقیقی جدایی باشد. بر این اساس، این تحقیق در نظر دارد که بررسی کند، آیا بازار مالی ایران در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر

---

[1] Blomstrom and Persson
[2] Kokko et al.
[3] Atiken and Harrison
[4] Haddad and Henderson
[5] Hermes and Lensink (2003)

رشد اقتصادی تأثیر معنادار دارد یا خیر؟ برای بررسی این سؤال، در این مقاله از داده‌های سری‌زمانی 1346 -1387 و تکنیک ARDL[1] استفاده شده است.

ادامهٔ مقاله به شرح زیر تنظیم شده است. بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به روند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران اختصاص دارد. در بخش چهارم تخمین مدل معرفی،و در نهایت بخش پنجم نتیجه‌گیری مطالعه ارائه می‌شود.

2. ادبیات موضوع

2 -1. بیان مفهومی از مدل

در چارچوب الگوی مفهومی آلفرو و همکاران[2] (2004) فرض می‌شود که اقتصاد مورد مطالعه کوچک و باز است. در این اقتصاد تولید کالاهای نهایی ترکیبی از تولیدات بنگاه‌های داخلی و خارجی بوده و هر کدام از این بنگاه‌ها در فرآیند تولیدی خود از نیروی‌کار ماهر و غیرماهر و کالای واسطهٔ داخلی استفاده می‌کنند. نیروی‌کار موجود در اقتصاد نیز دو انتخاب دارد، هم می‌تواند در بخش‌خارجی مشغول کار شود و هم می‌تواند در بخش‌داخلی به عنوان یک کارآفرین فعالیت کند. تولید کالای واسطه‌ای از کارآفرین داخلی در فضای رقابت انحصاری صورت می‌گیرد. بنابراین، کارآفرینان داخلی که در بخش کالاهای واسطه فعالیت می‌کنند باید تلاش کنند تا در ابتدا با استفاده از R&D تنوع جدیدی را در تولیدات واسطه‌ای انجام دهند.[3]

همچنین برای کسب دانش جدید، بنگاه‌های داخلی نیازمند جایگزینی فعالیت‌های بیشتر، سازماندهی ساختار، خرید ماشین‌آلات جدید و استخدام مدیران جدید و نیروی‌کار ماهر هستند. اگرچه بعضی از بنگاه‌های داخلی قادر هستند تا هزینه‌های این موارد را با منابع داخلی تأمین کنند ولی شکاف زیاد بین تکنولوژی (فناوری) فعلی بنگاه‌های کشور میزبان و فناوری روز، نیاز به تأمین مالی از خارج بنگاه‌ها را الزام‌آور می‌کند. بنابراین، اگر بازار مالی کشور میزبان از توسعهٔ کافی برخوردار باشد، می‌تواند به بنگاه‌های داخلی بهتر خدمات دهد و از این طریق بنگاه‌های داخلی شرایط بهتری برای ارتباط با بنگاه‌های خارجی پیدا کرده و بیشتر می‌توانند از مزیت‌های این ارتباطات برخوردار شوند. علاوه براین، همان طوری که در بالا بیان شد، تولیدکنندهٔ خارجی در تولید از نیروی‌کار کشور میزبان استفاده می‌کند. این تولیدکننده برای تولید و آشنا کردن این نیروی‌کار با فناوری بنگاه تولیدی خود، مجبور است تا نیروی‌کار کشور میزبان را آموزش دهد. بدین ترتیب، نیروی‌کار با اشتغال در بخش تولیدی خارجی هم درآمد کسب می‌کند و هم

---

[1] Autoregressive Distributed Lag

[2] Alfro et al.

[3] در کشورهای در حال توسعه R&D می‌تواند فرآیند انتقال و استفاده از دانش وارداتی را تسهیل و کارامد نماید.

توانایی وی به دلیل آشنا شدن با فناوری جدید بیشتر می‌شود، یا به عبارت دیگر، سرمایهٔ انسانی وی افزایش می‌یابد. نیروی کار بعد از مدتی که در بخش‌خارجی مشغول کار بود، می‌تواند با استفاده از توانایی جدید خود در بخش داخلی به‌عنوان کارآفرین فعالیت کند. فعالیت وی به‌عنوان کارآفرین بستگی به این امر دارد که آیا این نیروی‌کار می‌تواند سرمایهٔ اولیه را برای راه‌اندازی بخش تولیدی فراهم کند یا نه. در اینجا بازار مالی در صورت توسعه یافتگی با تأمین نیاز مالی کارآفرین می‌تواند موجب افزایش تولید گردد.

بنابراین، توسعه بازار مالی می‌تواند در برقراری ارتباط بین تولیدکنندهٔ داخلی و تولیدکنندهٔ خارجی (پیوند پیشین یا پسین)[1] و فعال کردن نیروی کار برای کارآفرین شدن مؤثر باشد. در واقع، توسعهٔ بازار مالی موجب می‌شود تا از مزیت‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بهتر استفاده گردد. پس به‌طور خلاصه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کارایی سرمایه‌گذاری داخلی تأثیرگذار است و این تأثیر به وضعیت توسعهٔ بازار مالی کشور میزبان بستگی دارد.

2 -2. پیشینهٔ تحقیق

مطالعات خارجی

مطالعات زیادی بر روی رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی و همچنین رابطهٔ بین توسعهٔ بازار مالی و رشد اقتصادی صورت گرفته است که در اینجا چند مورد از این مطالعات مرور می‌شود. آزمن ، ساینی و همکاران[2] (2010) در تحقیقی نقش بازار مالی را در رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی بررسی کردند. آنها در این تحقیق با استفاده از داده های 91 کشور در دورهٔ زمانی 1975-2005 و روش تخمین آستانه ای به این نتیجه رسیدند زمانی که توسعهٔ بازار مالی از حد معینی افزایش یابد، تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت خواهد شد. چیانگ لی و همکاران[3] (2009) در پژوهشی با استفاده از داده های 37 کشور در دوره زمانی 1970-2002 نقش بازار مالی را در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی بررسی کردند. آنها در این تحقیق با استفاده از روش تصحیح خطا و هم جمعی به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت تأثیر توسعهٔ بازار مالی بر رشد اقتصادی بیشتر از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. آلفرو و همکاران[4] (2003) درپژوهشی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعهٔ بازار مالی و رشد

---

[1] Forward or Backward Linkage
[2] Azman, Saini, et al. (2010)
[3] Chiang Lee et al.
[4] Alfro et al.

اقتصادی را بررسی کردند. آنها در این تحقیق ابتدا بـه تشـریح سـاختار مفهـومی در دو قسـمت رفتار بنگاه و رفتار خانوارها در قالب مباحث خردی پرداختند و سپس با استفاده از مبانی نظـری در این زمینه مدل زیر را تشکیل دادند. آلفرو و همکارانش (2004) ایـن مـدل را بـا اسـتفاده از داده‌های 71 کشـور در دورهٔ زمـانی 1975-1995 و روش داده‌هـای تلفیقـی[1] آزمـون و بـرآورد کردند:

$$GROWTH = B_0 + B_1 FDI_i + B_2 (FDI_i * FINANCE_i) + B_3 FINANCE_i + B_4 CONTOROLS_i + V_i$$

در این مدل متغیرهای کنترل تورم، مخارج دولت و درجهٔ باز بودن اقتصاد است. البته آلفـرو و همکارانش به پیروی از لوین و همکاران[2] (2000) از پنج شاخص، عمق‌مالی، اعتبارات اعطـایی به بخش‌خصوصی، اعتبارات اعطایی به بخش دولتی و غیردولتی، حجـم بـازار سـهام و نقـدینگی بازار سهام برای بازار مالی استفاده کرده اند[3] که در این تحقیق به‌دلیل دسترس به داده‌ها، از سـه شاخص اول برای بازار مالی استفاده شده است. شایان ذکـر اسـت، در بیشـتر مقـالات در حـوزهٔ رابطهٔ بین بازار مالی و تولید ناخالص داخلی، به خصوصً مقالاتی کـه در پیشـینه آورده شـده، از شاخص‌هایی که در بالا ذکر گردید، برای بازار مالی استفاده شده است.

آلفرو و همکاران (2004) با استفاده از این مدل به این نتیجـه رسـیدند کـه سـطوح پـایین توسعهٔ بازار مالی می‌تواند اثر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصـادی را محـدود یا حتی منفی کند. هرمس و لنسینک (2003) با استفاده از داده‌های سری زمـانی در دوره‌هـای 1970- 1995 برای 67 کشور به بررسی نقش توسعهٔ بازار مالی در تأثیرگـذاری سـرمایه‌گـذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی پرداختند. آنها در نمونه‌هـای گرفتـه شـده از کشـورهای زیـر صحرای افریقا که دارای بخش مالی ضعیفی بودند، ایـن دیـدگاه را کـه افـزایش سـرمایه‌گـذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی را بهبود می‌دهد، رد کردند. همچنین آنها به این نتیجه رسـیدند که کشورهای کمتر توسعه یافته برای اینکه بتوانند تأثیر سرمایه‌گذاری مسـتقیم خـارجی را بـر روی رشد بهبود دهند، در ابتدا باید سیستم مـالی داخلـی شـان را اصـلاح کننـد. لیجانـگ وال[4] (2007) موضوع توسعهٔ بخش مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در را چـین بررسی کردند. آنها در این تحقیق از روش گشتاورها تعمـیم یافتـه[5] بـرای 28 اسـتان چـین در دوره زمانی 1986- 2003 استفاده کردند و نشان دادنـد کـه تـأثیر متقابـل بـین سـرمایه‌گـذاری

---

[1] Panel Data
[2] Levin et al.
[3] توضیحات در مورد شاخص‌های مورد استفاده در بخش معرفی متغیرها آورده شده است.
[4] Ljungwall
[5] Generalized Method of Moments

مستقیم خارجی و شاخص مالی، رشد اقتصادی را بهبود می‌دهد. عمران و بلبل[1] (2003) در تحقیقی نقش بازار مالی را در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای عربی بررسی کردند. آنها در این پژوهش با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی1975 - 2000 و روش داده‌های تلفیقی به این نتیجه رسیدند که اصلاحات بازار مالی باید برای جذب بهتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر مورد توجه قرار گیرد.

مطالعات داخلی

در داخل کشور نیز مطالعات زیادی دربارهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازار مالی و رشد اقتصادی صورت گرفته است که در اینجا چند مورد را بیان می‌کنیم. کمیجانی و عباسی (1385) در تحقیقی به بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداختند. آنها در این تحقیق به روش ARDL و با استفاده از داده‌های 1353-1380 به این نتیجه رسیدند که تورم به‌عنوان تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه و درجهٔ باز بودن اقتصادی تأثیر مثبت در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. حسینی و مولایی (1385) رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران را بررسی کردند. آنها در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی 1375-1381، سه الگوی اقتصاد سنجی را بر آورد کردند. نتایج این الگوها بیانگر تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی است و نشان دهندهٔ آن است که سرمایهٔ انسانی اثر آن را نیز تقویت می‌کند. از سوی دیگر، افزایش نرخ تورم، مالیات و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در ایران آثار منفی دارند.

داوودی و شاه‌مرادی (1383) در تحقیقی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در 47 کشور جهان طی دورهٔ 1990 - 2002 را بررسی کردند. آنها در این تحقیق با استفاده از روش داده‌های تلفیقی به این نتیجه رسیدند که توجه به زیر ساخت‌های قانونی، تشویق و تقویت سرمایه‌گذاری داخلی بخش خصوصی، توجه به کارایی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در زیر ساخت‌ها و تحقیق و توسعه، بهره‌وری و سطح مهارت نیروی کارا و اقداماتی در جهت افزایش ثبات سیاسی کشور شاید بتواند به جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور ایران منجر شود.

3. روند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران

به طور کلی سرمایه‌گذاری خارجی از اواسط قرن سیزدهم و اوایل قرن چهاردهم میلادی بیشتر

[1] Omran and Bolbol

توسط روس‌ها و انگلیس‌ها در امر تجارت، صنعت و بانکداری آغاز شد. با ملی شدن صنعت نفت در سال 1330 و ملی شدن سرمایه‌های خارجی، سرمایه‌گذاران خارجی از بیم ملی شدن و نبود ثبات قانونی تا سال 1334 در به ثبت رساندن شرکت‌های خود هراس داشتند، بنابراین، به منظور جلب حضور سرمایه‌های خارجی، با توجه به رکود ثبت شرکت‌های خارجی، قانون جلب و سرمایه‌های خارجی در اواخر سال 1334 به تصویب رسید و آیین‌نامه اجرایی آن در سال 1335 به تصویب مجلس درآمد. با وجود قانون مزبور اختیاری در نظر گرفته شد، بدین معنا که سهامداران خارجی شرکت‌های ایرانی تحت سایر قوانین و مقررات کشوری می‌توانستند مانند گذشته به فعالیت‌های خود ادامه دهند و به این ترتیب با تصویب قانون جلب و حمایت سرمایه‌های خارجی نوع خاصی از سرمایه‌گذاری در ایران تصویب شد. فعالیت شرکت‌های چند ملیتی در سال 1336 در ایران آغاز شد و در آن سال دو شرکت با مشارکت سهامداران امریکایی و فرانسوی تحت حمایت دولت قرار گرفتند. برنامهٔ عمرانی چهارم با هدف تسریع رشد اقتصادی و افزایش درآمد ملی از طریق افزایش قدرت تولید با اتکای بیشتر به توسعهٔ صنعتی و بالابردن بازده سرمایه، استفاده از روش‌هایی با فناوری پیشرفته در تمامی فعالیت‌ها، توزیع عادلانه‌تر درآمد، کاهش نیازمندی‌ها به خارج و تنوع بخشیدن به کالاهای صادراتی کشور به اجرا درآمد. تا سال 1353 در مجموع 163 شرکت چند ملیتی در بخش صنعت ایران فعال بودند. اهداف عمرانی برنامه پنجم که طی سال‌های 1352-1356 به اجرا درآمد، در همان جهت اهداف برنامه عمرانی چهارم بوده است. این برنامه نیز با تاکید بر بخش صنعت سعی در صنعتی شدن کشور داشت و اعتبار قابل ملاحظه‌ای نیز صرف شبکهٔ زیربنایی اقتصادی کشور کرد. سال‌های اجرای این برنامه با افزایش درآمد نفتی همراه بود و این افزایش درآمد باعث شد زمینهٔ مناسبی برای ورود سرمایه‌گذاری‌های خارجی فراهم آید و سرمایه‌های خارجی به سرعت وارد کشور شوند.

دورهٔ 1357-1372: این دوره مصادف با پیروزی انقلاب اسلامی و تصویب اصل 85 قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران است. به موجب این اصل سرمایه‌گذاری‌مستقیم‌خارجی در صنایع راهبردی از جمله نفت ممنوع است. این مهم، به همراه کاهش درجهٔ امنیت اقتصادی به دلیل شرایط جنگی در کشور و سلب مالکیت از شرکت‌های خارجی، وجود برخی موانع قانونی برای فعالیت سرمایه‌گذاری خارجی، نبود اتخاذ سیاست‌های اجرایی مناسب و برنامه‌ای مدون موجب گردید تا ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شدت کاهش یابد، به‌طوری که حجم سرمایه وارده به کشور از 6235 میلیون ریال در سال 1357 به 400 میلیون ریال در سال 1358 و در سال بعد این رقم به صفر کاهش یافت. شایان ذکر است، صرف‌نظر از 12 میلیارد ریال سرمایه که از طرف کشور ژاپن در سال 1360 به ایران وارد شده، مجموع سرمایه وارد شده در دورهٔ

1372-1357 بالغ بر 15/8 میلیون ریال است.[1]

دورهٔ زمانی1373-1377: شروع این دوره، نقطه عطف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بعد از انقلاب اسلامی ایران است. نیاز به سرمایه برای بازسازی مناطق آسیب دیده ناشی از جنگ، منع استقراض از خارج و کمبود پس‌انداز برای سرمایه‌گذاری موجب گردید که در اوایل 1370 دولت ایران به دنبال راهکارهای مناسب جهت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد. در این راستا دولت علاوه بر تصویب قوانین در سال 1372، تلاش‌های فراوان دیگری را برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به انجام رساند، تلاش‌هایی نظیر؛ تجدید نظر در نرخ ارز و برقراری نرخ ارز شناور، تجدید نظر در سیاست‌های قیمت‌گذاری کالاهای صنعتی و آزادسازی قیمت‌ها، خصوصی‌سازی صنایع دولتی، ایجاد مناطق آزاد و تشویق سرمایه‌گذاری خارجی. در نتیجهٔ این اقدامات پس از 13 سال ، اولین مورد (هر چند اندک) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سال 1373 انجام گرفت و در مجموع نیز سرمایه وارده طی این دوره (1372-1378)، 82/8 میلیون دلار بوده است.[2] لازم است ذکر شود این سیاست‌ها با مو فقیت کامل همراه نشد؛ که در نتیجه بعدها ما شاهد بازگشت به سیستم ارزی کنترل شده، فروکش کردن جنبش خصوصی‌سازی و کنترل مجدد قیمت‌ها بوده‌ایم.

دورهٔ زمانی1378-1387: طی برنامهٔ سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، موضوع سرمایه‌گذاری‌خارجی و تسهیل شرایط انجام آن همچنان مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. هر چند که همانند سال‌های قبل تحول چشمگیری در آن صورت نپذیرفته است. بجز سال 1378 که جهش ناگهانی در حجم سرمایه‌گذاری‌خارجی در کشور صورت پذیرفته است، دیگر سال‌های مورد بررسی از همان روند آهسته رشد سرمایه‌گذاری خارجی برخوردار بوده اند. در سال 1378 به دلیل سرمایه‌گذاری یک میلیارد دلاری کشور کانادا در ذخایر معدنی نفتان، حجم سرمایه‌گذاری‌خارجی به یکباره رشد قابل توجهی یافته است و به استثنای آن دیگر سال‌ها تغییر محسوسی را نشان نمی‌دهد. براساس آماری که در سایت سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های فنی ایران موجود است سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سال 1382 به 1/3 میلیارد دلار رسید که این سطح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به سال 1380 رشد بالایی داشته است. دلیل عمده رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این سال را می‌توان اصلاح قوانین مربوط به سرمایه‌گذاری خارجی دانست. در سال‌های بعد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی روند رو به رشد داشته به طوری که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سال 1385 به 10 میلیارد دلار رسیده است. دلیل عمدهٔ این افزایش می تواند فضای مناسب سیاسی، اقتصادی، اصلاح

---

[1] Behkish (2002)

[2] Mosavi and Ghaedi (2006)

قوانین مربوط و بهبود متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد. در ادامه هم به دلیل تحریم‌ها از رشد سرمایه‌گذاری خارجی کاسته شده ولی روندها در حال افزایش است.

4. معرفی و تخمین مدل

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند روش انگل-گرنجر[1] و مدل‌های تصحیح- خطا مانند سازوکار تصحیح خطا (ECM)[2] استفاده کرد. با این حال، به دلیل محدودیت‌های موجود در استفاده از روش‌های انگل-گرنجر و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل‌ها، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات، روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این زمینه می توان به الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده[3] اشاره کرد.[4] در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها، که در روش انگل- گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند، از این رو تخمین‌های روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، نااریب و کارا هستند.[5] به همین دلیل در مطالعهٔ حاضر از ARDL استفاده شده است.

4 -1. معرفی مدل و متغیرها

با توجه به ادبیات موضوع، بازار مالی در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی نقش مؤثری دارد. این رابطه را می توان به عنوان تأثیر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه بازار مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در نظر گرفت. حال با استفاده از تابع تولید کاب ـ داگلاس می توان رابطه را این‌گونه توضیح داد:[6]

$$Y_t = A_t L_t^{\ a} K_t^{\ b} \qquad (1)$$

---

[1] Engle- Granger
[2] Error Correction Model (ECM)
[3] Auto regressive Distributed Lag (ARDL)
[4] Pesaran and Pesaran(1991)
[5] Siddiki (2000)
[6] Eller et al. (2006)

Y تولید، A بهره‌وری کل عوامل تولید[1](TFP)، L نیروی‌کار و K موجودی سرمایه است. با لگاریتم گرفتن از مدل بالا داریم:

$$\ln Y_t = \ln A_t + a \ln L_t + b \ln K_t \quad (2)$$

بحث اصلی که در این مدل وجود دارد این است که چگونه اثر ترکیبی بازار مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به این مدل وارد شود. همان‌طوری که در بالا توضیح داده شد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه بازار مالی بر بهره‌وری کل‌عوامل تولید مؤثر است. بر این اساس، در اینجا فرض می‌کنیم که بهره‌وری کل عوامل تولید توسط یک بخش برونزا (g_{A0}) و اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(FDI) و توسعه بازار مالی(FI) تعیین می‌شود. بنابراین داریم:

$$\ln A_t = g_{A0} + g_{A1} \ln(FI_t.FDI_t) \quad (3)$$

حال با جایگزینی رابطهٔ (3) در رابطهٔ (2) داریم:

$$\ln Y_t = g_{A0} + g_{A1} \ln(FI_t.FDI_t) + a \ln L_t + b \ln K_t \quad (4)$$

در این مدل تولید ناخالص داخلی (Y_t) تابعی از موجودی سرمایه (K_t)، نیروی‌کار (L_t) و حاصل‌ضرب توسعه بازار مالی (FI_t) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI_t) است. البته شایان ذکر است، برای اینکه مشخص گردد اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه بازار مالی به‌صورت مجزا چگونه است، به مدل شاخص‌های توسعه بازار مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز اضافه شده است. البته مطالعات تجربی نیز نشان داده‌اند که این دو شاخص بر تولید مؤثر هستند. همچنین کارهای تجربی نشان دادند که مخارج دولت و باز بودن اقتصادی نیز بر تولید تأثیرگذار است.[2] بنابراین، مدل نهایی برای برآورد به‌صورت زیر است:

$$\ln Y_t = a + a \ln(FI_t.FDI_t) + a \ln L_t + a \ln K_t + a \ln FDI_t + \ln FI_t + \ln VT_t + \ln GC_t + e_t \quad (5)$$

در مدل بالا متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: GDP تولید ناخالص داخلی است، که این متغیر از نماگرها و داده‌های سری‌زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. FDI خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. در این تحقیق از نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. آمار این متغیر از WDI استخراج گردیده است. FI شاخص توسعه بازار مالی است. برای توسعه بازار مالی

[1] Total Factor Productivity
[2] Nazir et al. (2010)

شاخص‌های مختلفی معرفی شده که در اینجا بر اساس کار لوین و همکاران (2000) از سه شاخص زیر استفاده می شود:

الف) Pc اعتبارات بانکی اعطایی به بخش خصوصی است و در این تحقیق از نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

ب) Tpc کل اعتبارات اعطائی از طرف نظام بانکی به بخش‌های دولتی و خصوصی است که در این تحقیق از نسبت این متغیر به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

ج) Fde شاخص عمق مالی است که از تقسیم حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید.

باید یادآوری شود که شاخص‌های Pc، Tpc و Fde در مورد نظام بانکی هستند. ولی شاخص‌هایی نیز برای بازار سهام وجود دارد. از آنجایی که داده‌های بازار سهام به صورت سالانه به اندازهٔ کافی در دسترس نیست، در این تحقیق از شاخص‌های مالی مربوط به نظام بانکی استفاده شده است. آمار مربوط به شاخص‌های بازار مالی از WDI استخراج شده است.

$FI.FDI$ تأثیر متقابل بازار مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را نشان می‌دهد. این شاخص از ضرب دو متغیر مربوط به شاخص‌های بازار مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌دست می‌آید. این شاخص در برآوردها به‌صورت $Flpc$، $Fltpc$ و $Flfde$، نشان داده شده است.

K موجودی سرمایه است. آمار این متغیر از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

L جمعیت نیروی کار شاغل است که آمار این شاخص از مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

GC هزینه‌های دولت به‌عنوان نسبتی از تولید ناخالص داخلی است، آمار مربوط به هزینه‌های دولت از نماگرها و داده‌های سری‌زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.

TV درجهٔ باز بودن اقتصاد است و به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. آمار مربوط به نسبت صادرات به‌علاوه واردات به تولید ناخالص ملی از نماگرها و داده‌های سری‌زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.

$\ln$ نماد لگاریتم است.

4 -2. معرفی روش برآورد

همان‌طوری که در بالا اشاره شد در این پژوهش برای تخمین مدل از روش ARDL استفاده شده است. در این قسمت مباحثی در مورد روش ARDL به طور مختصر بیان شده و سپس

نتایج تخمین مدل ارائه می‌شود. الگوی ARDL براساس رهیافت پویا شکل‌گرفته و شکل عمومی آن برای حالت دو متغیربه صورت زیر است:

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{p} a_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{q} b_i X_{t-i} + V_t \quad (6)$$

در این مدل متغیر وابسته تابعی از مقادیر سطح و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش است. از ویژگی‌های مدل ARDL این است که علاوه بر ارائه برآورد بدون تورش از پارامتر رابطهٔ بلندمدت، به همراه آمارهٔ t معتبری از آن، این امکان را فراهم می‌آورد تا آزمون ریشه واحد فرضیهٔ صفر عدم وجود همگرایی نیز انجام شود. لازمهٔ آنکه الگوی پویای به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع a_i ها $(i = 1,..., p)$ کمتر از یک باشد. نحوهٔ آزمون بدین ترتیب است که آمارهٔ t را از طریق رابطهٔ (7) محاسبه و با کمیت‌های بحرانی بنرجی، دولادو و مستر[1] مقایسه می‌شود.

$$\hat{t} = \frac{\sum \hat{a}_i - 1}{\sum Se\hat{a}_i} \quad (7)$$

اگر آمارهٔ t محاسبه شده از کمیت بحرانی بزرگ باشد، مدل برآورد شده دارای رابطهٔ تعادلی بلندمدت است. در غیر این صورت متغیرها همگرا نیستند. در صورت همگرا بودن متغیرها می‌توان از طریق الگوی تصحیح- خطا (ECM) مدل رشد را برآورد کرد. مدل پویای کوتاه‌مدت به‌صورت زیر است:

(8)

$$\ln Gdp_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m} b_i \ln Gdp_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} t_i \ln K \sum_{i=1}^{n} e_i \ln Fdi_{t-i} + \sum_{i=1}^{h} d_i \ln FI_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{f} p_i \ln(fdi_FI)_{t-i} + \sum_{i=1}^{g} x_i \ln GC_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} l_i \ln tv_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} q_i L_{t-i} + e_0 Fdi_t + u_{1t}$$

بنابراین، رابطهٔ بلندمدت مدل را می‌توان چنین نشان داد:

$$\ln Gdp_t = d_0 + d_1 \ln Fdi_t + d_2 \ln K_t + d_3 \ln FI_t + d_4 (Fdi_FI)_t$$
$$+ d_5 \ln GC_t + d_6 \ln VT_t + d_7 \ln L + u_{2t} \quad (9)$$

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند.[2] معادلهٔ تصحیح خطای مدل را می‌توان به‌صورت رابطهٔ (11) نوشت:

---

[1] Banerjee, Dolado, and Mestre
[2] Noferesti (1999)

$$\Delta \ln Gdp_t = \Delta \hat{a}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{b}_i \Delta \ln Gdp_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{e}_i \Delta \ln Fdi_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=1}^{h} \hat{d}_i \Delta \ln FI_{t-i} \quad (10)$$
$$+ \sum_{i=1}^{f} \hat{p}_i \Delta \ln(Fdi_FI)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \hat{x}_i \Delta \ln GC_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} \hat{l}_i \Delta \ln VT_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} \hat{g}_i \Delta \ln L_{t-i} + qecm_{t-1} + u_{3t}$$

که در این رابطه Δ عملگر تفاضل اول است. q ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان با کمک ضابطه‌های آکایک[1]، شوارتز- بیزین[2] و حنان کوئین[3] تعیین کرد.

4 -3. نتایج برآورد و تحلیل نتایج

در این روش با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز- بیزین، آکائیک و حنان کوئین وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود. وقفه‌های بهینه متغیرهایی که در این مدل برآورد شده ، در جدول مشخص شده است. شایان ذکر است، قبل از برآورد، آزمون پایایی نیز انجام گرفته که نتایج آن نشان می‌دهد تمام متغیرها I(1) هستند. نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت تابع تولید، که در قالب رابطهٔ (9) ارائه شد، از ضابطهٔ شوارتز- بیزین و با در نظر گرفتن حداکثر 2 وقفه در جدول 1 ارائه شده است.

جدول 1. نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت

متغیرها	ضرایب			آماره t		
	مدل(1)	مدل(2)	مدل(3)	مدل(1)	مدل(2)	مدل(3)
C	-2/79	-2/57	0/94	-2/86	-2/49	2/58
LGdp(-1)	0/94	0/95	0/69	5/32	5/23	8/72
LGdp(-2)	-0/35	-0/43	---	-2	-2/37	---
Lk	0/014	-0/14	0/012	1/17	-0/12	0/84
LL	0/49	0/525	0/059	3/53	3/48	0/49
LFdi	0/04	0/02	0/09	0/52	0/21	1/19
LFI	-0/21	-0/13	-0/17	-0/71	-0/16	-0/53
L(Fdi-FI)	0/06	0/09	0/041	0/6	0/71	4/31
Lvt	0/056	0/055	0/088	2/41	2/19	2/89
LGC	-0/053	-0/044	-0/1	-0/57	-0/45	-1/4
LGC(-1)	0/21	0/23	---	3/15	3/26	---
R-Squared	0/99	0/98	0/98			
F-stat	304	266	276			

[1] Akaike Information Criterion (AIC)
[2] Schwarts Bayesian Criterion (SBC)
[3] Hannan-Quinn Criterion (HQC)

لازم است یادآوری شود، در جدول بالا 3 مدل برآورد شده است. در مدل 1 شاخص عمق مالی به‌عنوان شاخص بازار مالی، در مدل 2 و 3 به‌ترتیب شاخص اعتبارات بخش‌خصوصی و اعتبارات اعطائی به کل بخش‌های اقتصادی به عنوان شاخص مالی در نظر گرفته شده است. برای تشخیص درست مدل، آزمون نبود همبستگی سریالی جملات اختلال، ناهمسانی جملات اختلال، تصریح درست مدل، نرمال بودن توزیع جملات اختلال استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهدکه فروض کلاسیک در تمامی مدل‌ها صادق است.

علاوه بر این، با استفاده از ضرایب مدل کوتاه‌مدت، می‌توان وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را آزمون کرد. بدین منظور، براساس رابطهٔ 7، آمارهٔ مورد نظر وقتی که شاخص Lfde، Lpc و Ltpc به‌عنوان شاخص بازار مالی باشد، به ترتیب برابر با (1/16-)، (1/3-) و (4/45-) است. بنابراین، با مقایسهٔ مقدار محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده بنرجی، دولادو و مستر (نوفرستی، 1378) در سطح 90 درصد (3/2-) فرضیهٔ صفر در مدل‌های 1 و 2 رد نمی‌شود که به معنی نبود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوست. ولی زمانی که Ltpc به عنوان شاخص بازار مالی محسوب شود، فرضیهٔ صفر رد می‌شود یعنی اینکه ارتباط بلندمدت بین متغیرهای الگوی وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رابطهٔ بلندمدت معادلهٔ تابع تولید براساس رابطهٔ 9 در جدول 2 آورده شده است.

جدول2. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت مدل

متغیرها	ضرایب	آماره t
	مدل(3)	مدل(3)
C	3/1	2/5
Lk	0/13	3/41
LL	0/19	1/95
LFdi	-0/2	-1/1
LFI	-0/57	0/69
L(Fdi-FI)	0/137	3/15
Lvt	0/29	3/01
LGC	-0/32	-2/05

براساس نتایج تخمینی که در جدول 2 آمده است، ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد که این نتیجهٔ همانند نتیجهٔ کار تحقیقاتی آذربایجانی و همکاران (1386) است. دلیل بی اثر بودن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به دلیل مهیا نبودن زمینه‌های لازم در کشور برای استفاده بهتر از سرمایه‌گذاری مستقیم

خارجی باشد. همچنین شاخص بازار مالی تأثیر معنادار بر تولید ناخالص داخلی نـدارد کـه ایـن نتیجه همانند نتیجهٔ کار تحقیقاتی ختائی (1381) و صمدی و همکاران (1386) است. علـت آن می‌توان درست استفاده نکردن از اعتبارات اعطایی به بخش‌های مختلف و یـا اعتبـارات تکلیفـی پرداختی توسط بانک‌ها باشد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که اثـر ترکیبـی سـرمایه‌گـذاری مستقیم خارجی و شاخص بازار مالی تأثیر مثبت و معنـادار بـر تولیـد ناخـالص داخلـی دارد. در حالی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص بازار مالی به تنهایی تأثیر معناداری بر تولیـد ناخالص داخلی ندارد. بنابراین، نتیجه نشان می‌دهد بـا توجـه بـه ایـن شـاخص، بـازار مـالی نقـش تاثیرگذاری در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تولیـد ناخـالص داخلـی دارد. عـلاوه براین، برآوردها نشان می‌دهندکه موجودی سرمایه تأثیر معنادار و مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارد. بر اساس این نتیجه در صورتی که موجودی سرمایه یک درصد افزایش یابد، تولید ناخالص داخلی0/13 درصد افزایش می‌یابد. همچنین برآورد نشان می‌دهد، باز بـودن تجـاری و جمعیـت نیروی‌کار در بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار بر تولیدناخالص‌داخلی دارد و شاخص هزینهٔ دولتـی وقتی که نسبت کل اعتبارات به بخش‌های مختلف به عنوان شاخص بـازار مـالی در نظـر گرفتـه شود، در بلندمدت تأثیر منفی و معنادار بر تولید ناخالص داخلی دارد.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصـحیح- خطا را فراهم می‌کند. به منظور بررسی روابط کوتاه‌مـدت بـین تولیـد ناخـالص داخلـی و سـایر متغیرهای مدنظر در این مدل، از مدل تصحیح- خطا، در قالـب رابطـهٔ (10)، اسـتفاده شـد کـه نتایج آن در جدول 3 آورده شده است.

جدول 3. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	آماره t
	مدل(3)	مدل(3)
dC	0/94	1/97
dLk	0/012	3/84
dLL	0/059	2/49
dLFdi	-0/09	-1/19
dLFI	-0/17	-1/53
dL(Fdi-FI)	0/041	4/31
dLvt	0/088	2/89
dLGC	-0/1	-2/05
Ecm(-1)	-0/473	-3/82

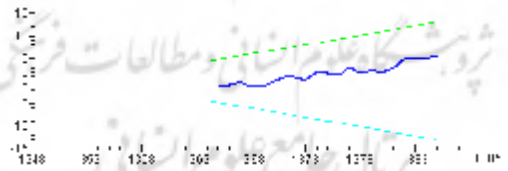
در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت، تأثیر رشد موجودی سرمایه مثبت و معنادار است. این نتایج همچنین نشان می‌دهد رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد شاخص بازار مالی تأثیر معنادار بر رشد تولید ناخالص داخلی ندارند. ولی رشد شاخص ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد بازار مالی دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد تولید ناخالص داخلی است. و نتایج روابط بلندمدت را تأیید می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رشد باز بودن تجاری و رشد جمعیت نیروی‌کار تأثیر مثبت و معنادار و رشد شاخص هزینه‌های دولت تأثیر منفی و معنادار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

نتایج تخمین مدل ECM به روش ARDL همچنین نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح- خطا که براساس رابطهٔ(10) برآورد شده، معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار(منفی) است. این ضریب نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است.

آزمون ثبات و تشخیص

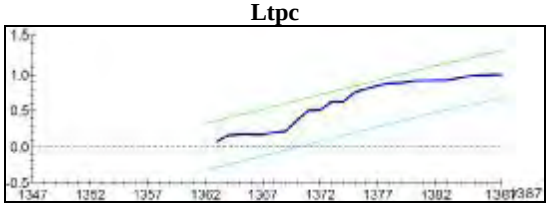
آزمون‌های تشخیص، برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق برای آزمون ثبات مدل از CUSUM[1] و CUSUM Q[2] استفاده شده و نتایج در نمودارهای 1و2 ترسیم شده است. در این نمودارها، اگر نمودار آماری یکی از خطهای طرفین را در سطح 5 درصد قطع نماید، مدل باثبات نخواهد بود. همان طوری که نمودارهای 1و 2 نشان داده شده، ثبات دائمی مدل مورد تأیید است.

نمودار 1. مجموع تجمعی باقیماندهٔ تکراری (CUSUM) با شاخص بازار مالی Ltpc



[1] Cumulative Sum of Recursive Residuals
[2] Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

نمودار 2. مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های تکراری (CUSUM Q) با شاخص بازار مالی Ltpc



5. نتیجه‌گیری

هدف این مقاله، بررسی نقش بازار مالی در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران در دوره 1346-1387 است. برای بررسی این موضوع از الگو خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. در واقع به دلیل محدودیت‌های موجود در روش‌های دیگر، مثل روش‌های انگل-گرنجر و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل‌ها، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، از روش ARDL استفاده شده است. با توجه به نتایج تخمین مشاهده می‌شود که در ایران ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص بازار مالی به تنهایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معنادار بر تولید ناخالص داخلی ندارند ولی شاخص اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بازار مالی (البته زمانی که شاخص بازار مالی نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به کل بخش‌ها باشد) در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای تأثیر مثبت و معنادار بر تولید ناخالص داخلی است. در واقع، نتایج نشان می‌دهد که شاخص بازار مالی (نسبت اعتبارات اعطایی به کل بخش‌ها) در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تولید ناخالص داخلی مؤثر است. البته در صورتی که شاخص بازار مالی شاخص عمق مالی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی باشد این روابط صادق نیست. بنابراین، برای اینکه بازار مالی بتواند نقش بیشتری در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تولید ناخالص داخلی داشته باشد، می‌بایست این شاخص‌ها نیز تقویت یابند. البته شایان ذکر است، علاوه بر توسعه بازار مالی عوامل دیگری نیز در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی مؤثر هستند. از این رو، برای جذب و استفاده بهتر از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، به همراه توسعهٔ بازار مالی، عوامل دیگری همچون سرمایهٔ انسانی و ثبات اقتصادی و باید بهبود یابد.

مآخذ

Aitken, B.J., & Harrison, A. (1999). Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela, *American Economic Review 89*, 605-618.

Alfro, L., Chanda, A., Kalemli-ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*,64, 89-112.

Azarbijani, K., Shahidi, A., & Mohammadi, F. (2007). The analysis of FDI, trade and economic growth. *Journal of Economic Researchs*, 9(2), 1-17(in Persian).

Azman-Saini. W, Law. S,& Halim Ahmad. A, (2010). FDI and economic growth: New evidence on the role of financial markets. *Economics Letters*, 107(2010), 211-213

Behkish, M. A. (2002). *Iran economy in course of globalization*. Tehran, nei Publication(in Persian).

Blomstrom, M., & Persson, H. (1983). Foreign investment and spillover efficiency in an underdeveloped economy: Evidence from the Mexican manufacturing Industry, *World Development*, 11(6), 493-501.

Borensztein, E., De Gregorio, J., Lee, J.-W (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of International Economics*, 45, 15-135.

Davodi, P., & Shahmoradi, A. (2004). Effective factors of FDI absorption in Iran and 46 other countries. *Iran Economic Researches*, 6(20), 81-113. (in Persian).

Eller, M., Haiss, P., & Steiner, K. (2006). Foreign direct investment in the financial sector and economic growth in Central and Eastern Europe: The crucial role of the efficiency channel.

Haddad, M., & Harrison, A. (1993). Are there positive spillovers from direct foreign investment?. *Journal of Development Economics*, 42(1), 51-74.

Hermes, N., & Lensink, A. (2003). Foreign direct investment, financial development and economic growth. *Journal of Development Studies*,140, 142-163.

Hosseini, S. S., Molai, M. (2006). The impact of FDI on economic growth of Iran, *Economic Letter Research*, 6(21), 57-80. (in Persian).

Kokko, A., Tansini, R. & Zejan, M. (1996). Local technological capability and productivity spillovers from FDI in the Uruguayan manufacturing sector. *Journal of Development Studies*, 32(4), 602-620.

Komeijani, A., & Abasi, M. (2006). The role of effective factors on absorbing of FDI in Iran., *Journal of Economic Probes*, 41(2), 69-105. (in persian).

Lee. C, Chang. C. (2009). FDI, financial development, and economic growth: international evidence. *Journal of Applied Economics*. 2, 249-271.

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, bank and economic growth, *The American Economic Review*, 88(3), 537-542.

Levine, R., Loayza, N.,&Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 31-77.

Ljungwall, C. (2007). *Financial sector development, FDI and economic growth in China*, China Center For Economic Research.

Mosavi, A., & Ghaedi, M. (2006). Survey of foreign direct investment in Iran. *Journal of Tadbir*, 173(17), 35. (in Persian).

Nazir, M. S., Musarat, M. N., & Gilani, U. J. (2010). Relationship between economic growth and stockmarket development. *African Journal of Business Management* , 4(16), 3473-3479.

Noferesti, M. (1999). *Unit root and co-integration in econometrics*., Rasa Publication Tehran. (in Persian).

Omran, M., & Bolbol, A. (2003). Foreign direct investment, financial development. and economic growth: evidence from the Arab countries, *Review of Middle East Economics and Finance*, 1(3), 231–249.

Pesaran, H. , Pesaran, B. (1997). *Microfit 4.0 for Windows*. Oxford University press and Polyhedron Software LTD.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Applied Econometrics*, 16, 289 – 326.

Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis. *Applied Economics*, 32, 1977-1984.

UNCTAD. (2008). *World investment report 2008 transnational corporations and the infrastructure Challenge*. United Nations, New York & Geneva.

World Bank Group. (2008). World development indicator.

Yosefi, D. (2000). *Imports demand function in Iran*. MA thesis, Faculty of Economics & Politics of Shahid Beheshti University. (in Persian).

پرتال جامع علوم انسانی