فصلنامـه اقتصاد مالی
سال یازدهم / شماره ٤٠ / پائیز ١٣٩٦
صفحه ٩٥ تا ١١٥

اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران بسط مدل پاجولا

اسفندیار جهانگرد[1]
آرین دانشمند[2]
سامان پناهی[3]
بهنام نیک‌بین[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۱۹

چکیده

در کشورهای توسعه یافته افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از عوامل اصلی در انتقال تکنولوژی‌های نوین، ارتقا بهره‌وری و رشد اقتصادی است، در صورتی که این موضوع برای کشورهای در حال توسعه لزوماً چنین نیست و گاه نتایج عکس نیز در بر خواهد داشت. در این تحقیق به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(FDI) بر رشد اقتصادی ایران در شرایط همگرایی مشروط (Conditional Convergence) با استفاده از رهیافت خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL) به همراه آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) طی سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ خواهیم پرداخت. نتایج تخمین حاکی از آن است که اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بسط یافته پاجولا و در حالت همگرایی مشروط، در کوتاه-مدت و بلندمدت منفی و معنادار است که البته در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران و کشورهای مشابه و با در نظر گرفتن ساختار این کشورها نتایج دور از واقعیت نیست. بنابراین جهت استفاده کارامد و مؤثر از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باید ساختارهای اقتصادی را اصلاح، قابلیت

۱- دانشیار و عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی نویسنده مسئول، تهران، ایران jahangard@atu.ac.ir
۲- استادیار و عضو هیأت علمی پژوهشکده علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
۳- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران
panahi_saman.eco@yahoo.com
۴- کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی دانشگاه علامه طباطبائی و پژوهشگر در پژوهشکده سیاستگذاری علم، فناوری و صنعت دانشگاه صنعتی شریف ، تهران، ایران. Nikbin.behnam@atu.ac.ir

جذب تکنولوژی و بخش‌های مولد که دارای ارزش افزوده بالایی هستند را شناسایی و منابع خارجی را به سوی این بخش‌ها هدایت کرد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، تجارت خارجی، سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی.

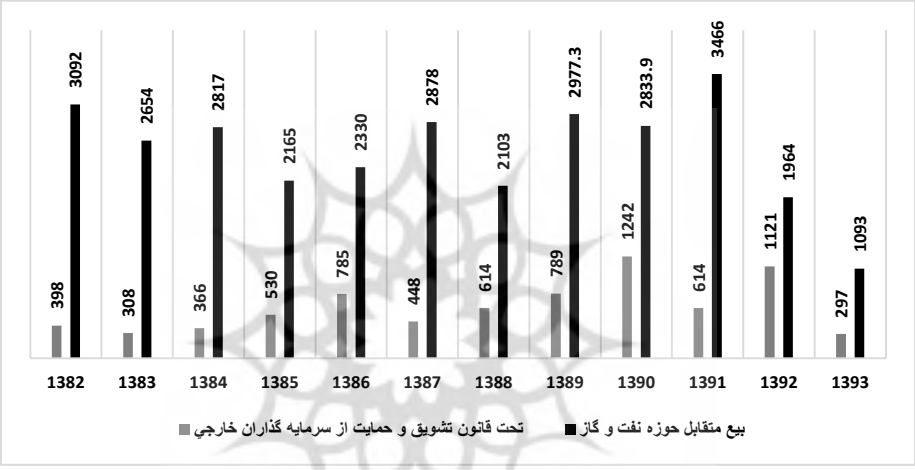
طبقه بندی JEL: F14 ، E22، F16

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- مقدمه

تجارت بین‌الملل در زمینه دارایی‌های مالی مانند ارز، سهام و اوراق قرضه در دهه‌های اخیر سریع‌تر از تجارت بین‌الملل در حوزه محصولات گسترش یافته است. این فرایند علاوه بر اینکه منافعی را برای صاحبان ثروت به ارمغان می‌آورد، خطرهایی نیز ناشی از بی‌ثباتی مسری ایجاد می‌کند. این خطرها در طول بحران مالی اخیر جهانی به سرعت در سراسر مرزهای ملی گسترش یافته و هزینه‌های هنگفتی را به اقتصاد جهانی تحمیل کرده است. از اواسط دهه ۱۹۹۰ جریان جهانی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رشد قابل توجهی را نشان داده است، گرچه این رشد بسیار نامتوازن بوده است. از نظر تاریخی، بسیاری از جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای توسعه یافته انجام شده است، اما با این حال در طول زمان، سهم جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذر به طور پیوسته افزایش یافته است (کروگمن، ابستفلد و ملیتز[1]، ۲۰۱۲، ص xxi). سرمایه‌گذاری خارجی جز هیچ یک از سه ستون اصلی تفاهم واشنگتن نیست، اما بخش کلیدی جهانی سازی جدید است. مطابق تفاهم واشنگتن، رشد از راه آزادسازی یا رها کردن کامل بازارها میسر می‌شود. خصوصی سازی، آزادسازی و تثبیت اقتصادکلان باید فضایی به وجود آورد که سرمایه، و از جمله سرمایه خارجی را جذب کند. این سرمایه‌گذاری موجب رشد است. داد و ستد خارجی دانش فنی و دسترسی به بازارهای خارجی را با خود به همراه دارد و امکان اشتغال جدید را فراهم می‌آورد. شرکت‌های خارجی همچنین به منابع مالی دسترسی دارند که در کشورهای در حال توسعه که در آن موسسات مالی ضعیف هستند اهمیت زیادی دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بسیاری از موفق‌ترین نمونه‌های توسعه، مثل سنگاپور، مالزی و حتی چین نقش مهمی ایفا کرده است. اما نقاط ضعفی هم در این میان وجود دارد. هنگامی که شرکت‌های خارجی وارد کشور می‌شوند، غالباً رقبای داخلی را نابود می‌کنند و امید کسبه‌ای را که می‌خواهند صنعت داخلی را به پا کنند به یأس تبدیل می‌سازند. کشورهای در حال توسعه باید برای کارفرمایی به خارجیان متکی باشند. مهم نیست که در کسب موفقیت بزرگی که کره و ژاپن بدست آورده‌اند سرمایه‌گذاری خارجی نقشی نداشت، اما در بسیاری موارد مثل سنگاپور، چین و مالزی که سرمایه‌گذاری‌های خارجی را تحت کنترل خود داشتند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش مهمی ایفا کرد، که البته نه به خاطر خود سرمایه (چرا که با توجه به نرخ پس‌انداز بالای این کشورها نیازی به سرمایه نبود) و نه برای کارفرمایی که بلکه به دلیل دسترسی به بازارها و دانش فنی جدیدی بود که به همراه این سرمایه‌ها می‌آمد (استیگلیتز[2]، ۲۰۰۲، ص۹۵). پس از دهه ۱۹۸۰، اتخاذ سیاست‌های برونگرا شدت یافته و تحولات چشمگیری در حجم تجارت، جریان‌های مالی و سرمایه بین‌الملل و جریان‌های انتقال

اطلاعات و دانش در سطح جهان به وجود آمده است (زنوز و دهکردی، ۱۳۸۸). نمودار شماره (۱) نشان می‌دهد که عمده سرمایه‌گذاری خارجی انجام شده طی سالهای ۱۳۸۲- ۱۳۹۳ در بخش نفت و گاز انجام شده است که آثار بلندمدتی بر رشد اقتصادی ندارد و دارای پیوندهای پیشین و پسین زیادی نیست. بنابراین شواهد نشان می‌دهد که عمده سرمایه‌گذاری خارجی در بخشی از اقتصاد جذب شده است که درآمدهای حاصل از آن منبع پایدار، با ثبات و دارای آثار بلندمدت بر رشد اقتصادی نیست اگر چه در کوتاه‌مدت می‌تواند محرک رشد اقتصادی باشد.



نمودار ۱- روند سرمایه‌گذاری خارجی طی سالهای ۱۳۸۲-۱۳۹۳ به تفکیک حوزه نفت و گاز و قانون تشویق و حمایت از سرمایه‌گذاران خارجی (واحد: میلیون دلار)

(ماخذ: سایت رسمی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور به آدرس اینترنتی: www.mprog.ir)

شاکری (۱۳۹۵، ص۱۲۸) عنوان می‌کند که براساس مطالعات تجربی، سرمایه‌گذاری خارجی بسته به اینکه در چه صنایعی و در چه قلمرویی وارد شود برای کشور میزبان تأثیرات متفاوتی خواهد داشت. اگر سرمایه‌گذاری خارجی در قلمرو صنایع کالاهای اولیه و خام مثل نفت، معادن و محصولات اولیه پتروشیمی وارد شود تاثیرات مثبت چندانی در پی ندارد. اما اگر در صنایع با فناوری بالا وارد شود در صورت آمادگی ما برای استفاده از فرصت یادگیری و دریافت فن آوری و دانش فنی، بسیار مفید خواهد بود. سرمایه‌گذاری خارجی بدون داشتن استراتژی توسعه صنعتی و انتخاب اهداف و الویت‌ها نتایج مورد انتظار را نخواهد داشت. با توجه به اینکه طبق مطالعات اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورها به لحاظ نتایج اقتصادی متفاوت است، از

این رو در این تحقیق به بررسی اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی ایران پرداخته خواهد شد. مقاله به ترتیب شامل سه قسمت اصلی مبانی نظری، الگوی نظری و تخمین و در نهایت نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد سیاستی می‌باشد.

۲- مروری بر ادبیات نظری

سالواتوره[۳](۱۳۸۹، ص ۵۲۵) عنوان می‌کند که بطور کلی سرمایه گذاری به دو قسم است: سرمایه‌گذاری‌های مالی و سرمایه‌گذاری‌های مستقیم. سرمایه‌گذاری مالی شامل دارایی‌های خالص مالی نظیر اوراق قرضه و سهام است که بصورت پول ملی کشور سرمایه‌گذار انتقال می‌یابد. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری مستقیم عبارت است از سرمایه‌گذاری‌های حقیقی در تأسیس کارخانه‌ها، کالاهای سرمایه‌ای، زمین و موجودی انبار به طوری که سرمایه و مدیریت آن در دست سرمایه‌گذار بوده و در طول زمان بهره برداری از آن نیز نظارت در دست سرمایه‌گذار باقی می‌ماند. در حال حاضر در سطح بین‌المللی سرمایه‌گذاری‌های مستقیم معمولاً توسط شرکت‌های چند ملیتی که به کار تولید، ارائه خدمات و استخراج مشغول هستند، انجام می‌شود. در حال حاضر سرمایه‌گذاری مستقیم مهم‌ترین روش گردش جریان سرمایه خصوصی در سطح بین‌المللی است. برخی از دلایل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شامل اجتناب از تعرفه‌ها و سایر محدویت‌های تجاری که سایر کشورها بر واردات خود وضع می‌کنند، یا با به دست آوردن منافع ناشی از یارانه‌های مختلفی که دولت برای تشویق سرمایه‌گذاری مستقیم پرداخت می‌کند، است.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با استفاده از روش داده‌های تابلویی (پانل) در دوره زمانی (۱۹۹۵ -۲۰۱۰) در قالب مدل معادلات همزمان برای کشورهای عضو D8 مورد مطالعه قرار گرفته است. مدل مورد مطالعه به صورت ۵ معادله همزمان اثر متغیرهایی همچون FDI، انباشت سرمایه ناخالص صادرات و واردات را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ۳ مرحله‌ای (3SLS) بر رشد اقتصادی اندازه گیری کرده است. سایر متغیرهای مورد استفاده نیز شامل نرخ ارز رسمی، نرخ رشد دستمزدها، تعداد نیروی کار و نقدینگی می‌باشد. نتایج بدست آمده حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین FDI و رشد اقتصادی در نمونه مورد بررسی است. نگهداری (۱۳۹۳) به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای خلیج فارس از جمله ایران در سالهای ۱۹۹۵ -۲۰۱۱ پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق انباشت سرمایه فیزیکی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها داشته اما در مقابل بر سرمایه انسانی اثر منفی داشته است. به عبارت دیگر با توجه به سطح پایین سرمایه انسانی در کشورهای حوزه

خلیج فارس امکان انتقال تکنولوژی از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود نداشته که این امر مانع افزایش بهره‌وری و نیز بهره‌مندی از سرریزهای تکنولوژی می‌شود، به طوری که عاملی بازدارنده در برابر رشد اقتصاد این کشورهاست. یاوری و سعادت (۱۳۸۴) در پژوهش خود به بررسی تأثیر تجارت خارجی و سرمایه خارجی بر روی رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است. رشد اقتصادی ناشی از سرمایه گذاری خارجی را تحت راهبردهای (استراتژی‌های) تجاری برای سال های ۱۳۴۰ تا-۱۳۸۰ آزمون و بررسی کرده است. نتایج حاکی از آن است که رشد اقتصادی ناشی از سرمایه‌گذاری خارجی تحت راهبرد توسعه صادرات بیشتر از رشد اقتصادی ناشی از سرمایه‌گذاری در شرایط جایگزینی واردات است. به عبارت دیگر، در سیاست جایگزینی واردات، حمایت شدید دولت از صنایع داخلی، به سرمایه‌گذاران خارجی اجازه رقابت با صنایع داخلی را نمی‌دهد. بنابراین، سهم سرمایه‌گذاری خارجی در رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، در صورتی که این سهم در شرایط سیاست توسعه صادرات بالاست. فرزین و همکاران (۱۳۹۱) با توجه به مبانی نظری در راستای شناسایی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی از تلفیق روش‌های دینامیک و اقتصادسنجی استفاده نموده و به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی و اثرگذاری این عامل بر رشد اقتصادی پرداخته اند. بدین منظور الگویی طراحی و شبیه سازی گردید و عوامل اثر گذار بر رشی اقتصادی را با رویکرد ویژه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با توجه به عوامل موثر بر آن، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری داخلی شناسایی و شبیه‌سازی شده است. نتایج این پژوهش موید اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌باشد. مهدوی (۱۳۸۳) در پژوهشی به بررسی تجزیه و تحلیل نظری و تجربی آثار سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی با تأکید بر دو نوع سرمایه‌گذاری خارجی یعنی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری پرتفوی خارجی[۴] پرداخت. آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۸) رابطه بین تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی را در طی دوره ۱۳۵۳- ۱۳۸۴ در چارچوب یک تابع تولید کل تعمیم یافته مدل رشد و با استفاده از مدل ARDL مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تنها در کوتاه‌مدت بر روی رشد اثرگذار است که این اثر، منفی می‌باشد. متغیر تجارت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر معنادار و مثبتی بر روی رشد اقتصادی ایران داشته است.

مهم‌ترین نتایج حاصل از تحلیل‌های نظری مطالعه دلالت بر این دارد که اثر ورود سرمایه بر رشد اقتصادی در طول زمان در حال تقویت است و از بین جریانات مختلف سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی FDI نقش اثرگذارترین متغیر را بر رشد اقتصادی کشورها در صحنه اقتصادی بازی می‌کند و به لحاظ ماهیت و انگیزه‌های ایجاد کننده آن، از افق روشن‌تر و با ثبات‌تری

جهت استفاده در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی که هدف رشد را مد نظر دارند، برخوردار است. در این راستا براساس یافته‌های تجربی، قابلیت انعطاف ساختارهای تولیدی و قدرت جذب سرمایه‌گذاری در کشورهای میزبان و همچنین شدت نیاز این کشورها به منابع مالی خارجی از عوامل بسیار اثرگذار بر میزان اثربخشی FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان به شمار می‌روند. در ادامه به برخی از مطالعات خارجی مرتبط با رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری خارجی می‌پردازیم.

پگکاس[۵](۲۰۱۵) به تجزیه و تحلیل ارتباط سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی و سپس به برآورد اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در پانلی از کشورهای منطقه یورو طی دوره ۲۰۰۲ – ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج تجزیه و تحلیل‌ها نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت همجمعی بلندمدت بین FDI و رشد اقتصادی وجود دارد. با استفاده از روش های (FMOLS) و OLS پویا (DOLS) کشش GDP نسبت به FDI به ترتیب ٪۰,۰۵۴ و ٪ ۰,۱۴۷ است. علاوه بر این یک عامل مثبت معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه یورو است. مالزی اخیراً به عنوان یکی از کشورهایی که بهره زیادی از سرمایه گذاری خارجی برده است، شناخته می‌شود. فدهیا و المسفیر[۶](۲۰۱۵) با ارائه یک مدل رشد درونزا و با استفاده از داده های سری زمانی سالانه از ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۰ به این موضوع که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی چه تأثیری بر رشد اقتصادی داشته پرداخته اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که جریان FDI به همراه توسعه سرمایه انسانی به شدت به رشد اقتصادی کشور میزبان کمک کرده است. اما آثار سرریز تکنولوژی ناشی از جریان سرمایه گذاری خارجی به اندازه کافی با سرمایه انسانی ترکیب نشده است تا منجر به رشد اقتصادی شود. از این‌رو پیشنهاد شده که دولت تلاش بیشتری در جهت توسعه سرمایه انسانی نسبت به جذب و حفظ جریان FDI انجام دهد و نیز باز بودن اقتصاد و محیط تبادل خارجی در یک مسیر مطلوب ادامه داشته باشد. احمد[۷] (۲۰۱۲) در مقاله خود اثرات سرمایه انسانی، نیروی کار، ظرفیت جذب سرمایه فیزیکی، جریان سرمایه‌گذاری خارجی و تولید ناخالص داخلی را بر رشد بهره‌وری مالزی مورد بررسی قرار داده است. نتایج تجزیه و تحلیل بازه زمانی فصلی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸ نشان می‌دهد که جریان FDI و نهاده‌های استفاده شده به صورت منفی بر بهره وری کل عوامل اثر گذاشته است. این در حالیست که، سرمایه گذاری مستقیم خارجی نقش مهمی در دستیابی به رشد اقتصادی از طریق نهاده‌ها با توجه به سهم آن ها در بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. در این راستا، ارتباط مثبت بین سرمایه انسانی، نیروی کار و ظرفیت جذب که تعیین کننده اثر سرریز روی رشد اقتصادی است وجود داشته و اثر منفی سرمایه فیزیکی بر روی رشد نیز نشان داده شده است. اضافه کردن متغیر سرمایه انسانی به مدل سولو توضیح بهتری از عوامل موثر بر رشد اقتصادی در میان کشورها را فراهم می‌کند و همچنین اقتصاد کشورهای جهان همگرایی مشروط را نشان می-

دهند. به عبارت دیگر این اقتصادها به سمت وضعیت پایدار خود همگرا هستند و این همگرایی را متغیرهایی مانند پس‌انداز، رشد جمعیت و سرمایه انسانی توضیح می‌دهند. شواهد حاکی از آن است که با ثابت در نظر گرفتن رشد جمعیت و انباشت سرمایه، کشورها تقریباً به نرخی که مدل تکامل یافته سولو پیش بینی می‌کند همگرا می‌شوند. (منکیو، رومر و ویل[۸]، ۱۹۹۲). آزادی تجاری و رشد اقتصادی در کشورهای میزبان کماکان یکی از بحث های حائز اهمیت در ادبیات اقتصادی بوده و در سال های اخیر نیز به خصوص از جانب کشورهایی که با مشکلات بیکاری و فقدان پیشرفت های تکنولوژیکی مواجه بودند، مورد توجه واقع شده است. بلومی[۹](۲۰۱۴) به بررسی این معضل در کشور تونس پرداخته و در این مسیر از رهیافت ARDL و آزمون کرانه ها[۱۰] بین سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ بهره برده است. نتایج پژوهش وی حاکی از آن است که در کوتاه مدت علیت گرنجر از FDI به رشد اقتصادی و به عکس و از تجارت به رشد اقتصادی و به عکس وجود ندارد. حتی با وجود باورهای شایع در رابطه با ایجاد سرریزهای مثبت خارجی بر کشورهای میزبان از طریق سرمایه گذاری مستقیم خارجی، پژوهش مذکور در رابطه با تونس این باورها را رد می‌نماید که مخالف به وجود آمدن خود به خود رشد اقتصادی از کانال سرمایه گذاری مستقیم خارجی است. علاوه بر این نتایج می‌تواند در رابطه با کشورهای در حال توسعه دیگر که تجارب مشترکی در زمینه جذب FDI و آزادسازی تجاری دارند نیز عمومیت داشته باشد. کوما و همکاران[۱۱] (۲۰۱۶) اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کمک و بدهی خارجی را بر رشد اقتصادی کشور غنا را در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی بدست آوردند. هرزر و کلاسن[۱۲] (۲۰۰۸) نیز نشان دادند فرضیه این که که FDI به رشد اقتصادی منجر می‌شود در بلندمدت برقرار نیست. آنتوی و ژائو[۱۳] (۲۰۱۳) نشان دادند که برای کشور غنا در بلندمدت یک رابطه منفی بین رشد اقتصادی و FDI وجود دارد.

پاجولا[۱۴](۲۰۰۰) به بررسی اثر سرمایه‌گذاری در تکنولوژی اطلاعات بر رشد اقتصادی ۳۹ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۰ پرداخت. بر این اساس یافته های پژوهش وی نشان می‌دهند که سرمایه فیزیکی عنصری کلیدی در رشد اقتصادی، چه در کشورهای توسعه یافته و چه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. تأثیر این عامل حتی از اثرگذاری سهم درآمدی سرمایه در حساب های درآمد ملی نیز به مراتب بزرگتر است. اما به نظر می‌رسد هیچکدام از دو مؤلفه سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات روی رشد GDP تأثیر معناداری ندارند. اگرچه، سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات روی رشد اقتصادی ۲۳ کشور عضو OECD تأثیر بسزایی دارد که این تأثیر تقریباً به بزرگی باقی انباره سرمایه می‌باشد. اما از آنجا که سهم سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات از GDP، اگرچه در حال رشد بوده، اما کماکان در سطحی پایین تر از سهم سرمایه گذاری های غیر از فناوری اطلاعات به سر می‌برد، هرچند بازده خالص اجتماعی سرمایه فناوری اطلاعات به نسبت

سرمایه غیر IT بیشتر می‌باشد که به ترتیب ۶۰ الی ۸۰ درصد در برابر تنها ۴ درصد را به خود اختصاص داده است. علاوه بر این بازده های تخمین زده شده بسیار بالا بوده و نزدیک به ۲ برابر بازده سرمایه گذاری در ابزار و تجهیزات و ۱۰ تا ۱۲ برابر بازده تحقیق و توسعه (R&D) است.

۳- الگوی نظری

عمده مطالعاتی که در خصوص اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی انجام شده است، رشد اقتصادی عادی یا تولید ناخالص داخلی را به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته‌اند. در این مقاله رشد اقتصادی در شرایط همگرایی مشروط مورد استفاده قرار گرفته است که با واقعیت کشورهای در حال توسعه انطباق بیشتری دارد. در این تحقیق با استفاده از مدل‌های پاجولا (۲۰۰۰) که در حقیقت بسطی بر پایه مدل منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲)می‌باشد، به بررسی اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI) بر رشد اقتصادی می‌پردازیم. در راستای بررسی اثرات سرمایه گذاری فناوری اطلاعات (IT) بر رشد اقتصادی پاجولا از یک مدل تکمیل و تقویت شده نئوکلاسیکی همانند مدل منکیو-رومر-ویل استفاده کرده است. علاوه بر سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی (مانند ماشین آلات، تجهیزات و ساختمان) مدل پایه سولو جهت وارد نمودن سرمایه گذاری در سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات نیز بسط داده شده است. در حقیقت، همان‌طور که در مطالعه نوننیمن و وانهوت[۱۵](۱۹۹۶) نشان داده شده است، مدل مطرح شده قابلیت پوشش m نوع از سرمایه ها را داراست در صورتیکه تابع تولید به صورت تابع کاب-داگلاس زیر تعریف شود:

$$Y(t) = K_1(t)^{\alpha_1} K_2(t)^{\alpha_2} \dots K_m(t)^{\alpha_m} [A(t)L(t)]^{(1-\sum_{i=1}^{m}\alpha_i)} \qquad (۱)$$

که K_i نمایانگر سرمایه نوع i ام (mو...و۲و۱=i)، L نیروی کار، A سطح تکنولوژی و α_i مقادیر ثابت می‌باشند. با فرض اینکه به تمامی عوامل بر اساس تولیدات نهایی پراخت خواهند شد، α_i ها نشان دهنده سهم عوامل در ستانده کل می‌باشند.

فرض بر این است که نیروی کار به صورت برونزا با نرخ n رشد کرده و تکنولوژی با نرخ α و نیز به صورت برونزا رشد می‌نماید. همچین مدل رشد سولو فرض می‌کند که کسر ثابتی همانند s_i از ستانده کل روی هر نوع از سرمایه‌ها، سرمایه‌گذاری می‌شود. با در نظر گرفتن K_i به عنوان انباره سرمایه از نوع i به ازای هر واحد نیروی کار مؤثر، $y = Y/AL$ خواهد بود.

بنابراین، معادله تفاضلی زیر بیانگر تکامل انباره‌های سرمایه خواهد بود:

$$\frac{dK_i(t)}{dt} = s_i y(t) - (a + n + \delta_i)K_i(t)\,.\ i = 1.2 \dots . m \qquad (۲)$$

که δ_i ها نرخ های استهلاک هر نوع از سرمایه می‌باشد. می‌توان تابع تولید (۱) را به صورت فرم فشرده به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$y(t) = K_1(t)^{\alpha_1} K_2(t)^{\alpha_2} \dots K_m(t)^{\alpha_m} \qquad (۳)$$

ارزش ها و مقادیر وضعیت پایدار (Steady-State) انباره های سرمایه K_i^* می‌تواند از معادلات زیر حل شده و به دست آیند:

$$K_1^{*\alpha_1} \dots K_i^{*\alpha_i} \dots K_m^{*\alpha_m} = {(a+n+\delta_i)K_i^*}/{s_i} \;.\; i = 1.2. \dots . m \qquad (۴)$$

که در حالت لگاریتم انباره‌های سرمایه به صورت خطی خواهد بود. با جایگزین نمودن مقادیر از معادله ۴ در معادله ۳ و لگاریتم گیری به وضعیت پایدار ستانده به ازای هر واحد نیروی کار مؤثر دست خواهیم یافت:

$$lny^* = \frac{\alpha_1}{1-\sum \alpha_i}[lns_1 - ln(a+n+\delta_1)] + \dots + \frac{\alpha_m}{1-\sum \alpha_i}[lns_1 - ln(a+n+\delta_1)] \qquad (۵)$$

در نتیجه، وضعیت پایدار ستانده به ازای هر واحد نیروی کار (همانند بهره وری نیروی کار)، رابطه مثبت با نرخ های پس انداز در هر نوع از سرمایه داشته اما با نرخ های رشد جمعیت و نرخ های استهلاک سرمایه رابطه منفی دارد. از آنجایی که هدف اصلی در مطالعه پاجولا بررسی اثر فناوری اطلاعات روی سطح و رشد بهره وری نیروی کار می‌باشد، تعداد انواع سرمایه ها به سه نوع سرمایه محدود شده است: سرمایه فیزیکی K_p، سرمایه انسانی K_h و سرمایه فناوری اطلاعات K_t. ضمناً فرض شده است که تکنولوژی در تمامی کشورها یکسان بوده و شوک های خاص در برخی کشورها در جز اخلال ε_j مانا می‌شود. تصریح تجربی زیر حاصل ستانده های قابل مشاهده هر کارگر در کشور j می‌باشد:

$$ln\left({Y}/{L}\right)_j = \alpha_0 + \frac{\alpha_p}{1-\beta} lns_{pj} + \frac{\alpha_h}{1-\beta} lns_{hj} + \frac{\alpha_\tau}{1-\beta} lns_{\tau j} - \frac{\alpha_p+\alpha_h+\alpha_\tau}{1-\beta} ln(a+n_j+\delta) + \varepsilon_j \qquad (۶)$$

که در آن طبق فروض $\alpha_0 = lnA(0) + at$، $\beta = \alpha_p + \alpha_h + \alpha_\tau$ و $\beta < 1$ است. جزء خطا نه تنها تفاوت‌ها در تکنولوژی بلکه تفاوت ها در منابع و ذخایر (طبیعی)، اقلیم و نهادها را نیز نشان می-دهد. نرخ استهلاک δ فرض می‌شود که برای تمامی کشورها و برای تمامی انواع سرمایه‌ها یکسان می‌باشد. داده ها و اطلاعاتی که بتوان به کمک آن ها نرخ‌های استهلاک مختص هر کشور را محاسبه نمود وجود ندارد، اما از طرفی دلیل قوی ای نیز دال بر تفاوت بسیار زیاد و شدید نرخ های

استهلاک در بین کشورها موجود نیست. اگرچه که قضاوت در رابطه با فرض برابری نرخ های استهلاک بسیار دشوار است به خصوص که تجهیزاتی همانند تجهیزات کامپیوتری و لوازم جانبی آن به نسبت دیگر انواع سرمایه های فیزیکی، عمر کوتاه تری دارند. اما بنا بر مطالعه تمپل (۱۹۹۸)[۱۶] در رابطه با تحلیل نقش سرمایه گذاری تجهیزات، نرخ های استهلاک تقریباً به طور کامل همبستگی دارد؛ به این معنی که عوامل حذف شده تأثیری بر تخمین پارامترهای مورد نظر ندارند. مدل تکامل یافته (افزوده شده) سولو پیش‌بینی می‌کند که کشورها به حالات پایدار متفاوتی بر اساس عوامل مشخص شده در معادله ۶ خواهند رسید. از آنجایی که همگرایی وضعیت پایدار به آرامی صورت می‌پذیرد، برای اینکه این سرعت بتواند در مدل لحاظ شود، می‌توان ان را به صورت زیر تغییر داد و اصلاح نمود:

$$lny_j(t) = \left(1 - e^{-\lambda t}\right) lny_j^* + e^{-\lambda t} lny_j(0) \qquad (۷)$$

که در آن $\lambda = \beta(a + n + \delta)$ نمایانگر سرعت همگرایی می‌باشد (منکیو، رومر و ویل، ۱۹۹۲).

همان‌طور که توسط دورلاوف و کوآ[۱۷] (۱۹۹۹) مطرح شد، این معادله همگرایی از طریق اعمال قید برابری نرخ‌های استهلاک در مدل سولوی تکامل یافته بدست می‌آید. مقدیر حالت پایدار در معادله ۶ می‌توانند با جایگذاری در معادله ۷ تصریح قابل تخمین زیر را بدست دهند:

(۸)

$$GR = ln[Y(t)/L(t)]_j - ln[Y(0)/L(0)]_j = \theta lnA(0) + at + \theta \frac{\alpha_p}{1-\beta} lns_{pj} + \theta \frac{\alpha_h}{1-\beta} lns_{hj} + \theta \frac{\alpha_\tau}{1-\beta} lns_{\tau j} - \theta \frac{\alpha_p + \alpha_h + \alpha_\tau}{1-\beta} ln(a + nj + \delta) - \theta ln[Y(0)/L(0)] + \varepsilon_j$$

که در آن $\theta = \left(1 - e^{-\lambda t}\right)$ است (پاجولا، ۲۰۰۰). در این تحقیق و به پیروی از مقاله پاجولا از FDI به عنوان یک نوع سرمایه بجای K_t در مطالعه استفاده شده است. شکل کلی مدل پس از وارد کردن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت ذیل است:

$$GR = F(I.H.FDI.OP.TR.D) \qquad (۹)$$

که GR نرخ رشد اقتصادی در شرایط همگرایی[۱۸] ($Y(0)/L(0)$) سال پایه سال ۱۹۷۰ یعنی سال شروع داده‌ها)، I سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص داخلی به درصدی از تولید ناخالص داخلی، H متوسط سالهای تحصیل شاغل به عنوان پراکسی سرمایه انسانی، FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به درصدی از تولید ناخالص داخلی، OP درجه باز بودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و

واردات به تولید ناخالص داخلی)، TR روند زمان و D متغیر مجازی که برای سال‌های جنگ یک و برای مابقی سالها صفر است. مدل فوق که با الهام گرفتن از مقاله پاجولا (۲۰۰۰) ارائه شده است و دوره مورد بررسی از سال۱۹۷۰ تا سال ۲۰۱۴ است. منابع آماری مورد استفاده در این مدل براساس داده‌های شاخص های توسعه بانک جهانی، فینسترا وهمکاران[۱۹] (۲۰۱۳)، بانک مرکزی ج.ا.ا، و سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور است.

۴- داده‌ها، تصریح مدل و روش پژوهش

در این تحقیق GR نرخ رشد اقتصادی در شرایط همگرایی که با استفاده از داده‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بانک مرکزی ج.ا.ایران محاسبه شده است. H متوسط سالهای تحصیل شاغل به عنوان پراکسی سرمایه انسانی که از داده‌های فینسترا و همکاران (۲۰۱۳) استفاده شده است.I سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص داخلی به درصدی از تولید ناخالص داخلی که سرمایه‌گذاری خارجی از آن کسر شده که از داده‌های بانک جهانی اخذ شده است. در خصوص FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به درصدی از تولید ناخالص داخلی و OP درجه باز بودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) نیز از داده‌های بانک جهانی استفاده شده است.

به کارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی رشد با سه رویکرد تابع تولید، حسابداری رشد و رشد در شرایط باثبات انجام می‌شود. این تحقیق از الگوی آزمون کرانه های خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی[۲۰]، پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)[۲۱] برای بررسی وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها و برآورد ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت متغیرها استفاده می‌کند. بر خلاف روش مرسوم هم انباشتگی جوهانسون[۲۲] که مجموعه ای از معادلات را برای تجزیه و تحلیل روابط بلندمدت بکار می‌برد، روش ARDL از یک معادله بهره می‌برد. رهیافت هم انباشتگی ARDL در مقایسه با سایر روش‌های هم انباشتگی از قبیل جوهانسون (۱۹۸۸)، انگل و گرنجر[۲۳] (۱۹۸۷) و جوهانسون و جوسلیوس[۲۴] (۱۹۹۰) دارای مزایای متعددی است: (۱) رگرسورهای مورد بررسی صرف نظر از I(0) و یا I(1) بودن آن‌ها محدود نیستند. در این زمینه بهمنی اسکوئی[۲۵] (۲۰۰۱) استدلال کرده است که نتایج غیرقطعی از آزمون‌های مختلف بستگی به قدرت آزمون‌های ریشه واحد دارد. برای غلبه بر این مساله، رهیافت آزمون کرانه های ARDL نیازی به دسته‌بندی متغیرها به مانا و نامانا ندارد. (۲) حتی مناسب نمونه های با اندازه کوچک است. (۳) در صورتی که برخی از رگرسورها درونزا باشند این روش برآوردهای نااریب مدل بلندمدت و آماره های t معتبر را ارائه می‌دهد[۲۶]. (۴) برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت را می‌توان به صورت همزمان محاسبه کرد. با استفاده از تابع (۹) معادله بلندمدت مدت مربوط به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$GR_t = \xi_0 I + \xi_1 H + \xi_2 FDI + \xi_3 OP + \xi_4 + \xi_5 T + \xi_6 D + \vartheta_t \quad (۱۰)$$

جهت بهره گیری از روش ARDL، مدل تصحیح خطا را بصورت زیر تصریح می‌کنیم:

(۱۱)

$$\Delta GR_t = \sum_{i=1}^{k} \chi_0 \Delta GR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \chi_1 \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \chi_2 \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \chi_3 \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \chi_4 \Delta OP_{t-i} + \lambda_0 GR_{t-1} + \lambda_1 I_{t-1} + \lambda_2 H_{t-1} + \lambda_3 FDI_{t-1} + \lambda_4 OP_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 D + \vartheta_t$$

روش ARDL شامل دو مرحله است. مرحله نخست به بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای موجود در معادله از طریق آزمون F برای معناداری مشترک ضرایب وقفه‌های متغیرها می‌پردازد. در اینصورت فرض صفر $H_0: \lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ فرض جایگزین $H_1: \lambda_0 \neq 0. \lambda_1 \neq 0. \lambda_2 \neq 0. \lambda_3 \neq 0. \lambda_4 \neq 0$. آزمون F استفاده شده در این روش دارای توزیع غیراستاندارد است. از این رو پسران و پسران (۲۰۰۹)[۲۷] و پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)[۲۸] دو مجموعه از مقادیر بحرانی را برای سطح معناداری مشخصی گزارش داده اند. یک مجموعه فرض می‌کند که تمامی متغیرها I(0) و مجموعه دیگر فرض می‌کند که تمامی متغیرها I(1) هستند. اگر آماره F محاسبه شده بالاتر از کرانه بالایی قرار گیرد، فرض صفر عدم هم انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F محاسبه شده پایین تر از کرانه پایینی قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت، اگر آماره F محاسبه شده بین دو کرانه قرار گیرد، نتیجه غیرقاطع است. جدول زیر نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته متغیرهای الگو با لحاظ عرض از مبدا

نام متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی ٪۹۵		مقدار بحرانی ٪۹۹
		آماره	سطح احتمال	
GR	-۲۹/۲	-۹۳/۲	۱۷/۰	-۵۹/۳
I	-۱۷/۲	-۹۳/۲	۲۱/۰	-۵۹/۳
H	-۹۳/۲	۵۹/۰	۹۸/۰	-۵۹/۳
OP	-۶۳/۲	-۹۴/۲	۰۹/۰	-۶۱/۳
FDI	-۲۹/۳	-۹۲/۲	۰۲/۰	-۵۸/۳

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

جدول فوق نشان می‌دهد که همه متغیرهای مدل بجز متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی FDI و درجه باز بودن تجاری OP (در سطح ۱۰٪)، نامانا هستند. در مرحله دوم، با استفاده از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)[۲۹] وقفه های بهینه انتخاب شده و مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت تخمین زده می‌شوند. از این رو مدل کوتاه مدت معادله فوق بصورت زیر تصریح می‌شود:

(۱۲)

$$\Delta GR_t = \sum_{i=1}^{k} \varphi_0 \Delta GR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_1 \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_2 \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_3 \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_4 \Delta OP_{t-i} + \varphi_5 + \varphi_6 T + \varphi_7 D + \varphi_8 ECT_{t-1} + \mu_t$$

در اینجا $\boldsymbol{\varphi_8}$ سرعت پارامتر تعدیل و ECT باقیمانده معادله بلندمدت است. برای معتبر بودن ECT، ضریب آن باید معنادار و بین صفر و منفی یک باشد.

جدول ۲- نتایج آزمون کرانه‌ها

متغیر وابسته | متغیرهای مستقل	آزمون F		آزمون W	
$GR \mid I, H, FDI, OP$	۹/۵۳		۴۷/۶۹	
کرانه های بحرانی	۹۵٪ کرانه پائین	۹۵٪ کرانه بالا	۹۰٪ کرانه پائین	۹۰٪ کرانه بالا
آماره F	۴/۲۹	۵/۵۰	۳/۶۴	۴/۷۳
آماره W	۲۱/۴۸	۲۷/۵۴	۱۸/۲۰	۲۳/۶۵

توجه: کرانه های بحرانی با استفاده از نرم افزار Microfit 5.01 محاسبه شده اند
(Pesaran and Pesaran 2009)

نتایج آزمون باند در جدول (۲) نشان می‌دهد که در سطح احتمال ۵٪ و ۱۰٪ در حدود پایین و بالا فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل رد شده است، و مدل مورد نظر قویا دارای رابطه بلندمدت میان متغیرهای آن است. علاوه بر این آزمون‌های تشخیص جهت اطمینان از برازش صحیح مدل شامل: (۱) آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی جملات اخلال (۲) آزمون رمزی برای شکل تبعی الگوی مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده (۳) آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها مبتنی بر چولگی و کشیدگی باقیمانده ها (۴) آزمون واریانس ناهمسانی بر اساس رگرسیون مربع باقیمانده در جدول (۲) گزارش شده اند. نتایج آزمون‌های فوق نشان می-دهند که مدل برآورد شده تمامی آزمون‌های تشخیص را با موفقیت گذرانده است.

جدول ۳- برآورد مدل‌های بلندمدت و کوتاه مدت ARDL (2,1,2,0,0)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	[احتمال] آماره T
برآورد بلندمدت (متغیر وابسته GR)			
I	۰/۴۲۹	۰/۲۵۰	۱/۷۱۲ [۰/۰۹۷]
H	۱/۸۳۸	۰/۲۳۰	۷/۹۸۹ [۰/۰۰۰]
FDI	-۰/۰۸۱	۰/۰۲۶	-۳/۰۶۴ [۰/۰۰۴]
OP	۰/۳۹۰	۰/۱۶۰	۲/۴۳۳ [۰/۰۲۱]
$Cons$	-۱/۹۳۴	۰/۱۹۱	-۱۰/۱۲۳ [۰/۰۰۰]
T	-۰/۰۷۳	۰/۰۱۳	-۵/۴۸۵ [۰/۰۰۰]
D	-۰/۱۲۵	۰/۰۴۶	-۲/۶۷۰ [۰/۰۱۲]
برآورد کوتاه مدت (متغیر وابسته ΔGR)			
ΔGR_{t-1}	۰/۲۴۹	۰/۱۱۱	۲/۲۳۹ [۰/۰۳۲]
ΔI_t	-۰/۱۲۱	۰/۱۲۸	-۰/۹۴۵ [۰/۳۵۱]
ΔH_t	-۴/۸۲۱	۴/۹۵۱	-۰/۹۷۳ [۰/۳۳۷]
ΔH_{t-1}	۱۶/۲۰۱	۴/۵۸۰	۳/۵۳۶ [۰/۰۰۱]
ΔFDI_t	-۰/۰۴۶	۰/۰۱۳	-۳/۵۴۶ [۰/۰۰۱]
ΔOP_t	۰/۲۲۵	۰/۰۹۸	۲/۲۸۳ [۰/۰۲۹]
T	-۰/۰۴۲	۰/۰۰۶	-۶/۶۳۶ [۰/۰۰۰]
D	-۰/۰۷۲	۰/۰۲۳	-۳/۰۲ [۰/۰۰۵]
ECT_{t-1}	-۰/۵۷۶	۰/۰۸۶	-۶/۶۶۴ [۰/۰۰۰]
آزمون‌های تشخیص			
Serial correlation $\chi^2(1)$ $[p-\text{value}]$	۰/۱۲۷ [۰/۷۲۱]		۰/۰۸۹ [۰/۷۶۷]
Functional form $\chi^2(1)$ $[p-\text{value}]$	۲/۵۹۳ [۰/۱۰۷]		۱/۹۲۵ [۰/۱۷۵]
Normality $\chi^2(2)$ $[p-\text{value}]$	۰/۶۸۴ [۰/۷۱۰]		قابل اجرا نیست
Heteroskedasticit $\chi^2(1)[p-\text{value}]$	۰/۰۶۴ [۰/۸۰۰]		۰/۰۶۱ [۰/۸۰۵]

توجه: وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعات آکائیک انتخاب شده است.

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

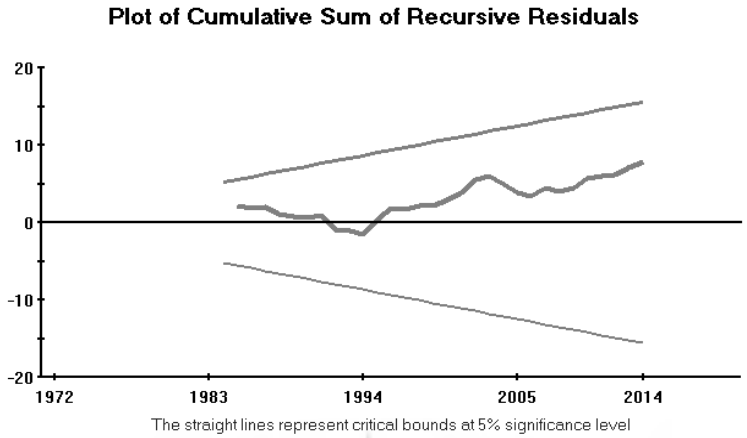
نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که FDI سهمی ۰/۰۴۶ در کوتاه مدت و ۰/۰۸۱ در بلندمدت در کاهش رشد اقتصادی کشور دارد. نداشتن زیرساخت های لازم، محیط کسب و کار نامناسب، قوانین ناکارآمد و زیاد، عدم قابلیت جذب فناوری و انتقال دانش فنی و مشکلات مدیریتی و اجرایی در

هدایت هدفمند منابع خارجیان و عدم انتخاب صنایعی که دارای پیوندهای پسین و پیشین بیشتری هستند، از جمله دلایلی هستند که می‌توانند توجیه کننده چنین اثری باشند.

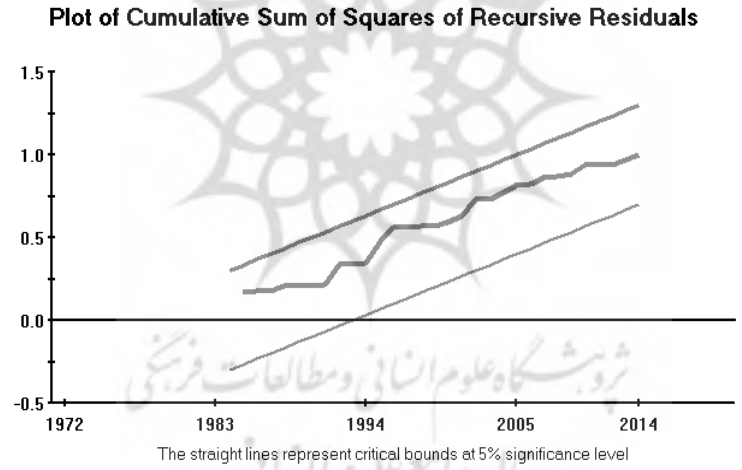
از طرفی، اثرات سرمایه گذاری ناخالص داخلی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت هر دو مثبت و معنادار هستند. به عبارت دیگر، در بلندمدت سرمایه گذاری ناخالص داخلی سهم ۰/۴۲۹ درصدی و سرمایه انسانی سهم ۱/۸۳۸ درصدی در ارتقای رشد اقتصادی کشور دارند. همان‌طور که انتظار می‌رفت ضریب متغیر سال های جنگ منفی و معنادار است که اشاره به اثرات منفی اقتصادی این رخداد بر رشد اقتصادی کشور دارد. متغیر درجه باز بودن تجاری نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است که نشان دهنده تأثیر مثبت افزایش حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات) بر رشد اقتصادی است. همان‌طور که انتظار می‌رود ضریب متغیر مجازی منفی و معنادار است به این معنی که جنگ باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. از طرفی دیگر، ضریب منفی متغیر روند زمانی بیانگر کاهش رشد اقتصادی کشور در طول زمان است. همچنین ضریب علاوه بر این، روند زمانی مقدار منفی و معناداری را نشان می‌دهد که می‌تواند بیانگر روند نزولی رشد اقتصادی در طول زمان باشد. از طرفی، ضریب متغیر روند زمان در کوتاه-مدت و بلندمدت منفی و معنادار است که نشان دهنده اثر کاهنده عوامل برونزا از قبیل نااطمینانی سیاسی و فساد بر رشد اقتصادی است. به عبارت دیگر، ضریب منفی روند زمانی می‌تواند منعکس کننده مهارت های ضعیف مدیریتی، فعالیت های سرمایه گذاری غیرمولد و مهاجرت نیروی کار متخصص باشد که اثرات بازدارندگی بر رشد اقتصادی کشور دارند.

عامل تصحیح خطا ($ECT_{t-1} = 0.576$) که سرعت تصحیح انحرافات از تعادل را اندازه‌گیری می‌کند، با مقدار مورد انتظار $-1 < ECT_{t-1} < 0$ و سطح معناداری ۱٪ نشان دهنده همگرایی نسبتا سریع به تعادل بلندمدت است. به عبارتی دیگر، تقریبا ۵۸٪ از انحرافات دوره قبل در دوره کنونی تصحیح می‌شود.

بهمنی اسکویی و چومسیسنفت (۲۰۰۲) در مقاله خود اذعان داشتند که حتی با تائید وجود رابطه هم انباشتگی، الزاماً ضرایب پایدار نیستند. از این‌رو، جهت حصول اطمینان از پایداری ضرایب، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ براون و همکاران (۱۹۷۵) مورد بررسی قرار می‌گیرد. استفاده از این دو آزمون بسیار ساده بوده و تنها نیازمند بررسی نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ است که تنها باید بین دو خط فاصله اطمینان قرار گیرند. در این صورت می‌توان اطمینان حاصل کرد که ضرایب مدل پایدار هستند. نمودارهای (۲) و (۳) نشان دهنده تائید پایداری مدل ARDL هستند.



نمودار ۲ – آزمون CUSUM



نمودار ۲ – آزمون CUSUMQ

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد سیاستی

اکثر مطالعات نظری و تجربی تاثیر مثبت سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی را با توجه به شروط و پیش فرض‌هایی مورد تایید قرار می‌دهند. اما در اقتصاد ایران سرمایه‌گذاری خارجی رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت و در بلندمدت مطابق مبانی نظری توضیح نمی‌دهد و حتی تاثیر منفی بر

رشد اقتصادی داشته است. این امر می‌تواند به طور کلی به دلیل نداشتن زیرساخت‌های لازم، قوانین و مقررات نامناسب و زیاد، عدم قابلیت جذب تکنولوژی و انتقال دانش فنی، عدم هدایت سرمایه‌های خارجی با توجه به مزیت‌های نسبی کشور و صنایع دارای پیوندهای پسین و پیشین زیاد، محیط کسب و کار نامناسب، عدم پیروی از استراتژی بلندمدت و مشخص اقتصادی، مشکلات مدیریتی و ناهماهنگی‌های اجرایی باشد. آمارها و شواهد نشان می‌دهد که عمده سرمایه‌گذاری خارجی در بخش نفت و گاز که دارای پیوندهای پسین و پیشین زیادی نیست انجام شده است که دارای اثر بلندمدت کمتری بر رشد اقتصادی است. نسبت سرمایه‌گذاری خارجی انجام شده در حوزه نفت و گاز به سرمایه‌گذاری خارجی انجام شده تحت قانون تشویق و حمایت از سرمایه‌گذاری خارجی طی سالهای ۱۳۸۲- ۱۳۹۳ عمدتا کمتر از ۳۰ درصد بوده است. می‌توان بیان کرد که سرمایه‌گذاری خارجی در ایران عمدتا در بخش نفت وگاز صورت گرفته که از کانال افزایش درآمدهای نفتی نتوانسته است رشد اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت را توضیح دهد. بنابراین اثر منفی سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی ایران را می‌توان علاوه بر دلایل کلی که در سطور قبلی ذکر شد، عمدتا در عدم هدایت منابع خارجیان در بخش‌های مولد اقتصاد از جمله در بخش صنعت و کشاورزی توجیه کرد.

از این رو با توجه به ساختار اقتصاد ایران پیشنهاد می‌شود بهبود شاخص‌های کلان اقتصادی، ایجاد چشم انداز با ثبات و کاهش ریسک‌های اقتصادی، بهبود روندهای مدیریتی و اجرایی، تامین منافع کشور در انعقاد قرارداد با سرمایه‌گذاران خارجی، تدوین استراتژی توسعه صنعتی و از همه مهم‌تر هدایت منابع خارجی به بخش‌های مولد اقتصاد مورد توجه سیاست‌گذار قرار گیرد. از دیگر نکات که می‌تواند در جذب منابع خارجی مورد توجه قرار گیرد هدایت بیشتر این منابع به سمت سرمایه‌گذاری در بخش حقیقی اقتصاد نسبت به بخش مالی و اسمی در مراحل نخست جذب این سرمایه‌هاست.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱) آذربایجانی، کریم، شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۸). بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، صفحات ۱-۱۷

۲) استیگلیتز، جوزف (۱۳۹۴). جهانی سازی و مسائل آن، ترجمه حسن گلریز، نشرنی

۳) سالواتوره، دومینیک (۱۳۸۹). تجارت بین‌الملل، ترجمه حمیدرضا ارباب، نشرنی

۴) شاکری، عباس (۱۳۹۵). مقدمه‌ای بر اقتصاد ایران، انتشارات رافع

۵) شیرین بخش ماسوله، شمس‌اله و صلوی تبار، شیرین (۱۳۹۵) . پژوهش‌های اقتصادسنجی با Eviews 8&9، انتشارات نور علم

۶) علیزاده، محمد (۱۳۹۳). اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو D8 (مدل معادلات همزمان)، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، شماره ۶، صفحات ۸۷-۱۰۴

۷) فرزین، محمدرضا، اشرفی، یکتا و فهیمی فر، فاطمه (۱۳۹۱). بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی:تلفیق روش‌های دینامیک و اقتصادسنجی، شماره ۶۱، صفحات ۲۹-۶۲

۸) مهدوی، الوالقاسم (۱۳۸۴). تحلیلی بر نقش سرمایه‌گذاری خارجی در رشد اقتصادی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۶، ص ۱۸۱-۲۰۸

۹) نگهداری، ابراهیم (۱۳۹۳). نقش سرمایه انسانی در اثر بخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد کشورهای حوزه خلیج فارس، شماره پنجم ۱۳۹۳، صفحات ۶۷-۷۵

۱۰) هادی زنوز، بهروز و کمالی دهکردی، پروانه (۱۳۸۸). اثر FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان منتخب، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره ۳۹، صفحات ۱۱۳ - ۱۳۶

۱۱) یاوری، کاظم و سعادت، رحمان (۱۳۸۴). اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی: راهبردهای جایگزینی واردات و توسعه صادرات، فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق (ع)، شماره ۲۷

12) Abbes, Sahraoui Mohammed, Mostéfa, Belmokaddem, Seghir, Guellil Mohammed & Zakarya, Ghouali Yassine (2014). Causal Interactions between FDI, and Economic Growth: Evidence from Dynamic Panel Co-Integration, Procedia Economics and Finance 23 pp276 – 290

13) Ahmed, Elsadig Musa (2015). Are the FDI inflow spillover effects on Malaysia's economic growth input driven, Economic Modelling 29, pp 1498–1504

14) Antwi, S., & Zhao, X. (2013). Impact of Foreign Direct Investment and Economic Growth in Ghana: A Cointegration Analysis. International Journal of Business and Social Research, 3(1), 64–74
15) Bahmani-Oskooee, M. (2001). "How Stable is M2 Money Demand Function in Japan?" Japan and the World Economy 13 (4): 455–461. doi.org/10.1016/S0922-1425(01)00064-0
16) Belloumi, Mounir (2014). The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model, Economic Systems, Ecosys-461; No. of Pages 19
17) Blonigen, Bruce A. (2005). A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants, University of Oregon and NBER
18) Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth. Journal of International Economics 45, 115–135. doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0
19) Edem Kwame Mensah Klobodua and Samuel Adams (2016), Capital Flows and Economic Growth in Ghana, Journal Of African Business, dx.doi.org/10.1080/15228916.2016.1169784
20) Fadhil, Mohammed Ameen & Almsafir Mahmoud Khalid (2015). The Role of FDI Inflows in Economic Growth in Malaysia (Time Series: 1975-2010), Procedia Economics and Finance 23, pp 1558 – 156
21) Herzer, D. & Klasen, S. (2008). In search of FDI-led growth in developing countries: The way forward. Economic Modelling, 25(5), 793–810.
22) Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." Journal of Economic Dynamics and Control 12 (2): 231–254. doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3
23) Johansen, S. & K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money." Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52 (2): 169–210. doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x
24) Krugman, Paul R., Obstfeld, Maurice & Melitz, Marc J. (2012). International Economics: Theory & Policy, Addison - Wesley
25) Mankiw, N., Romer, D. & Weil, D.N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics, vol. 107, No 2.
26) Pegkas, Panagiotis (2015). The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries, The Journal of Economic Asymmetries 12, pp 124–132
27) Pesaran, M. H., Y. Shin & R. J. Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." Journal of Applied Econometrics 16 (3): 289–326. doi.org/10.1002/jae.616
28) Pesaran, M. H., & B. Pesaran (2009). Working with Microfit5.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford: Oxford University Press.
29) Pohjola, Matti (2000). Information Technology and Economic Growth: A Cross-Country Analysis, UNU World for Development Economic Research, Working Papers No. 173
30) Temple, j. (1998). Equipment investment and Solow Model. Oxford Economic Paper 50: 39-62

یادداشت‌ها

[1] Krugman, Obstfeld and Melitz
[2] Stieglitz
[3] Salvatore
[4] Foreign Portfolio Investment
[5] Pegkas
[6] Fadhila and Almsafir
[7] Ahmed
[8] Mankiw, Romer and Weil
[9] Belloumi
[10] Bound’s test
[11] Edem Kwame Mensah Klobodu & Samuel Adams
[12] Herzer and Klasen
[13] Antwi and Zhao
[14] Pohjola
[15] Nonneman and Vanhoudt
[16] Temple
[17] Durlauf and Quah
[18] Convergency
[19] Feenstra, Robert C., Robert Inklaar and Marcel P. Timmer (2013), "The Next Generation of the Penn World Table" available for download at www.ggdc.net/pwt
[20] Autoregressive Distributed Lags (ARDL)
[21] Pesaran, Shin and Smith
[22] Johansen
[23] Engle and Granger
[24] Johansen and juselius
[25] Bahmani-Oskooee
[26] Harris and Solis 2003
[27] Pesaran and Pesaran
[28] Pesaran, Shin and Smith
[29] Akaike information criterion

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی