

بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

کریم آذربایجانی^۱

آمنه شهیدی^۲

فرزانه محمدی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۴/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۱۲/۸

چکیده

رابطه بین تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته از نقطه نظر تئوریک و تجربی، همیشه مورد توجه بوده است. هدف مقاله حاضر نیز بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت بر رشد اقتصادی کشور ایران می‌باشد. مقاله از یک تابع تولید کل تعمیم یافته (APF) مدل رشد استفاده می‌کند. APF این گونه فرض می‌کند که علاوه بر نهاده‌های مرسوم نیروی کار و سرمایه که در تابع تولید نئوکلاسیکی استفاده می‌شوند، نهاده‌های غیر مرسوم همچون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت نیز می‌توانند در مدل قرار بگیرند. روش همجمعی رویکرد ARDL برای بررسی وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها به کار گرفته شده است و ضرایب مربوط به مدل‌های بلند مدت و تصحیح خطا در رابطه با رشد اقتصادی برای دوره ۱۳۵۳-۸۴ برآورد گردیده‌اند.

نتایج نشان دهنده آن بوده است که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تنها در کوتاه مدت بر روی رشد اثر گذار است که این اثر، منفی می‌باشد. همچنین متغیر تجارت، هم در کوتاه مدت و هم، در بلند مدت اثر معنادار و مثبتی را بر روی رشد اقتصادی ایران داشته است. متغیرهای سرمایه و نیروی کار نیز عواملی بسیار مهم برای رشد اقتصادی کوتاه مدت و بلند مدت ایران به شمار می‌آیند.

واژگان کلیدی: همجمعی ARDL، مدل تصحیح خطا، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت.

طبقه بندی JEL: C32, F14, F21, F39, O11, O4

K_azarbayejani@ase.ui.ac.ir

A.shahidi@econ.ui.ac.ir

F.mohammadi@econ.ui.ac.ir

۱. دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان

۳. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان

۱- مقدمه

ارتباط بین تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته همواره مورد توجه بوده است. طبق نظر آریتی (Aryeetey, 2005) برای یک کشور در حال توسعه، تجارت ممکن است باعث افزایش سطح مهارت‌ها از طریق ورود و یا اتخاذ تکنولوژی تولید برتر و ابداعات گردد. واکزیارگ (Wacziarg, 2000) استدلال نموده که باز بودن تجارت، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد به دلیل انباشت سریع سرمایه فیزیکی، انتقال تکنولوژی و بهبود سیاست‌های اقتصاد کلان دارد.

از سوی دیگر، شواهد تجربی در چند دهه گذشته نشان می‌دهد که جریان‌های FDI با سرعتی رشد کرده‌اند که بسیار بیشتر از حجم تجارت جهانی بوده و بین سالهای ۹۵-۱۹۷۵ ذخیره کل FDI از ۴/۵ درصد به ۹/۷ درصد GDP جهانی افزایش یافت، که این افزایش با فروش‌های وابسته به خارج مؤسسه‌های چند ملیتی به صورت جدی از ارزش کل صادرات جهانی بیشتر شد و فراتر از حجم جهانی عمل نمود (Barrell & Pain, 1997).

FDI ورودی، ابزار مهمی برای افزایش عرضه سرمایه‌ها برای سرمایه‌گذاری داخلی و به تبع آن بهبود تشکیل سرمایه در کشور میزبان محسوب می‌گردد. FDI ورودی می‌تواند سرمایه‌گذاری محلی را به وسیله افزایش سرمایه‌گذاری داخلی از طریق ارتباطات در زنجیره تولید، هنگامی که شرکت‌های خارجی، نهاده‌های ساخته شده به صورت محلی را خریداری می‌نمایند و یا هنگامی که بنگاه‌های خارجی، نهاده‌های واسطه‌ای را برای بنگاه‌های محلی عرضه و تأمین می‌نمایند، تحریک نماید. به علاوه FDI ورودی می‌تواند ظرفیت صادرات کشور میزبان را افزایش دهد و باعث شود که کشور در حال توسعه، درآمد‌های ارزی بیشتری را جذب نماید. FDI ورودی همچنین با ایجاد فرصت‌های شغلی جدید و افزایش انتقال تکنولوژی، مرتبط است و باعث بهبود کلی رشد اقتصادی در کشور میزبان می‌گردد. لذا تجارت و جریان‌های ورودی FDI به عنوان عواملی مهم در فرایند رشد اقتصادی شناخته شده‌اند.

مطالعات تجربی گذشته در مورد عموم کشورها و یا یک کشور خاص در مورد تجارت و اثر متقابل FDI بر رشد (Balasubramanyam et al., 1996)؛ (Borensztién & et al., 1998)؛ (Kohpaiboon, 2004)؛ (Mansouri, 2005)؛ (Karbasi et al., 2005) رابطه رشد-FDI و رابطه رشد-تجارت عمدتاً به این نتیجه رسیده‌اند که جریان ورودی FDI و تجارت، رشد اقتصادی را ارتقاء می‌دهد.

با این وجود، شواهد روشنی نشان می‌دهد که اثرات افزایش رشد ناشی از جریان‌های ورودی FDI و تجارت از یک کشور به کشور دیگر متفاوت است و برای برخی از کشورها FDI و تجارت می‌توانند حتی

به صورت منفی بر روی فرایند رشد تأثیر بگذارند (Balasubramanyam et al., 1996)؛ (Borensztién & et al, 1998)؛ دی ملو (De Mello, 1999)؛ لیپسی (Lipsey, 2001)؛ (Xu, 2000). طبق پیشنهاد باگواتی (Bhagwati, 1978 & 1985) «که به نام فرضیه باگواتی معروف است»، تعدیلاتی که به دلیل وجود تفاوت هایی در میان کشورها به خاطر اندازه اقتصاد آنها، نظریات سیاسی در خصوص FDI و ثبات، اهمیت جریان های FDI و کارآیی شان در ارتقاء رشد اقتصادی وجود دارد، در بلند مدت در کشورهایی که استراتژی توسعه صادرات (EP) را دنبال می کنند نسبت به کشورهایی که استراتژی جایگزینی واردات (IS) را دنبال می کنند، بیشتر خواهد بود. بنابراین، اثر افزایشی رشد FDI و اثر متقابل رشد تجارت اتوماتیک نیست بلکه بستگی به عوامل خاص هر کشور، مانند درجه باز بودن تجارت دارد. گلوبرم و کوکو^۱ (۲۰۰۰) استدلال می نمایند که تأثیر سود آور FDI فقط در محیطی تقویت می شود که دارای یک تجارت باز و رژیم سرمایه گذاری و ثبات اقتصاد کلان باشد. در چنین محیطی FDI می تواند نقشی کلیدی در بهبود ظرفیت کشور میزبان در پاسخ به فرصت های ایجاد شده توسط همگرایی اقتصاد جهانی داشته باشد. در غیاب چنین محیطی، FDI ممکن است به جای اینکه رشد را بهبود دهد به صورت یک مانع عمل کند، یعنی نرخ بازدهی خصوصی سرمایه گذاری برای بنگاه های خارجی را افزایش می دهد، در حالی که اثر کمی را بر روی نرخهای بازدهی اجتماعی در کشور میزبان نشان می دهد (Balasubramanyam & Sapsford, 1996).

فریمپونگ و اوتنگ آبابی (Frimpong & Oteng-Abayie, 2006) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی و تجارت بر رشد اقتصادی کشور غنا پرداخته اند. آنها با استفاده از تابع تولید کل تعمیم یافته (APF) مدل رشد، از رویکرد آزمون Bound که برای برآورد مطالعات با نمونه های کوچک مناسب تر است، جهت بررسی همجمعی استفاده نموده اند. نتایج شان برای دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۰ نشان دهنده تأثیر منفی FDI و اثر مثبت تجارت بر روی رشد می باشد.

اکانایاکه و همکاران (Ekanayake et al., 2003) در مطالعه خود یک مدل خود توضیح برداری (VAR) و تکنیک های تصحیح خطا را به کار گرفته اند تا وجود رابطه علیتی بین سطح ستاده، FDI ورودی و صادرات را با استفاده از اطلاعات مربوط به سال های ۲۰۰۱-۱۹۶۰ در سطح کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار دهند. نتایج آنها نشان داده که رابطه علیتی بین رشد صادرات و رشد اقتصادی دو طرفه است. رابطه رشد اقتصادی و FDI ورودی دارای نتایج متفاوت برای کشورهای مختلف بوده است.

تانا و توپایبول (Tanna & Topaiboul, 2003) رابطه علی بین باز بودن تجارت، FDI، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۳ برای تایلد مورد بررسی قرار داده‌اند. شماری از فرضیه‌ها بویژه رشد با اولویت FDI و رشد با اولویت صادرات و نیز روابط معکوس از رشد به FDI و صادرات مورد بررسی قرار گرفته‌اند. اهمیت سرمایه انسانی به عنوان مکملی برای جریان‌های ورودی FDI و تجارت مورد تأکید قرار گرفته که بر اهمیت اتخاذ تکنولوژی تأکید می‌نماید. آنها دریافته‌اند که پس از کنترل سرمایه‌گذاری داخلی، مخارج دولتی و واردات، حمایت برای رشد با اولویت FDI به استحکام رشد با اولویت صادرات منجر نمی‌شود. اگر چه، در نظر گرفتن اثر متقابل مشترک FDI و سرمایه انسانی یک تأثیر مثبت FDI بالای حداقل آستانه سرمایه انسانی را آشکار نموده است.^۱

همچنین با بسط مطالعه با استفاده از آزمون‌های علیتی چند متغیره که در یک چارچوب تصحیح خطای برداری انجام گرفته، اثرات سرمایه‌گذاری داخلی و درجه باز بوده تجارت معنادار به دست آمده که حمایت برای رشد با اولویت واردات را ارائه می‌نماید. اما حمایت مستقیم برای رشد با اولویت FDI و FDI با اولویت رشد دوباره تا حدی ضعیف بوده است، که این نتیجه گیری را مورد تأکید قرار داده که درجه باز بوده تجارت، نقش معنادارتری را نسبت به FDI در تحت تأثیر قرار دادن رشد اقتصادی تایلد ایفا می‌کند. برخی از مطالعات صورت گرفته داخلی پیرامون موضوع مورد بحث نیز به شرح زیر می‌باشد:

مهدوی و جوادی (۱۳۸۴) در مطالعه خود با به کارگیری مدل‌های اقتصادسنجی علی گرنجر و هسیاو به بررسی ارتباط علی بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. آزمون هر دو مدل بر اساس نتایج به دست آمده حاکی از آن بوده که ایران نیازمند اتخاذ همزمان دو روش جایگزینی واردات و جایگزینی صادرات می‌باشد. نتایج مدل‌های علی، تأثیر رشد تجارت خارجی بر رشد اقتصادی را تأکید نموده که این ارتباط علی مثبت، ناشی از تأثیر مثبت رشد واردات بر رشد جمع ارزش افزوده بخشهای صنایع و معادن و کشاورزی و ناشی از تأثیر مثبت رشد صادرات نفت بر رشد ارزش افزوده بخش خدمات است. نتایج همچنین مؤید وجود ارتباط دو سویه بین رشد واردات و رشد اقتصادی بدون نفت بوده است.

نجاززاده و ملکی (۱۳۸۴) در تحقیق خود سعی نموده‌اند که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دهند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد نظر که اندونزی، مالزی، ونزوئلا، عربستان و ایران

۱. سال‌های پیشرفت تحصیلی به عنوان شاخصی برای سرمایه انسانی و پیشرفت تحصیلی برابر ۴/۵ سال، به عنوان حداقل آستانه در نظر گرفته شده است.

را شامل می‌شود، مثبت بوده است. از طرفی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد، تحت تأثیر سرمایه انسانی قرار دارد. نتایج همچنین نشان داده که تأثیر سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی بر رشد اقتصادی نیز تحت تأثیر سرمایه انسانی است.

حیدری (۱۳۸۱) در رساله خود رابطه علی کوتاه مدت و بلند مدت بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از یک الگوی خود توضیح برداری طی دوره ۷۹-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار داده و به منظور بررسی این ارتباط علی، دو الگوی جداگانه در نظر گرفته شده است. الگوی اول، شامل سه متغیر واردات، صادرات و تولید ناخالص داخلی و الگوی دوم، شامل صادرات غیر نفتی، واردات و تولید ناخالص داخلی بدون نفت، بوده است. از آزمون والد برای بررسی ارتباط علی کوتاه مدت و از معنادار بودن جزء تصحیح خطا به منظور اثبات ارتباط علی بلند مدت استفاده شده است. نتایج مربوط به علیت بلند مدت برای الگوی اول، نشان داده که در بلند مدت ارتباط علی بین رشد صادرات، رشد واردات و رشد تولید ناخالص داخلی دو طرفه است. نتایج مربوط به علیت بلند مدت برای الگوی دوم، نشان داده که رشد صادرات غیر نفتی و رشد واردات در بلند مدت، علت گرنجری رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت می‌باشد. رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت و رشد واردات، علت گرنجری بلند مدت رشد صادرات غیر نفتی می‌باشد. رشد صادرات غیر نفتی و رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت، علت گرنجری بلند مدت رشد واردات نمی‌باشد.

با چنین پیشینه‌ای ارزیابی تأثیر جریان‌های ورودی FDI و تجارت بر روی رشد اقتصادی برای هر کشوری ضروری می‌باشد. از این رو هدف اصلی مقاله حاضر، برآورد تأثیر جریان ورودی FDI و تجارت بر رشد اقتصادی در کشور ایران است. این مطالعه دانش ارزشمندی را به ادبیات موجود اضافه خواهد نمود. تحقیق، از رویکرد همجمعی ARDL که تکنیکی بسیار مناسب برای نمونه‌های کوچک از سری‌های زمانی است، استفاده نموده است. داده‌های سری‌های زمانی سالانه برای کشور ایران برای دوره ۸۴-۱۳۵۳ مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این مقاله در ادامه در بخش ۲ به متدولوژی تحقیق، در بخش ۳ به داده‌های استفاده شده، در بخش ۴ به برآورد مدل و در بخش ۵ به ارائه نتایج می‌پردازد.

۲- متدولوژی

۲-۱- تابع تولید کل

از نقطه نظر تنوری، نقش FDI و تجارت در رشد اقتصادی مشهود می‌باشد و از این رو تحلیل داده‌های این مقاله در چارچوب تابع تولید کل (APF) مدل سازی شده است. مدل استاندارد APF در مطالعات اقتصاد سنجی برای برآورد تأثیرات جریان های ورودی FDI و تجارت بر روی رشد در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به صورت گسترده ای مورد استفاده واقع شده است. APF این گونه فرض می‌کند که همگام با نهاده های رایج همچون نیروی کار و سرمایه که در تابع تولید نئوکلاسیکی مورد استفاده قرار می‌گیرند، نهاده های غیر رایج همچون FDI و تجارت، ممکن است در مدل قرار بگیرند تا سهم آنها در رشد اقتصادی مشخص شود. مدل APF توسط فدر (Feder, 1983)؛ فوسو (Fosu, 1990)؛ اکیپولو (Ukpolo, 1994)؛ کوهپایون (۲۰۰۴)؛ منصور (Mansouri, 2005) و هرزر و همکاران (Herzer et al., 2006) مورد استفاده قرار گرفته است.

طبق نظر هرزر و همکاران، مدل عمومی APF جهت برآورد به شرح زیر استخراج می‌شود:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

که در آن Y_t تولید کل اقتصاد (GDP سرانه واقعی) در زمان t است و A_t ، K_t ، L_t به ترتیب، بهره‌وری کلی عوامل (TFP)، ذخیره سرمایه و ذخیره نیروی کار می‌باشند. طبق نظر لپسی (Lipsey, 2001) تأثیر FDI بر روی رشد اقتصادی احتمالاً از طریق TFP (A) عمل می‌کند. به علاوه، بر اساس فرضیه باگواتی (Bhagwati, 1985) هرگونه منفعت حاصل از FDI قطعاً بستگی به حجم تجارت کشور میزبان خاص دارد. از آنجا که مقاله حاضر به دنبال آن است که تأثیرات جریان های ورودی FDI (FDI) و تجارت (TRP) بر رشد اقتصادی را از طریق انجام تغییرات در TFP مورد بررسی قرار دهد، فرض بر این گذاشته می‌شود که TFP تابعی از FDI و TRP و سایر عوامل برونزا (C_t) می‌باشد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$A_t = f(FDI_t, TRP_t, C_t) = FDI_t^\phi TRP_t^\delta C_t \quad (2)$$

با ترکیب معادلات (۱) و (۲) خواهیم داشت:

$$Y_t = C_t K_t^\alpha L_t^\beta FDI_t^\phi TRP_t^\delta \quad (3)$$

متغیر مجازی DU که برای ایران برای سالهای قبل از انقلاب و انقلاب، برابر یک و برای سالهای بعد از آن، برابر صفر در نظر گرفته شده است، به معادله (۳) اضافه می‌شود و لذا معادله (۳) به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$Y_t = C_t K_t^\alpha L_t^\beta FDI_t^\phi TRP_t^\delta DU_t^\psi \quad (4)$$

که در آن α ، β ، ϕ ، δ و Ψ ضرایب کشش ثابت ستاده به ترتیب مربوط به متغیرهای DU_t ، TRP_t ، FDI_t ، L_t ، K_t می‌باشند. با لگاریتم گیری از معادله (۴)، معادله (۵) به شکل زیر ارائه می‌شود:

$$LY_t = C + \alpha LK_t + \beta LL_t + \phi LFDI_t + \delta LTRP_t + \Psi LDU_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن تمامی ضرایب و متغیرها همانند قبل می‌باشند. C پارامتر ثابت و ε_t عبارت خطای نوفه سفید می‌باشد و انتظار می‌رود علائم ضرایب کشش ثابت α ، β ، ϕ ، δ و Ψ مثبت باشند. معادله (۵) تنها رابطه تعادلی بلند مدت را نشان می‌دهد و ممکن است از مجموعه‌ای از متغیرهای همجمع تشکیل شده باشد.

۲-۲- تصریح مدل ARDL

مقاله حاضر رویکرد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) را برای بررسی همجمعی به کار می‌گیرد. بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی همجمعی بر دیگر روشهای مرسوم همچون روش انگل و گرینجر برتری دارد. یکی از دلایل برتر دانستن رویکرد ARDL این است که این روش صرف نظر از اینکه متغیرهای موجود در مدل $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد است؛ دلیل دیگر اینکه این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً 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 $I(2)$ در مدل، نمی‌توان به کار برد. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ به صورت زیر می‌باشد:

$$\alpha(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, P)x_{it} + \lambda'w_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

جایی که:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i} \quad i = 1, 2, \dots, k$$

در معادله فوق y_t متغیر وابسته، α جزء ثابت، L عملگر وقفه (مانند $(Ly)_t = y_{t-1}$) و w_t بردار $S \times 1$ از متغیرهای قطعی، نظیر عبارت عرض از مبدأ، روندهای زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت می‌باشد. در معادله فوق، ضرایب بلند مدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

که در رابطه فوق $(\hat{\lambda}, \hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ ، تخمین های OLS از λ را در معادله (۶) برای مدل ARDL انتخابی معرفی می کند.

مدل تصحیح خطا (ECM) مرتبط با $(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ ARDL با نوشتن معادله (۶) 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 می آید:

$$\Delta y_t = \Delta \alpha_0 - \alpha(1, \hat{p})ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} + \lambda' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \alpha_{0j} \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1} \beta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

ECM مدل تصحیح خطا است و به صورت زیر تعریف می شود:

$$ECM_t = y_t - \alpha - \sum \hat{\beta}_i x_{it} - \lambda' w_t \quad (8)$$

در معادله فوق، x_t برداری از متغیرهای اجباری و ε_t بردار جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس-کواریانس ثابت می باشد.

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 می دهد که هر انحراف از تعادل بلند مدت، منجر به تغییرات در متغیر وابسته به منظور اجبار به حرکت به سمت تعادل بلند مدت خواهد شد.

رویکرد ARDL شامل دو مرحله برای تخمین روابط بلند مدت است. مرحله اول، بررسی وجود رابطه بلند مدت میان تمامی متغیرهای موجود در معادله می باشد. مدل ARDL تعداد $(p+1)^k$ رگرسیون را به منظور به دست آوردن طول وقفه بهینه برای هر متغیر، برآورد می کند (P-ماکزیمم تعداد وقفه ها و K تعداد متغیرهای موجود در معادله می باشد). مرحله دوم، تخمین ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت معادله یکسان می باشد. مرحله دوم تنها زمانی انجام می شود که در مرحله اول به وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها پی برده شود (Shahbaz Akmal, 2007).

این مقاله برای اجرای مرحله اول، روش ARDL یا به عبارتی برای پی بردن به وجود رابطه بلند مدت در میان متغیرهای مورد استفاده، روش آزمون F متغیر اضافی را به وسیله مدل سازی معادله بلند مدت (۵) به عنوان یک مدل خود توضیح برداری عمومی (VAR) از مرتبه P به صورت زیر، مورد استفاده قرار می دهد:

$$Z_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (9)$$

که در آن C_0 نشان دهنده بردار $(K+1)$ مربوط به عرض از مبدأ و β نشان دهنده بردار $(K+1)$ مربوط به ضرایب روند است. بعدها پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) مدل تصحیح خطای برداری (VECM) زیر را که از فرمول (۹) به دست آمده است ارائه نمودند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta t + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad , t=1,2,\dots,T \quad (10)$$

که در آن ماتریس های $(K+1) \times (K+1)$ برای Γ_i و $\Pi = I_{k+1} + \sum_{i=1}^p \Psi_i$ و $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Psi_j$ هستند. Z_t به ترتیب بردار متغیر های y_t و x_t است. y_t متغیر وابسته $I(1)$ است که تحت عنوان LY_t تعریف شده است و $x_t = [L_t, K_t, FDI_t, TRP_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای $I(0)$ و $I(1)$ است، همان طور که قبلاً تعریف شد با بردار خطای $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ که دارای میانگین صفر و توزیع چند متغیره مستقل و یکسان (i.i.d) است. علاوه بر این با این فرض که یک رابطه منحصر به فرد بلند مدت در میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی (۱۰) به صورت زیر در می آید:

$$\Delta y_t = c_{y0} + \beta t + \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon y_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (11)$$

بر اساس معادله (۱۱)، VECM شرطی مورد نظر می تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$\Delta LY_t = C_0 + \delta_1 LY_{t-1} + \delta_2 LL_{t-1} + \delta_3 LK_{t-1} + \delta_4 FDI_{t-1} + \delta_5 LTRP_{t-1} \quad (12)$$

$$+ \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{j=1}^q \omega_j \Delta LL_{t-j} + \sum_{l=1}^q \varphi_l \Delta LK_{t-l} + \sum_{m=1}^q \gamma_m \Delta FDI_{t-m} + \sum_{p=1}^q \eta_p \Delta LTRP_{t-p} + \Psi DU_t + \varepsilon_t$$

که در آن δ_i ضرایب فزاینده بلند مدت است.

۳-۲- روش آزمون همجمعی F (متغیر اضافی) و مدل های تصحیح خطا و بلند مدت

در مرحله اول، از معادله (۱۲) به منظور انجام آزمون F برای بررسی وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها استفاده می شود. آماره F، آزمون این مسئله است که همه ضرایب وقفه های سطح متغیرها برابر صفر هستند. به عبارت دیگر در این آزمون فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر می باشد:

$$H_N : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

دو مقدار بحرانی F ، وقتی که متغیرهای مستقل $I(d)$ ($0 \leq d \leq 1$) هستند، آزمون همجمعی را فراهم می‌کند. ارزش پایین تر فرض می‌کند رگرسورها $I(0)$ هستند، و ارزش بالاتر فرض می‌کند که رگرسورها $I(1)$ هستند. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای ارزش بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود رابطه بلند مدت رد می‌شود. بر عکس اگر آماره آزمون کوچکتر از حد پایین ارزش بحرانی باشد، فرضیه صفر یا عدم وجود رابطه بلند مدت را نمی‌توان رد کرد. نهایتاً اگر آماره بین حد بالا و حد پایین ارزش های بحرانی قرار بگیرد، نتیجه غیر قطعی است.

در مرحله دوم، چنانچه وجود همجمعی تأیید شود، مدل ARDL شرطی در بلند مدت برای Y_t می‌تواند به صورت زیر برآورد شود:

$$LY_t = C_0 + \sum_{i=1}^p \delta_1 LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 LTRP_{t-i} + \Psi DU_t + \varepsilon_t \dots \quad (13)$$

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 شوارز-بیزین (SBC) انتخاب می‌گردد.

در مرحله سوم و مرحله آخر، پارامترهای پویای کوتاه مدت به وسیله برآورد یک مدل تصحیح خطای مرتبط با تخمین های بلند مدت به دست می‌آید، که این مدل تصحیح خطا برای متغیرهای این مطالعه به صورت زیر است:

$$\Delta LY_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{j=0}^q \omega_j \Delta LL_{t-j} + \sum_{i=0}^q \phi_i \Delta LK_{t-i} + \sum_{m=0}^q \gamma_m \Delta FDI_{t-m} + \sum_{p=0}^q \eta_p \Delta LTRP_{t-p} + v \text{ecm}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

جایی که ϕ ، ω ، γ و η ضرایب پویای کوتاه مدت همگرایی مدل به بلند مدت و v سرعت تعدیل است.

۳- داده های استفاده شده

داده های سری زمانی به کار گرفته شده در این مقاله برای دوره ۸۴-۱۳۵۳ می‌باشند و عبارتند از: GDP سرانه واقعی (Y)، جریان ورودی خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی واقعی (FDI)، مجموع صادرات واقعی و واردات واقعی کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی واقعی (TRP)، حجم کل نیروی کار (L)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی (K).

از آنجا که سری های زمانی مربوط به موجودی سرمایه به صورت مستقیم برای ایران قابل دسترس نیست، از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص استفاده شده است. این عامل نشان دهنده موجودی سرمایه در بسیاری از مطالعات گذشته بوده است، که از جمله آنها می‌توان مطالعات بالاسوبرامایام و همکاران و منصوری اشاره شده نام برد. تمامی داده‌ها از شاخص های توسعه جهانی

که توسط بانک جهانی منتشر شده، جمع آوری شده اند و بر حسب میلیون دلار می‌باشد و تنها داده‌های مربوط به نیروی کار بر حسب میلیون نفر و داده‌های مربوط به GDP سرانه واقعی بر حسب دلار می‌باشند. تمامی متغیرها در شکل لگاریتم طبیعی به کار گرفته شده اند به استثنای FDI که به دلیل منفی بودن داده‌های FDI مربوط به برخی از سال‌ها برای ایران، از آن لگاریتم گیری نشده است (با استناد به Frimpong & Oteng - Abayie, 2006).

۴- برآورد مدل‌های ارائه شده

۴-۱- آزمون‌های ریشه واحد

قبل از پرداختن به آزمون همجمعی، آزمون مانایی برای همه متغیرها انجام می‌شود 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 (Ouattara, 2004) 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 اینکه هیچ یک از متغیرها جمعی از رتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است.

در این مطالعه، آزمون یک متغیری کاراثر DF-GLS برای آزمون ریشه واحد مدل خود توضیح، توصیه شده توسط بیوت، روتن برگ و استوک^۱ (Elliot et al., 1996)، به کار برده شده است. آزمون، یک تعدیل ساده از آزمون t دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) است؛ به گونه‌ای که این آزمون، تغییر روند حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) را قبل از اجرای رگرسیون آزمون ADF، به کار می‌گیرد. در مقایسه با آزمون ADF، آزمون DF-GLS عملکرد کلی تری را بر حسب اندازه و قدرت نمونه دارد. این آزمون در واقع قدرت نمونه را هنگامی که یک میانگین ناشناخته یا یک روند وجود دارد، بهبود می‌بخشد.

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 DF-GLS برای تمامی متغیرها که به وسیله نرم افزار EViews5 به دست آمده، حاکی از آن است که متغیر LY در سطح اطمینان ۹۹ درصد جمعی از مرتبه یک یعنی $I(1)$ و متغیرهای FDI، LL، LK و LTRP در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و 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.

۲-۴- آزمون F همجمعی و برآورد مدل ها

در مرحله اول از تحلیل ARDL، آزمون F برای پی بردن به وجود رابطه بلند مدت در معادله (۹) با استفاده از معادله (۱۲) صورت می‌گیرد. آزمون F بدین صورت است که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای قسمت تفاضل مرتبه اول از معادله (۱۲) برآورد می‌کند و سپس معنا داری مشترک ضرایب متغیرهای سطح وقفه داده شده را هنگامی که به قسمت اول معادله (۱۲) اضافه شده‌اند، آزمون می‌کند. همان طور که قبلاً نیز بیان گردید در این روش، فرضیه های صفر و مقابل عبارتند از:

$$H_N : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

جدول زیر نتایج آماره های F محاسبه شده را وقتی که تفاضل مرتبه اول هر متغیر به عنوان یک متغیر وابسته (نرمالایز شده) در رگرسیون ARDL-OLS، نشان می‌دهد:

نتایج آزمون های F روی معادله (۱۲)

| نتیجه | احتمال | آماره F | وقفه های SBC | متغیر وابسته |
|-------------------------------|--------|---------|--------------|----------------------------------------|
| عدم وجود همجمعی | ۰/۰۶۴ | ۲/۸۵۲۳ | ۲ | $F_{DLY}(DLY DFDI, DLL, DLK, DLTRP)$ |
| وجود همجمعی | ۰/۰۰۳ | ۷/۰۰۶۹ | ۲ | $F_{DFDI}(DFDI DLY, DLL, DLK, DLTRP)$ |
| عدم وجود همجمعی | ۰/۲۲۲ | ۱/۶۴۴۷ | ۲ | $F_{DLL}(DLL DLY, DFDI, DLK, DLTRP)$ |
| عدم وجود همجمعی | ۰/۳۴۴ | ۱/۲۵۶۲ | ۲ | $F_{DLK}(DLK DLY, DFDI, DLL, DLTRP)$ |
| عدم وجود همجمعی | ۰/۱۴۲ | ۲/۰۵۸۴ | ۲ | $F_{DLTRP}(DLTRP DLY, DFDI, DLL, DLK)$ |
| حد بالای ارزش بحرانی F: ۴/۰۴۹ | | | | حد پایین ارزش بحرانی F: ۲/۸۵ |
| در سطح ۵ درصد خطا | | | | در سطح ۵ درصد خطا |

همان طور که ملاحظه می‌شود آماره F محاسبه شده $F_{DFDI}(DFDI|DLY, DLL, DLK, DLTRP) = 7.0069$ از حد بالای ارزش بحرانی F (۴،۰۴۹) در سطح معنی داری ۵ درصد، بیشتر است. از آنجایی که اگر یکی از آماره های F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به دست آید، وجود رابطه بلند مدت تأیید می‌شود، می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت و این دلالت بر وجود رابطه همجمعی یا بلند مدت در میان متغیرهای LY، FDI، LL، LK و LTRP دارد.

پس از پی بردن به وجود رابطه همجمعی، معادله (۱۳) با استفاده از خصوصیات $ARDL(1,1,0,0,0)$ و مدل تصحیح خطا با استفاده از معادله (۱۴) و با خصوصیات $ARDL(1,1,0,0,0)$ برآورد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل بلند مدت با استفاده از معادله (۱۳) به صورت زیر است:

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LY

30 observations used for estimation from 1355 to 1384

| Regressor | Coefficient | Standard Error | T-Ratio[Prob] |
|-----------|-------------|----------------|-----------------|
| FDI | -.۰۰۱۲۵۵۰ | .۰۰۴۷۴۸۳ | -۰.۲۶۴۳۱ [.۷۹۴] |
| LL | .۳۰۹۳۴ | .۱۳۲۵۶ | ۲.۳۳۳۵ [.۰۲۹] |
| LK | .۴۰۲۴۹ | .۰۴۰۲۳۶ | ۱۰.۰۰۳۲ [.۰۰۰] |
| LTRP | .۱۱۵۰۰ | .۰۶۴۹۰۶ | ۱.۷۷۱۸ [.۰۹۰] |
| C | ۲.۳۵۸۷ | .۴۷۴۵۹ | ۴.۹۷۰۰ [.۰۰۰] |
| DU | .۲۳۹۵۲ | .۰۵۹۲۷۸ | ۴.۰۴۰۷ [.۰۰۱] |

ضرایب برآوردی از رابطه بلند مدت نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری ثابت، که تشکیل سرمایه ثابت به عنوان نماینده ای برای آن در نظر گرفته شده)، اثر بسیار معناداری را روی GDP سرانه (رشد اقتصادی) دارد. یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری ثابت تقریباً منجر به افزایش ۰/۴ درصدی در GDP سرانه می‌شود. ضریب متغیر نیروی کار نیز در بلند مدت در سطح اطمینان بیش از ۹۵ درصد و ضریب متغیر درجه بازی تجاری در سطح اطمینان بیش از ۹۰ درصد معنی دار می‌باشند؛ به گونه‌ای که یک درصد افزایش در نیروی کار و درجه بازی تجاری منجر به افزایش به ترتیب ۰/۳ و ۰/۱۱ درصدی در GDP سرانه خواهد شد. متغیر مجازی نیز بسیار معنی دار و همچنین مثبت می‌باشد که دلالت بر آن دارد که سالهای قبل از انقلاب که تقریباً تجارت آزاد وجود داشته بر روی رشد اقتصادی بسیار اثر گذار بوده است. همچنین نتایج نشان دهنده این است که ضریب جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بسیار بی معنی است، به عبارت دیگر FDI بر روی رشد اقتصادی در ایران طی دوره مورد بررسی اثری نداشته است.

نتایج برآورد ضرایب پویای کوتاه مدت از معادله ECM (۱۴) نیز در زیر نشان داده شده است:

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model

ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLY

30 observations used for estimation from 1355 to 1384

| Regressor | Coefficient | Standard Error | T-Ratio[Prob] |
|-----------|-------------|----------------|-----------------|
| dFDI | -.۰۰۵۳۷۰۸ | .۰۰۲۱۶۴۸ | -۲.۴۸۱۰ [۰.۰۲۱] |
| dLL | .۲۰۲۶۹ | .۰۶۹۵۷۲ | ۲.۹۱۳۴ [۰.۰۰۸] |
| dLK | .۲۶۳۷۲ | .۰۴۶۷۹۱ | ۵.۶۳۶۲ [۰.۰۰۰] |
| dLTRP | .۰۷۵۳۵۱ | .۰۳۶۳۰۶ | ۲.۰۷۵۵ [۰.۰۴۹] |
| dC | ۱.۵۴۵۵ | .۵۰۶۲۰ | ۳.۰۵۳۲ [۰.۰۰۶] |
| dDU | .۱۵۶۹۴ | .۰۳۶۴۱۳ | ۴.۳۱۰۱ [۰.۰۰۰] |
| ecm (-1) | -.۶۵۵۲۲ | .۱۰۵۹۳ | -۶.۱۸۵۳ [۰.۰۰۰] |

| | | | | | | |
|------------|--------------|------------|------------|--------------|------------|------------|
| ecm = LY + | .۰۰۱۲۵۵۰*FDI | -.۳۰۹۳۴*LL | -.۴۰۲۴۹*LK | -.۱۱۵۰۰*LTRP | -.۲.۳۵۸۷*C | -.۲۳۹۵۲*DU |
|------------|--------------|------------|------------|--------------|------------|------------|

نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه مدت با نتایج مدل بلند مدت اندکی متفاوت است. در کوتاه مدت نیز همانند بلند مدت، ضریب مربوط به سرمایه‌گذاری ثابت بسیار معنی دار بوده و مثبت می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد که ۱ درصد افزایش در سرمایه‌گذاری ثابت منجر به افزایش ۰/۲۶ درصدی در GDP سرانه خواهد شد. همچنین ضرایب مربوط به نیروی کار و درجه بازی تجاری نیز در سطوح اطمینان بیش از ۹۵ درصد معنی دار می‌باشند؛ به گونه‌ای که ۱ درصد افزایش در نیروی کار و درجه بازی تجاری، افزایش به ترتیب ۰/۲ و ۰/۰۷ درصدی در رشد اقتصادی را به دنبال دارد. در کوتاه مدت بر خلاف بلند مدت، ضریب مربوط به FDI نیز در سطح اطمینان بیش از ۹۵ درصد معنی دار است؛ البته این ضریب در کوتاه مدت منفی است. به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد، افزایش در FDI در کوتاه مدت نه تنها اثر مثبت بر روی رشد اقتصادی ندارد بلکه اثر منفی نیز دارد؛ هر چند این اثر منفی بسیار کوچک می‌باشد. در کوتاه مدت نیز همانند بلند مدت، ضریب متغیر مجازی مثبت بوده و بسیار معنی دار می‌باشد.

ضریب تصحیح خطا نیز ۰/۶۵- تخمین زده شده که بسیار معنی دار می‌باشد و دارای علامت صحیح است و دلالت بر یک سرعت بسیار بالای تعدیل به سمت تعادل بلند مدت را دارد و نشان می‌دهد که در هر سال ۰/۶۵ از عدم تعادل یک دوره در رشد اقتصادی، در دوره بعد تعدیل می‌شود. همچنین $R^2 = 87\%$ معادل ۸۷ درصد به دست آمده که نشان می‌دهد مدل بسیار خوب برازش شده است.

در پایان مجموعه‌ای از آزمون‌های تشخیصی بر روی مدل صورت گرفته که نتایج این آزمون‌ها گویای این است که فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی سریالی در بین جملات

اخلال، تصریح صحیح معادله، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد. اگر چه بر طبق نظر شرستا و چودھاری (Shrestha & Chowdhury, 2005:24)، «از آنجایی که سری‌های زمانی شکل دهنده معادله ARDL به طور بالقوه از رتبه جمعی $I(0)$ و $I(1)$ ترکیب شده‌اند، وجود ناهمسانی واریانس طبیعی است».

۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه آزمون همجمعی رویکرد ARDL را برای بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد اقتصادی برای ایران به کار برده است. در مطالعه، آزمون F نشان داده که متغیرهای مورد نظر که در چارچوب یک تابع تولید کل می‌باشند در بلند مدت با هم هماهنگ هستند. همچنین ضریب تصحیح خطا معنی‌دار بوده که وجود رابطه بلند مدت را تأیید می‌کند و نیز نشان‌دهنده یک سرعت تعدیل بالاست. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری ثابت و نیروی کار در رشد اقتصادی ایران چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت نقش بسیار مهمی را ایفا می‌کنند که این نقش برای بلند مدت بیش از کوتاه مدت بوده است.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با اطمینان بیش از ۹۵ درصد، اثر منفی بر روی رشد اقتصادی کوتاه مدت داشته و اثری را بر روی رشد اقتصادی بلند مدت نداشته است. در این رابطه شاید بتوان گفت که FDI ورودی به ایران بیشتر اثر افقی داشته و نتوانسته عاملی برای تحرک عوامل داخلی باشد و شاید بتوان گفت در ایران بیشترین حجم FDI به زیر بخش‌های نفت و گاز و به طور کلی پتروشیمی وارد گردیده و لذا برای اثرگذاری مثبت آن بر رشد اقتصادی، لازم است که وارد بخش‌های صنعت و کشاورزی اقتصاد ایران گردد. در واقع می‌توان گفت که شرایط موجود در اقتصاد ایران مانع از این شده که FDI بتواند آن طور که انتظار می‌رود، عمل نماید.

اثرات باز بودن تجارت روی رشد نیز دلالت بر این دارد که چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت، درجه بازی تجاری دارای اثرات مثبت بر رشد اقتصادی بوده که این اثر در بلند مدت بیش از کوتاه مدت بوده است. متغیر مجازی نیز چه در کوتاه مدت و چه بلند مدت، مثبت و بسیار معنی‌دار بوده و بالاترین ضریب را بعد از ضریب مربوط به متغیرهای سرمایه‌گذاری ثابت و نیروی کار به خود اختصاص داده و نشان دهنده این است که سالهای انقلاب و قبل از آن، که تقریباً تجارت آزاد وجود داشته، دارای اثر بالایی بر روی رشد اقتصادی ایران بوده است.

منابع و مأخذ

- تشکینی، احمد (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit؛ تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، چاپ اول.
- حیدری، محمد (۱۳۸۱) بررسی رابطه علی بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۷۹-۱۳۳۸): یک الگوی خود توضیح برداری؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- مهدوی، ابوالقاسم و جوادی، شاهین (۱۳۸۴) آزمون تجربی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران؛ فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهش های اقتصادی، سال پنجم، شماره چهارم.
- نजारزاده، رضا و ملکی، مهرا (۱۳۸۴) بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با تأکید بر کشورهای صادر کننده نفت؛ فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۳.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی؛ مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.
- Aryeetey, E. (2005) Globalization, Employment and Poverty in Ghana; WIDER Thinking Ahead: The Future of Development Economics, Marina Congress Center, Helsinki, 17-18 June 2005.
- Balasubramanyam, V.N., Salisu, M., & Sapsford, D. (1996). "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries; The Economic Journal, 106, 92-105.
- Barrell, R. & Pain, N. (1997) Foreign Direct Investment, Technological change and Economic Growth within Europe; The Economic Journal, 107, 1770-1786.
- Bhagwati J.N. (1985) Investing Abroad; Esmee Fairbairn Lecture; Lancaster University, Reprinted in V.N. Balasubramanyam (ed) J N Bhagwati, Writings on International Economics (1997, Delhi, Oxford University Press)
- Bhagwati, J. N. (1978) Anatomy and Consequences of Exchange Control Regimes; Vol. 1, Studies in International Economic Relations, 10 (New York: National Bureau of Economic Research).
- Borensztein, E., J.D. Gregorio, and J.W. Lee (1998) How does foreign direct investment affect economic growth?; Journal of International Economics, 45:115-35.
- Ekanayake, E.M., R. Vogel., B. Veeramacheni. (2003) Openness and Economic Growth: Empirical Evidence on the Relationship Between Output, Inward FDI and Trade; Journal of Business Strategies; Spring 2003;20,1; ABI/INFORM Global.
- Elliot, G., Rothenberg, T.J., Stock, J.H. (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root; Econometrica, 64, 813-36.

- Feder, Gershon (1983) On Exports and Economic Growth; *Journal of Development Economics*, 12: 59-73.
- Fosu, A. K. (1990) Export Composition and the Impact of Exports on Economic Growth of Developing Economies; *Economic Letters*, 34: 67-71.
- Frimpong, J.M., E.F. Oteng-Abayie. (2006) Bounds Testing Approach: An Examination of Foreign Direct Investment, Trade and Growth Relationships; MPRA Paper No. 325, Posted 09, October 2006.
- Herzer, D., Nowak-Lehmann D., F., Siliverstovs, B. (2006) Export-led growth in Chile: Assessing the role of export composition in productivity growth; *The Developing Economies* 44 (3), forthcoming.
- Karbasi, A., E. Mahamadi, S. Ghofrani (2005) Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth; Paper presented at the 12th Economic Research Forum Conference, 19th-21st December, 2005, Egypt.
- Kohpaiboon, A. (2004) Foreign Trade Regime and FDI-Growth Nexus: A Case Study of Thailand; Working paper, Australian National University.
- Lipsey, R.E. (2000) Inward FDI and Economic Growth in Developing Countries; *Transnational Corporations*, 9(1), 61-95.
- Lipsey, R.E. (2001) Foreign Direct Investment and the Operations of Multinational Firms: Concepts, History and Data NBER Working Paper NO. 8665, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research (NBER).
- Mansouri B. (2005) The Interactive Impact of FDI and Trade Openness On Economic Growth: Evidence from Morocco; Paper presented at the 12th Economic Research Forum (ERF) Conference, Cairo, December, 2005.
- Quattara, B. (2004) Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal; Mimeo University of Manchester.
- 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.
- 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.
- Shrestha M.B, Chowdhury K. (2005) ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalisation Hypothesis; *Economics Working Paper Series 2005*, University of Wollongong.
- Tanna, S., K. Topaiboul. (2003) Human Capital, Trade and Economic Growth in Thailand: What Causes What?; Working Paper, Coventry Business School, Coventry University, UK.
- Ukpolo, Victor (1994) Export Composition and Growth of Selected Low-Income African Countries: Evidence from time-series data; *Applied Economics* 26:445-449.

- Wacziarg, R. (2001) Measuring the dynamic gains from trade; World Bank Economic Review 15, 393–429.
- Xu, B. (2000) Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth; Journal of Development Economics, 62: 477-93.