

رابطه میان یکپارچگی کشورهای اکو و حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی دوجانبه

صادق بافنده ایماندوست^۱
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور
هانیه فانهی زارع^۲
کارشناسی ارشد دانشگاه پیام نور

تاریخ پذیرش ۹۲/۴/۱۷

تاریخ دریافت ۹۱/۱۰/۱۰

چکیده

در سال‌های اخیر، منطقه گرایی و همگرایی اقتصادی موجب تحولات سریع و عمیقی در ساختار جهانی، الگوهای رشد و توسعه اقتصادی گردیده است. اما در برخی مناطق، تقسیم ناعادلانه منافع حاصل از همگرایی‌های اقتصادی، مانع پیوند اقتصادی بسیاری از کشورهای رو به توسعه شده است. یک راهکار برای جلوگیری از بروز چنین پیشامدی، جذب سرمایه‌های خارجی است. مطالعه حاضر به دنبال بررسی ارتباط میان حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و یکپارچگی اقتصادی میان کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی اکو با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۱۰ می‌باشد. از این رو، مدل جاذبه تعمیم یافته با استفاده از داده‌های تابلویی، مبنای الگوسازی برآورد اثر همگرایی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد ۵۵٪ از متغیرهای مستقل مدل با متغیرهای وابسته توضیح داده شده و متغیر همگرایی تخمین زده شده در مدل مثبت و معنادار بوده است و ارتباط مستقیمی با حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متقابل دارد.

کلید واژه‌ها: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، منطقه اکو، داده‌های تابلویی.

۱- imandoust@gmail.com
۲- Hanie.gh^{۸۶}@yahoo.com

مقدمه

تاکنون همگرایی و هم پیوندی‌های اقتصادی در سطوح گوناگون میان کشورها و ملل مختلف اعمال شده است که هر کدام از آنها بیانگر میزان و نوع درجه همکاری اقتصادی میان اعضای بلوک تشکل یافته است. هم پیوندی‌های اقتصادی نوعی سیاست بازرگانی است که باعث کاهش و حذف محدودیت‌های تجاری تبعیض آمیز میان کشورهای عضو و همبسته می شود (Salvatore, ۲۰۰۵: ۳۴۱). سازمان‌های متفاوت بین المللی یکی از راهکارهای گسترش همکاری‌ها و هم پیوندی‌های اقتصادی به شمار می آید. تمامی سازمان‌ها از ویژگی‌های مشترکی چون دارا بودن استقلال و شخصیت حقوقی بین المللی، دائمی بودن و داشتن تشکیلات و ارکان منظم برخوردار هستند. سازمان‌های بین المللی و منطقه ای به عنوان قدرت تقویت کننده و کنترل کننده مقررات بین کشوری، می توانند فرصت مناسبی را برای دستیابی به اهداف منطقه از جمله تولیدات صنعتی با کیفیت بالاتر و گسترش فعالیت‌های اقتصادی در سطح منطقه فراهم سازند. با این وجود، در برخی شرایط همکاری‌ها و هم پیوندی‌های اقتصادی در اکثر کشورهای روبه توسعه با شکست مواجه شده است. در بیشتر نا کارآمدی‌ها تقسیم ناعادلانه منافع حاصل از همگرایی‌ها و هم پیوندی‌های اقتصادی، مانع پیوند اقتصادی شده است. یکی از راهکارهایی که برای جلوگیری از بروز چنین پیشامدی مورد توجه قرار گرفته، جذب سرمایه‌های خارجی می‌باشد. همکاری‌ها و هم پیوندی‌های متقابل زمینه‌های جذب سرمایه‌های خارجی در حوزه کالاها و خدمات به داخل کشورهای منطقه و انباشت سرمایه خارجی فراهم می گردد.

در سال ۱۹۶۲ به موجب همکاری سه کشور ترکیه، ایران، پاکستان سازمان همکاری عمران منطقه ای^۱ (آر.سی.دی) پا به عرصه وجود نهاد. در دهه اول تشکیل سازمان مذکور، دستاوردهای خاصی برای کشورها به وجود نیامد، اما پس از این دوره، همکاری‌های بیشتری میان اعضا شکل گرفت که منجر به تاسیس مرکز بیمه اکو، اتاق مشترک بازرگانی در سطح منطقه شد. از ابتدای سال ۱۳۵۷ شمسی روند فعالیت‌های سازمان آر.سی.دی آهسته تر شد و سپس در سال ۱۳۶۳ سازمان آر.سی.دی با همکاری سه کشور بنیان گذار تحت عنوان سازمان‌های همکاری اقتصادی

۱- Regional corporation for development (RCD)

اکو تغییر نام داد. بدین ترتیب سازمان همکاری اقتصادی اکو فعالیت های خود را در چارچوب جدیدی آغاز کرد و مدتی نیز به همین منوال ادامه یافت. سپس تحولات منطقه ای و بین المللی زیادی در سطح منطقه ایجاد شد و نهایتاً این تحولات به منظور ضرورت ایجاد وحدت میان کشورهای سطح منطقه، مساله توسعه فعالیت ها در درون سازمان مورد بررسی قرار گرفت. اندکی بعد با فروپاشی شوروی سابق، کشورهای تازه استقلال یافته تمایل زیادی برای پیوستن به اکو ابراز کردند و سپس در سال ۱۳۷۱ شمسی پنج کشور آسیای میانه شامل تاجیکستان، ترکمنستان، قزاقستان، قرقیزستان و ازبکستان به همراه آذربایجان و افغانستان به اکو پیوستند و اکو از سه عضو اولیه به ده عضو تبدیل شد. به مرور زمان کشورهای عضو، فعالیت های زیادی در سطح تجارت منطقه با تاکید بر هدف کلیدی سازمان انجام دادند. هدف اصلی و کلیدی اکو، توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورهای سطح منطقه است. در سال های اخیر دو موسسه "اکوسای" و "اکونا" با حضور فعال اعضای منطقه تاسیس شد. دو موسسه مذکور به صورت مستقل و خارج از تشکیلات اکو عمل می کنند. اکوسای موسسه عالی حسابرسی کشورهای عضو و اکونا سازمان خبرگزاری اکو است. سازمان همکاری اقتصادی اکو^۱ یک سازمان بین المللی و منطقه ای تلقی می گردد.

با مطالعه برخی آمار و ارقام صندوق بین المللی پول در می یابیم که در سال های اخیر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی در برخی از کشورهای عضو اکو افزایش یافته است. به طور مثال در کشور ایران در سال های ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰ حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی به ترتیب ۳۰۱۶ و ۳۶۱۶، کشور آذربایجان به ترتیب ۴۷۳ و ۵۶۳ و کشور روسیه نیز ۳۶۴۹۹ و ۴۳۲۸۷ میلیون دلار بوده است اما در سال ۲۰۰۹ کشور تاجیکستان حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی کاهش یافته است، در سال ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ به ترتیب ۳۷۵ و ۱۵ میلیون دلار بوده است. در این میان موضوعی که توجه فرد را به خود معطوف می کند این است که آیا یکپارچگی میان اعضای سازمان همکاری اقتصادی (اکو) باعث افزایش حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی دوجانبه میان این کشورها شده است؟ در راستای پاسخ این سوال، مطالعه حاضر در ۶ بخش تدوین شده است. در بخش دوم، سوم و چهارم به ترتیب مبانی نظری، پیشینه تحقیق و تصریح مدل جاذبه ارائه گردیده است و سپس با

۱- Economic corporation organization (ECO)

استفاده از داده های تابلویی به منظور بررسی ارتباط میان سرمایه گذاری مستقیم خارجی و همگرایی اقتصادی میان کشورهای اکو، مدل جاذبه تعمیم یافته در بخش پنجم برآورد شده و نتایج مورد بررسی قرار گرفته است. بخش ششم نیز به جمع بندی مطالب و ارائه پیشنهاد اختصاص دارد.

مبانی نظری

مدل جاذبه اولین بار در سال ۱۹۶۲ توسط تین برگن و پویهونن^۱ به منظور توضیح جریان های تجاری متقابل مورد استفاده قرار گرفت. طبق این مدل، حجم جریان های تجاری و نیروی انسانی (میزان مهاجرت) و مبادلات اطلاعاتی میان زوج کشورها تابع بزرگی اقتصاد دو منطقه یا فاصله جغرافیایی آنهاست. هرچه اقتصاد دو منطقه بزرگ تر و فواصل جغرافیایی میان آنها کمتر باشد حجم جریان های تجاری و تبادل اطلاعات افزایش می یابد. ساده ترین مدل جاذبه حالتی است که موانع و تشویق های خاصی در آن لحاظ نمی شود. در این وضعیت، جریان های تجاری دو جانبه به ترتیب تابع مستقیم و معکوسی از اندازه اقتصادی و فاصله جغرافیایی میان دو کشور است. این مدل به صورت رابطه (۱) نمایش داده شده است:

$$X_{ij} = A \frac{M_1^{\beta_1} M_2^{\beta_2}}{D_{ij}^{\beta_3}} \quad (1)$$

X_{ij} معرف حجم جریان های تجاری دو جانبه بین دو کشور یا منطقه می باشد.

A: ضریب برقراری تناسب در معادله است.

D_{ij} : فاصله جغرافیایی میان دو منطقه می باشد.

M_1 تولید ناخالص داخلی منطقه اول و M_2 تولید ناخالص داخلی منطقه دوم است.

β_1 و β_2 و β_3 به ترتیب کشش X_{ij} را به تغییرات M_1 و M_2 و D_{ij} نشان می دهد.

در این مدل GDP یا تولید ناخالص داخلی بیانگر اندازه اقتصادی دو کشور می باشد که با افزایش آن، توانایی کشور در جذب و تولید محصولات داخلی بیشتر می شود و متغیر D_{ij} نیز

۱- Tinbergen & Poyhonen (۱۹۶۲)

بیانگر تاثیر فاصله جغرافیایی روی جریان های تجاری دو جانبه است. با افزایش فاصله جغرافیایی، حجم روابط تجاری میان دو کشور کمتر می شود. به بیان دیگر تاثیر GDP و فاصله جغرافیایی بر حجم تجارت به ترتیب مثبت و منفی است. اقتصاددانان با مشاهدات گوناگون در برخی کشورها متوجه شدند که اگر دو کشور تولید ناخالص داخلی مشابهی داشته باشند، حجم تجارت میان آنها بیشتر است تا اینکه دو کشور از لحاظ GDP متفاوت باشند؛ یعنی کشوری خیلی بزرگ و دیگری کوچک باشد. کشورهای پیشرفته که از حجم GDP بالایی برخوردارند، میزان تجارت دوجانبه میان آنها بیشتر است. به بیان دیگر، کشورهای پیشرفته مشابه در مقایسه با کشورهای صنعتی و در حال توسعه حجم تجارت دوطرفه بیشتری را به خود اختصاص داده اند. تین برگن (۱۹۶۲) مدل جاذبه را در حالت ساده از طریق بکارگیری مستقیم نظریه جاذبه نیوتن به صورت رابطه (۲) مطرح کرده است:

$$Y_{ij} = A Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2} POP_i^{\beta_3} POP_j^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} D_{CU}^{\beta_6} D_{IAn}^{\beta_7} \dots U_{ij} \quad (2)$$

متغیرهای توضیحی رابطه (۲) که در سمت راست معادله ارایه شده اند شامل متغیرهای درآمد کشور i و j و همین طور جمعیت کشور i و j می باشد. به دنبال این متغیرها مجموعه ای از متغیرهای مجازی نیز وارد الگو گردیده است. متغیر مجازی D_{CU} برای توضیح سایر آثار بلوک های تجاری بر جریان های تجاری دوطرفه میان دو کشور و D_{IAn} متغیر مجازی برای زبان مشترک میان دو کشور است. در طی دهه های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ مدل تین برگن به دلیل اعتباری که در مطالعات تجربی در توضیح جریان های تجاری بدست آورده بود، بسیار مورد استقبال محققین قرار گرفت. اما این مدل هیچ گونه پایه نظری نداشت و بدلیل عدم قوت پایه نظری با انتقادات و منازعات بسیاری روبه رو شد. پس از آن، به منظور ایجاد چنین مبانی تئوریکی تلاش های زیادی صورت پذیرفت تا با استفاده از اصول کلیدی نظریه های تجارت این مبانی کشف شود. از دهه ۷۰ به بعد، اقتصاددانان مختلف تلاش های فراوانی به منظور اثبات ویژگی های مدل و تخمین آن برای تعیین اندازه گیری کننده های تجاری و همین طور معرفی کاربرد مدل در پیمان های تجاری منطقه ای به عمل آوردند. اندرسون Anderson (۱۹۷۹) و برگستراند Bergstrand (۱۹۷۹) اولین توضیحات تئوریک را برای مدل جاذبه بر پایه خصوصیات سیستم مخارج ارائه کردند. اندرسون ساده ترین مدل جاذبه ممکن را در قالب یک سیستم مخارج کاپ-داگلاس بدست آورد. فرض شده که هر کشور در تولید کالای خاصی تخصص کامل یافته باشد. بنابراین برای هر کشور در

این شرایط تنها یک کالا برای تولید وجود خواهد داشت. همچنین فرض شده که هیچگونه تعرفه و هزینه حمل و نقل وجود ندارد. پس از آن، هلپمن (Helpman ۱۹۸۴) با جایگذاری جریان‌های سرمایه‌گذاری خارجی (ورود و خروج سرمایه) دوطرفه به جای مبادلات تجاری میان کشورها، مدل جاذبه‌ای را برای تجزیه و تحلیل اثرات یکپارچگی بر FDI متقابل تصریح کرد. پس از آن، دیدروف (Deadroff ۱۹۹۵) با تکیه بر کارهای پایه‌ای هلپمن و کروگمن (Krugman ۱۹۸۵) به اثبات صورت‌های ساده‌ی معادله جاذبه پرداخت. ایونت و کلر (Evenet & Keller ۱۹۹۸) و مارکوسن (Markusen ۱۹۹۵) نیز بر اساس کارهای هلپمن و کروگمن و اشاره به کار دیدروف، مدل جاذبه را از مدل نظری هک‌شور-اوهلین و سایر نظریات تجارت بین‌الملل استخراج کردند. سولوگا و وینترز (Sologa & Winters ۱۹۹۹) با بهره‌گیری از مدل جاذبه تجاری میان کشورهای امریکای شمالی و امریکای لاتین به بررسی نقش متغیر فاصله در جریان‌های تجاری متقابل می‌پردازند. فرض اساسی مطالعه حاکی از آن است که هر چه کشور i از بقیه شرکای تجاری خود دورتر باشد در آن صورت میزان واردات این کشور از کشور i افزایش می‌یابد. اندرسون و وینکوب (Anderson and Wincoop ۲۰۰۳) با استفاده از زیربنای نظری معادله جاذبه به بررسی معماری تجاری در کانادا بعد از تجارت آزاد با امریکا پرداختند.

مروری بر مطالعات پیشین

در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در حوزه یکپارچگی اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی صورت گرفته است که در زیر به برخی از آنها پرداخته شده است:

Folfas (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای از مدل جاذبه برای اندازه‌گیری جریان سرمایه‌گذاری مستقیم استفاده کرده است. او جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی میان ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا (EC) در بازه زمانی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۹ از طریق مدل جاذبه برآورد کرده است. متغیرهای بکار گرفته شده در این مدل شامل متغیر تولید ناخالص داخلی (کل و سرانه)، متغیر مسافت و فاصله جغرافیایی و متغیرهای مجازی فاصله اقتصادی، شباهت فرهنگی و همینطور متغیر بیانگر طول مدت عضویت در اتحادیه اروپا می‌باشد. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد خصوصیات و ویژگی‌های اقتصاد کشور میزبان نسبت به یکپارچگی میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا عامل قوت‌ور و تاثیر

گذارتری بر جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی است. شباهت های فرهنگی در داخل کشورهای گروه تاثیر مثبتی بر جریان FDI دارد و همین طور تفاوت نرخ و بار مالیاتی شرکت های بزرگ حاضر در کشورهای عضو گروه، عامل تعیین کننده در حجم سرمایه مستقیم خارجی تلقی می گردد بطوری که کشورهایی که دارای سیستم مالیات ساده تر و نرخ مالیاتی کمتری هستند، از قدرت جذب FDI بالاتری برخوردارند.

Egger (۲۰۰۹) در مطالعه ای به بررسی اثر تشکیل اتحادیه اروپا بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی پرداخته است. وی مدل جاذبه تعمیم یافته را در سه مرحله برآورد می کند. نتایج مطالعه نشان داده است که براساس دیدگاه عمومی و برخلاف نظریه های مربوط به تجارت، کشورهای OECD غالباً در کشورهای کوچک با جمعیت کمتر و نسبتاً ثروتمند سرمایه گذاری می کنند در حالی که با توجه به نظریات تجارت سرمایه گذاریهای خارجی به سمت بازارهای بزرگ تر در جریان است و از طرف دیگر متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی در هر دو کشور میزبان و مهمان اثر مثبت و معنی داری بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی ورودی در کشور مهمان دارد.

Daude (۲۰۰۳) در مطالعه ای مدل جاذبه را برای ۶۳ کشور میزبان و ۱۸ کشور مهمان (شامل کشورهای OECD) برآورد کرده اند و از طریق این الگوبه بررسی تاثیر ۴ گروه متفاوت از متغیرهای توضیحی در تعیین مدل FDI پرداخته اند: گروه اول شامل متغیرهای پایه بکار رفته در مدل جاذبه تجارت نظیر تولید ناخالص داخلی (کل و سرانه)، فاصله میان کشورهای میزبان و مهمان، هم چنین متغیرهای موهومی نظیر زبان مشترک، ارتباط مستعمراتی و مرزهای مشترک بوده است. گروه دوم در برگیرنده متغیرهایی مانند میزان مالیات وضع شده بر فعالیت های سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی، کیفیت و نوع زیر ساخت هاست که کشورها را از لحاظ جاذبه های لازم برای جذب FDI متمایز می کند. گروه سوم متشکل از عوامل نهادی نظیر ثبات سیاسی، وضعیت قوانین دولتی، میزان کارایی و تاثیر بخشی دولت، ریسک حاصل از مصادره، کیفیت و نوع بوروکراسی، فساد مالی، ریسک حاصل از فسخ قراردادهای دولتی، حقوق سهامداران و میزان جرایم سازمان یافته می باشد.

Di Mauro (۲۰۰۰) در مقاله خود به بررسی امکان همگرایی اقتصادی منطقه ای میان اتحادیه اروپا با کشورهای اروپای شرقی، غربی و آثارناشی از آن بر حجم FDI پرداخته است. وی در این مطالعه، معادله جاذبه را با استفاده از داده های ۹ بخش تولید کارخانه ای و خدماتی در ۳۲ کشور

اروپایی عضو اتحادیه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۹۹۷-۱۹۲۲) تخمین زده است. این برآورد از طریق روش GLS و به کارگیری روش اثرات ثابت زمانی صورت گرفته است. نتایج نشان داده است که ضرایب مربوط به بخش های تولید کارخانه ای همگی معنی دار بوده و طبق انتظارات نظریه تاثیر مثبت بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بین کشورها داشته است. در حالی که، متغیرهای بخش خدمات دارای علامت منفی هستند. متغیرهای " فضای اقتصادی " و " میزان تشابه میان کشورها " نیز اثر مثبت بر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی داشته اند. متغیرهای " تفاوت در موجودی های عوامل نسبی " و " فاصله میان کشورها " نیز طبق انتظار نظریه، تاثیر منفی بر حجم FDI ورودی بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا داشته است. افزایش حجم FDI به دلیل یکپارچگی میان کشورهای اروپایی موجب افزایش حجم صادرات میان کشورهای عضو گردیده است.

Hein (۱۹۹۹) در پژوهشی مدل جاذبه ای را برای ۱۴ کشور میزبان (۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا) و ۱۳ کشور مهمان (۱۱ کشور بزرگ اتحادیه اروپا به همراه کشورهای امریکا و ژاپن) به منظور آزمون اثرات یکپارچگی اروپا بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی کشورهای اروپای شرقی و مرکزی برآورد کرده است. نتایج برآورد مدل جاذبه نشان می دهد که بیش از نیم درصد تغییرات جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای اتحادیه اروپا از طریق متغیرهای توضیحی نظیر تولید ناخالص داخلی کشور میزبان و مهمان، جمعیت، فاصله و متغیرهای موهومی برنامه داخلی IMP برای تعیین اثرات ایجاد بازار داخلی بیان می شوند. متغیرهای تولید ناخالص داخلی (کل و سرانه) کشور مهمان، متغیر موهومی IMP که شاخصی برای اندازه گیری تاثیر همگرایی بر FDI محسوب می شود و متغیر فاصله به ترتیب اثر مثبت، مثبت و منفی بر حجم FDI ورودی داشته اند. در این مطالعه، متغیر فاصله بطور کلیدی مورد توجه محققان قرار گرفته است به طوریکه آنها بیان کرده اند که در سال های آتی جذب FDI ارتباط زیادی با فاصله کشورهای اروپای شرقی و مرکزی از کشورهای مرکزی عضو اتحادیه اروپا خواهند داشت.

Linemann (۱۹۶۶) در پژوهش خود با بهره گیری از مدل جاذبه به تخمین توابع صادرات و واردات متقابل میان ۸۰ کشور پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داده است که کشش درآمدی در دو کشور واردکننده و صادرکننده به عدد یک نزدیک بوده است و هم چنین برخلاف انتظار، ضریب جمعیت دو کشور منفی بوده است و منفی بودن ضریب جمعیت نشان می دهد که با

افزایش جمعیت، توانایی این کشورها برای تولید به منظور مصرف داخلی بیشتر می شود و سپس واردات کاهش می یابد.

Tusi et al (۲۰۱۰) در پژوهشی دستاوردهای تجاری تشکیل سازمان منطقه ای بر تجارت دوجانبه ایران با کشورهای عضو در مقایسه با سایر کشورهای جهان در بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار داده اند. جامعه آماری پژوهش حاضر متشکل از ۲۹ کشور طی دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۱۰ است. در این مطالعه از معادله جاذبه تعمیم یافته استفاده شده است نتایج نشان داده است که اثر منطقه گرایی بر صادرات کشاورزی ایران بیش از اثر واردات است. از طرف دیگر عضویت ایران در سازمان همکاری اقتصادی در خصوص تجارت کشاورزی به نفع ایران است.

Jalali (۲۰۰۸) در مطالعه ای به بررسی یکپارچگی اقتصادی کشورهای عضو اکو با استفاده از مدل جاذبه و در مقطع زمانی ۲۰۰۳ پرداخته است. وی در برآورد مدل به این نتیجه رسید که تجارت میان ایران و کشورهای عضو اکو از الگوی همکش-اوهلین سنتی و تجارت بین صنعتی پیروی می کند. همچنین دریافت که همگرایی ایران با کشورهای عضو اکو بسیار بیشتر از کشورهای عضو یورو می باشد؛ به طوری که همگرایی ایران با کشورهای اکو به طور معنی داری موجب افزایش جریانهای تجاری ایران می شود؛ درحالی که این امر در ارتباط با کشورهای عضو یورو صادق نیست.

Karimi Hasniche (۲۰۰۵) در مقاله ای از طریق کاربرد مدل جاذبه تعمیم یافته با بکارگیری روش داده های تابلویی در سال های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۵ به تخمین یکپارچگی اقتصادی شورای خلیج فارس و یکپارچگی حوزه اقیانوس هند پرداخته است. وی در این پژوهش مجموعه ای از متغیرهای مجازی را در نظر گرفته است. برآورد نشان داده است که تمام متغیرهای مجازی همگی دارای علامت مورد انتظار مثبت بوده اند که بیانگر تاثیرات مستقیم بر جریانهای تجاری دوجانبه است. نتایج نشان می دهد که ضریب متغیر فاصله معنادار بوده ولی علامت آن عکس انتظار است. علامت مثبت ضریب نشان می دهد که فاصله نزدیک در یکپارچگی حوزه اقیانوس هند تاثیر مستقیم نداشته است. دلیل آن به احتمال زیاد، به ارتباط کم این گونه کشورها با یکدیگر و حجم تجارتی پایین برمی گردد. درحالی که بیشتر شرکای تجاری آنها در فواصل دورتر قرار گرفته اند. ضرایب GDP در روش اثرات تصادفی در سطح ۹۵ درصد معنی دار بوده و از علامت مورد انتظار برخوردارند و این بیانگر اثر مستقیم میزان تولید ناخالص بر جریانهای تجاری دوجانبه است.

Rahmani et al (۲۰۰۵) در پژوهشی تحت عنوان به بررسی اثرات تشکیل بلوک منطقه ای در مرکز قاره آسیا پرداخته اند. آنها برای شناسایی عوامل موثر بر یکپارچگی کشورهای مرکز قاره آسیا از مدل جاذبه تعمیم یافته در بازه زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۱ استفاده کرده اند. آنان در طی این مطالعه به این نتیجه رسیده اند که ایجاد بلوک های منطقه ای نه تنها حجم تجارت دوجانبه میان اعضا را افزایش می دهد، بلکه موجب افزایش حجم جریانات تجاری کشورهای عضو با سایر کشورهای غیر عضو نیز می گردد.

Azarbayejani (۲۰۰۱) در مقاله ای خود چارچوب یک الگوی اقتصاد سنجی، آثار همگرایی منطقه ای و سیاست های برون گرایی بر رشد و رفاه کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری های قفقاز را مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش هم چون سایر مطالعات اقتصادی مرتبط با بحث همگرایی از مدل های مبتنی بر آمار مقطعی - سری زمانی استفاده شده است. این مدل برای ۱۵ کشور در قالب دو سناریو تهیه شده است. در سناریوی اول به بررسی اثرات متغیرهای متفاوت منجمله حجم مبادلات بین کشوری، آزادسازی تجاری و سرمایه گذاری داخلی بر همگرایی اقتصادی - منطقه ای پرداخته است. در سناریوی دوم مدل تاثیر سیاست های برون گرایی و همگرایی منطقه ای و جهانی روی تولید ناخالص داخلی سرانه را که بیانگر سطح رفاه ۱۵ کشور است، مورد آزمون قرار داده است. نتایج پژوهش آذربایجانی نشان داده است که سیاست های برون گرایی و همگرایی های منطقه ای تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه داشته اند.

تصریح مدل و معرفی متغیرها

با توجه به مبانی نظری و تحقیقات پیشین، مدل جاذبه بکار گرفته شده در این تحقیق مدل جاذبه تعمیم یافته می باشد که فرم کلی آن به صورت رابطه (۳) می باشد:

$$LFDI_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 LGDP_{jt} + \beta_4 LPOP_{it} + \beta_5 LPOP_{jt} + \beta_6 LDIS_{ij} + \beta_7 DU_{ij} + \beta_8 U_{ij} + U_{ijt} \quad (3)$$

L: لگاریتم در پایه نپر (LN)

β_1 : عرض از مبدائی است که نشان دهنده اثرات اختصاصی به هر یک از کشورهای شریک می باشد که بسته به شکل گیری و جهت تجارت تغییر می کند.

FDI_{ijt}: سرمایه گذاری مستقیم خارجی دوجانبه از کشور i در کشور j در زمان t

GDP_{it}: تولید ناخالص داخلی کشور i (کشور میزبان) در زمان t

GDP_{jt}: تولید ناخالص داخلی کشور j (کشور مهمان) در زمان t

POP_{jt}, POP_{it}: به ترتیب جمعیت کشور i و j در زمان t

DIS_{ij}: فاصله میان دو کشور i و j برحسب مایل بر ساعت

DU_{ij}: متغیر مجازی نشان دهنده یکپارچگی میان کشورهای i و j

U_{ij}: متغیر مجازی بیانگر ارتباطات مرزی میان دو کشور i و j

U_{ijt}: جمله اخلاص الگو است که دارای میانگین صفر و واریانس مشخص در هر دوره زمانی

است.

آمار و اطلاعات مربوط به داده های این مطالعه از منابع آماری بانک جهانی، سایت صندوق بین المللی پول و سایت مربوط به سازمان ملل متحد^۱ جمع آوری شده است. داده های تابلویی بکار گرفته شده مربوط هفت کشور عضو اکو (ایران، تاجیکستان، ترکیه، ترکمنستان، قزاقستان، قرقیزستان و آذربایجان) در بازه زمانی ۱۹۹۷-۲۰۱۰ می باشد. برای تمامی این کشورها پنج شریک تجاری (آلمان، چین، فرانسه، ایتالیا، سوئیس) در نظر گرفته شده است. در این مطالعه، متغیرها با حضور دو کشور مهمان و میزبان (به صورت دوجانبه) تخمین زده می شوند. کشور مهمان و میزبان به ترتیب کشور پذیرنده سرمایه های خارجی و کشور سرمایه گذار هستند. حجم FDI دوجانبه میان کشورهای عضو اکو در منابع اطلاعاتی معتبر ذکر نشده است و این امر حاکی از آن است که حجم این متغیر بسیار پایین بوده است. برای حل این مشکل از یک متغیر جانشین حجم سرمایه گذاری های مستقیم خارجی متقابل میان کشورهای مذکور استفاده شده است (Najarzade et al, ۲۰۰۵: ۸۳).

$$FDI_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{N_{jt}} \times FDI_{jt} \quad (4)$$

FDI_{ijt}: سرمایه گذاری مستقیم خارجی دوجانبه از کشور i در کشور j در زمان t

FDI_{jt}: حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی کشور j در زمان t

M_{ijt}: حجم واردات کشور j از کشور i در زمان t

M_{jt} : کل واردات کشور j در زمان t

GDP_j و GDP_i : این دو متغیر اندازه، بنیه اقتصادی و ظرفیت تولیدی کشور را نشان می دهد. هرچقدر اندازه یک اقتصاد و ظرفیت تولیدی یک کشور بیشتر باشد، امکان تولید فزون تر با هزینه کمتر فراهم است. بدین طریق توان صادراتی کشور افزایش می یابد و همین امر موجب سرریز شدن سرمایه های خارجی به درون کشور می گردد. این سرمایه خارجی باعث ورود تکنولوژی پیشرفته به داخل گردیده است و بدین ترتیب سبک افزایش عرضه و تقاضای سرمایه های خارجی میان دو کشور، حجم FDI دوجانبه در کشور را افزایش می دهد (Nikbakht, z.L. ۲۰۱۱: ۱۰).

POP_j و POP_i : انتظار داریم ضریب متغیر جمعیت علامت مثبت داشته باشد. بدیهی است با افزایش جمعیت، عامل نیروی کار (نیروی انسانی، نیروی فیزیکی و سرمایه اجتماعی) در سطح کشور زیادتر می شود و هر چه این عامل قوی تر شود، بهره گیری از مقیاس اقتصادی داخل کشور بالاتر می رود و تولیدات داخل بیشتر می شود. بنابراین حجم سرمایه ورودی و سرمایه گذاری به داخل کشور افزایش می یابد. بدین ترتیب ضریب مورد انتظار متغیر جمعیت مثبت است.

DIS_{ij} : این متغیر فاصله جغرافیایی میان دو کشور را نشان می دهد. کاهش فاصله یا مسافت میان دو کشور، منجر به کاهش هزینه مبادلات بین المللی کالاها و خدمات می شود. در نتیجه مبادلات بین المللی و حجم سرمایه گذاری دوجانبه میان دو کشور افزایش می یابد. بنابراین انتظار می رود متغیر فاصله رابطه معکوسی با FDI_{ij} داشته باشد و ضریب مورد انتظار آن منفی می باشد.

DU و U_1 : این دو متغیر مجازی به ترتیب نشان دهنده یکپارچگی و همگرایی کشورهای عضو اکو و وجود مرزهای آبی میان کشورهای مذکور است. هنگامی مقدار متغیر DU عدد ۱ را می پذیرد که دو کشور میزبان و مهمان عضو همگرایی باشند. در غیر این صورت متغیر عدد صفر را می پذیرد. این متغیر نشان می دهد که کشورهای در نظر گرفته شده همگرا بوده اند و این همگرایی چه تاثیری بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی گذاشته است، انتظار داریم همگرایی میان کشورهای مذکور تاثیر مثبتی بر FDI گذاشته باشد. در این مطالعه کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی، کشورهای همگرا محسوب می شوند و بنابراین در تجارت با یکدیگر به متغیر مجازی همگرایی اقتصادی عدد یک داده می شود.

یافته های تحقیق و تجزیه و تحلیل آنها

در ابتدا به منظور برآورد مدل، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل، مورد آزمون قرار گیرد. زیرا مانایی متغیرها چه در مورد داده های سری زمانی و چه داده های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می شود. نوشتارهای اقتصادسنجی مرتبط با ریشه واحد بیانگر آن است که آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده های پانل نسبت به آزمون ریشه واحد سری زمانی دارای قدرت و صحت بیشتری است (Salimi Far, M and Dehnavi, J. ۲۰۰۹: ۷). بنابراین ضروری است یکی از پنج روش زیر برای آزمون ریشه واحد در داده های تابلویی مورد استفاده قرار گیرد.

آزمون لوین لین چو

آزمون ایم، پسران و شیم

آزمون برتونگ

آزمون فیشر

هادری

آزمون های ریشه واحد سری های چندگانه هستند که برای ساختارهای اطلاعات داده های پنل بکار رفته اند. در این آزمون ها روند بررسی مانایی همگی به غیر از روش هادری به یک صورت است و با رد H. عدم مانایی رد می شود و بیانگر مانایی متغیر است (Shahchra. M and Mirshahi, S. ۲۰۱۱: ۱۰۳). در این پژوهش برای بررسی مانایی جمعی^۱ متغیرها از آزمون های لوین لین چو، و آزمون فیشر استفاده شده است. تمام آزمون های این مطالعه در سطح ۹۵٪ (خطای ۵٪) انجام شده است. نتایج در جدول ۴-۱ ارائه شده است.

نتایج جدول (۴-۱) نشان می دهد که تولید ناخالص داخلی کشور مهمان با دو بار تفاضل گیری و تولید ناخالص داخلی کشور میزبان با یکبار تفاضل گیری مانا شده اند؛ در حالی که جمعیت کشور میزبان و مهمان و بدهی ناخالص خارجی دولت به درصدی از تولید ناخالص داخلی در

سطح مانا شده اند.

جدول ۱- آزمون های ریشه واحد

متغیرها	PP-FISHER Chi-square		ADF- FISHER Chi-square		Levin, Lin & Chut		
	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	
FDIijt	در سطح				۰.۰۰۰	-۳.۹۹	
	یکبارتفاضل گیری	۰.۱۵	۱۴۸.۳۶۳	۰.۱۹۵	۱۴۵.۷۲۳		
	دوبارتفاضل گیری	۰.۰۰۰	۱۸۸۳.۳۹	۰.۰۰۰	۷۲۰.۲۹۴		
GDPit	در سطح	۰.۸۰۱	۵۲.۴۳۳	۰.۵۹۹	۵۸.۵۹۳۳	۰.۱۰۷	-۱.۲۳۷
	یکبارتفاضل گیری	۰.۹۹۹	۸۶.۵۳۶	۰.۹۹۸	۸۸.۹۶۱	۰.۹۹۹	۳.۸۵۴
	دوبار تفاضل گیری	۰.۰۰۰	۶۴۳.۰۷۴	۰.۰۰۰	۴۴۹.۷۹۴	۰.۰۰۰	-۲۰.۷۴۹
GDPjt	در سطح	۱.۰۰۰	۶۳.۷۸۴	۱.۰۰۰	۵۹.۸۰۲	۰.۹۹۹	۳.۱۸۶
	یکبار تفاضل گیری	۰.۰۰۰	۴۳۶.۳۵۵	۰.۰۰۰	۶۰۳.۱۲۴	۰.۰۰۰	-۲۰.۸۹۹
POPit	در سطح	۰.۰۰۰	۳۳۵.۸۲۸	۰.۰۰۰	۲۷۷.۱۲۳	۰.۰۰۰	-۳۳.۸۵۶
POPjt	در سطح	۰.۰۰۰	۳۰۸.۴۰۳	۰.۰۰۰	۱۹۳.۰۳۳	۰.۰۰۰	-۲۶.۰۱۲

سرمایه گذاری مستقیم خارجی کشور در آزمون لوین در سطح مانا و در دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیشر با دوبار تفاضل گیری مانا شده است. با توجه به اینکه بعضی از متغیرها در سطح و برخی دیگر با دو بار تفاضل گیری ایستا شده اند، برای اطمینان از قابلیت استفاده متغیرها در مدل از آزمون هم جمعی تلفیقی^۱ استفاده می شود. زیرا در داده های تابلویی در صورت وجود هم جمعی میان متغیرها نیازی به ایستا کردن داده ها نیست و اگر آزمون ایستایی برای متغیرها رد شود برای استفاده از متغیرها باید آزمون هم جمعی انجام شود. بنابراین در شرایطی می توان به نتایج اعتماد کرد که متغیرها هم جمع باشند (Rahmani et al, ۲۰۰۵: ۱۹). برای بررسی وجود هم جمعی آزمون های مختلفی از جمله آزمون کائو^۲، آزمون پدرونی^۱ و آزمون فیشر^۲ وجود دارد.

۱- Panel cointegration test

۲- Kao

بنابراین در این پژوهش برای اثبات کاذب نبودن رگرسیون، آزمون هم جمعیتی کائو را انجام می دهیم. زیرا انجام آزمون پدرونی به دلیل زیاد بودن تعداد متغیرهای مدل و آزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده ها امکان پذیر نیست (۲۲: ۲۰۰۵, Rahmani et al). نتایج آزمون در جدول (۲-۴) آورده شده است.

جدول ۲- آزمون هم جمعیتی

آزمون هم جمعیتی کائو	آماره t	مقدار احتمال
مقادیر	۴.۲۰۱-	۰.۰۰۰

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون کائو وجود هم جمعیتی را تأیید می کند و نشان می دهد که متغیرهای مستقل مورد بررسی با متغیر وابسته هم جمع بوده و روابط بلندمدت تعادلی میان سرمایه گذاری مستقیم خارجی و متغیرهای مستقل مدل برقرار است.

پس از بررسی مانایی متغیرها و پیش از تخمین مدل باید اطمینان حاصل شود که رابطه رگرسیونی در نمونه مورد بررسی دارای عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن است یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهای مشترک و شیب مشترک در بین مقاطع پذیرفته می شود (Shahabadi & ۱۲: ۲۰۱۱, Havaj). اگر داده ها بصورت تلفیقی^۳ در مدل قرار گیرند، برای تمام مقاطع عرض از مبدا و شیب یکسانی در نظر گرفته می شود. در این حالت اثر مقاطع در نظر گرفته نشده است. بدین منظور آزمون F (آزمون چاو)^۴ مورد استفاده قرار می گیرد. در این آزمون ابتدا مدل را به روش OLS (بصورت نامقید) با عرض از مبدأهای مشترک و شیب های مشترک برآورد نموده و مجموع مجذور پسماندهای رگرسیون (S_p) را محاسبه می کنیم، سپس مدل را به صورت مقید با لحاظ فرض ناهمگنی عرض از مبداها در بین مقاطع و شیب های مشترک تخمین می زنیم و مجموع

۱- Perdoni

۲- Fisher

۳- Pooling Data

۴- Chow test

مجذور پسماند مقید (S_p) را بدست می آوریم. آماره F از طریق رابطه (۵) محاسبه می شود (Ashrafzadeh & Mehregan, ۲۰۰۸: ۷۷).

$$F = \frac{[S_p - S_e] / N - 1}{[S_e] / NT - N - K} \quad (۵)$$

در رابطه بالا N تعداد مقاطع، T دوره زمانی و K تعداد متغیرهای توضیحی مدل می باشد. در صورتی که مقدار F محاسبه شده از F جدول با درجه آزادی مشخص بزرگ تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر همگنی عرض از مبداهای یکسان رد می شود و لذا اثرات مقاطع پذیرفته شده و می بایستی عرض از مبداهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می توان مدل را از طریق داده های پانل برآورد کرد. اما اگر فرض H پذیرفته شود یعنی عرض از مبدا و شیب در تمامی مقاطع یکسان است و مدل را به روش OLS برآورد می کنیم. نتایج آزمون F در جدول (۴-۳) درج شده است:

جدول ۳- نتایج انتخاب میان پول یا پینل بودن داده ها

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره F در سطح ۰.۹۵
آزمون چاو	F	۱۱۶.۰۷۱	۱.۴۳

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج جدول (۴-۳) نشان می دهد که مدل با استفاده از داده های تابلویی قابلیت ادغام داشته است. در داده های تابلویی مشکل داده های مقطعی چون ناهمسانی واریانس در داده های تابلویی وجود دارد. به منظور بررسی ناهمسانی واریانس در مدل داده های تابلویی می توان با استفاده ماتریس واریانس-کوواریانس واریانس مقاطع مختلف را بدست آورد؛ به طوری که اگر عناصر روی قطر اصلی ماتریس واریانس-کوواریانس ناهمسان بودند ناهمسانی واریانس در بین مقاطع وجود دارد و برای رفع ناهمسانی واریانس از تخمین زننده WLS^۱ استفاده می شود. ماتریس واریانس-کوواریانس مدل در جدول (۴-۴) آورده شده است. نتایج نشان می دهد عناصر روی قطر اصلی ماتریس واریانس-کوواریانس متفاوت هستند و لذا باید وزن های معکوس واریانس

۱- Weighted least square

ناهمسان هر مقطع در برآورد حداقل مربعات لحاظ شده و به WLS رسید تا تخمین زنده های ناتور بدست آیند (۱۴: ۲۰۱۱، Shahabadi & Havaj).

جدول ۴- ماتریس واریانس- کوواریانس

	آلمان	چین	فراز سه	ایتالیا	سوئیس	تاجیکس تان	ترکیه	قرقیزس تان	آذربایجان	ایران	قزاقس تان	ترکمنستا ن
آلمان	۳.۹۱											
چین	۱.۷۵	۷.۳۸										
فرانسه	۲.۵۴	۴.۰۷	۶.۱۹									
ایتالیا	۲.۶۴	۲.۶۹	۳.۷۹	۳.۹۶								
سوئیس	۲.۶۹	۱.۹۰	۴.۶۷	۴.۰۵	۷.۷۶							
تاجیکستا ن	۲.۰	۱.۳۷	۳.۱۱	۲.۲۰	۲.۹۲	۷.۶۰						
ترکیه	۲.۰۴	۳.۷۱	۴.۴۲	۳.۴۱	۳.۹۸	۳.۱۶	۵.۳۵					
قرقیزستا ن	۲.۹۸	۱.۶۶	۳.۹۶	۱.۹۸	۳.۴۴	۳.۲۶	۳.۳۹	۹.۲۸				
آذربایجان	۲.۲۱	۲.۶۴	۲.۶۱	۲.۳۹	۱.۴۵	۲.۸۷	۳.۵۹	۲.۸۲	۲.۸۲			
ایران	۱.۷۱	۰.۹۵	۲.۰۴	۲.۱۸	۲.۳۳	۲.۵۴	۱.۴۶	۱.۴۹	۲.۲۲	۴.۳۹		
قزاقستان	۲.۶۴	۲.۵۹	۳.۹۳	۳.۱۲	۳.۶۰	۲.۳۷	۳.۳۱	۲.۶۹	۳.۴۷	۲.۶۶	۵.۱۷	
ترکمنستا ن	۱.۷۹	۰.۹۷	۳.۴۳	۲.۰۲	۲.۸۳	۲.۸۸	۲.۹۳	۴.۴۰	۱.۹۰	۱.۱۸	۱.۹۸	۹.۶۷

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از آنکه اطمینان حاصل شد مدل باید با استفاده از داده های تابلویی برآورد و تخمین گردد. مهم ترین موضوع، انتخاب روش تخمین مدل است. به بیان دیگر باید نشان داد که مدل امکان تخمین با اثرات ثابت یا تصادفی را داراست. در روش اثرات ثابت برای هر یک از زوج های تجاری (مقاطع) عرض از مبداهای متفاوت در نظر گرفته می شود که این عرض از مبداها مأموریت نشان دادن ویژگی های خاص هر یک از مقاطع را بر عهده دارند. اصطلاح اثرات ثابت ناشی از این حقیقت است که با وجود تفاوت عرض از مبدا میان مقاطع، عرض از مبدا های هر مقطع طی زمان تغییر نمی کند (عرض از مبدا اندیس ۱ ندارد). اما در مدل اثرات تصادفی مقاطع مورد مطالعه متعلق به جامعه ای بزرگ تر هستند و میانگین مشترکی برای عرض از مبدا دارند.

اختلاف در مقادیر عرض از مبدا هر مقطع در جمله خطای ε_i منعکس می شود. در جدول (۴-۵) نتایج آزمون هاسمن درج شده است. با توجه به نتایج مشاهده می کنیم که مقدار احتمال فرضیه صفر آزمون هاسمن در سطح ۵٪ یک بدست آمده است که این به معنای قبول فرضیه صفر مبنی بر استفاده از الگوی اثر تصادفی است. بنابراین مدل از اثرات تصادفی تبعیت کرده و روش اثرات ثابت یکجانبه برای برآورد مدل تایید گردیده است.

جدول ۵- نتایج انتخاب مدل اثرات ثابت یا تصادفی

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار احتمال
آزمون هاسمن	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

چون داده های تابلویی هم ابعاد مقطعی و زمانی را در برمی گیرند؛ بنابراین در تخمین مدل به منظور رفع ناهمسانی به تمامی مقاطع (کشورهای مورد مطالعه) وزن داده می شود و سپس برآورد صورت می گیرد. نتایج برآورد مدل به صورت جدول (۴-۶) گزارش داده شده است.

نتایج کلی تخمین بیانگر این است که بیش از ۵۰٪ متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل مدل توضیح داده شده است. از نظر آماری این ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار می باشند. براساس مدل تخمین زده شده از طریق اثرات تصادفی، ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی در دو کشور α و β از لحاظ آماری مثبت و معنادار بوده است. بنابراین طبق انتظار با افزایش تولید ناخالص داخلی، بنیه و توان اقتصادی کشور در جهت جذب سرمایه گذار و ارتقای سطح سرمایه گذاری کشور بالا رفته و در نتیجه حجم FDI دو جانبه افزایش یافته است. در واقع با افزایش ۱٪ تولید ناخالص داخلی در کشور میزبان، به میزان ۰.۸۳٪ سرمایه گذاری مستقیم خارجی دو جانبه افزایش می یابد. هم چنین با افزایش یک درصد GDP کشور مهمان، FDI به میزان ۰.۵۴٪ افزایش می یابد. براساس تئوری مساله، تولید ناخالص داخلی دو کشور α و β به عنوان نمادی از بنیه اقتصادی کشور میزبان و مهمان اثر مستقیمی بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی دو جانبه دارد.

این برآورد با تحقیقات انجام شده برای کشورهای در حال توسعه از نظر میزان تا حدودی متفاوت است، نیکبخت و همکاران در بررسی همگرایی میان کشورهای عضو D-8 ارقام مذکور

برای کشور میزبان و مهمان به ترتیب ۰.۶۰۵ و ۰.۶۲۱۵ برآورد کرده اند، نجار زاده و همکاران در بررسی نقش همگرایی بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در گروه منا ۱.۲۸ و ۰.۹ (۰.۹ تایید نشده است) برآورد کرده اند.

جدول ۶- ضرایب و آماره داده ها

متغیرهای توضیحی مدل	ضرایب اثرات ثابت	ضرایب اثرات تصادفی
LOG (GDPjt)	۰.۷۴ *۵.۶۸۷	۰.۸۳ *۱۱.۰۳
LOG (GDPjt)	۰.۵۵ *۴.۹۹	۰.۵۴ *۵.۵۰
LOG (POPit)	۰.۴۸ *۳.۶۰	۰.۲۱ *۱.۹۶
LOG (POPjt)	۰.۷۱۲ *۴.۳۳	۰.۷۱ *۴.۳۸
LOG (DISij)	-۰.۸۶ *-۴.۴۵	-۰.۸۸ *-۵.۰۲
Du	۰.۹۷ *۲.۲۸	۱.۲۵ *۳.۹۸
U _i	۰.۶۴ *۳.۰۹۸	۰.۶۶ *۳.۱۲
F	۱۷۱.۳۵۸	۳۱۸.۸۸۳
R ^۲	۰.۶۳	۰.۵۵
Adj.R ^۲	۰.۶۲	۰.۵۴

*معنی داری در سطح ۹۵٪ را نشان می دهد.

ماخذ: نتایج تحقیق

در مقایسه گروه اکو با گروه منا و D-۸ شباهتی میان اعداد گروه D-۸ و اکو دیده می شود که این موضوع به ناآگاهی اعضا از توانمندی های اقتصادی یکدیگر، بی نیازی به کالاها و تولیدات یکدیگر و کیفیت پایین کالاهای تولیدی به عنوان مشکلات سر راه همکاری گسترده گروه D-۸ و اکو نام برد (Rakkhah, ۲۰۰۴). متغیر جمعیت کشور میزبان و مهمان از لحاظ آماری مثبت و معنادار بوده است. مثبت بودن متغیر جمعیت کشور میزبان نشان می دهد هر اندازه جمعیت کشور میزبان افزایش یابد، قدرت جذب سرمایه از خارج بالاتر می رود و سطح سرمایه گذاری مستقیم

خارجی در کشور میزبان افزایش می یابد. کشش متغیر جمعیت کشور میزبان بسیار بالا می باشد؛ به طوری که با ارتقای ۱٪ در جمعیت کشور میزبان سطح سرمایه گذاری مستقیم خارجی ۰.۲۱٪ افزایش می یابد. مثبت بودن متغیر جمعیت کشور مهمان نیز این موضوع نشان می دهد با افزایش جمعیت، عامل نیروی کار که شامل نیروی انسانی، فیزیکی و سرمایه اجتماعی می شود، گسترده تر شده و با قوی تر شدن این عامل سطح تولیدات داخلی افزایش می یابد و فرصت و زمینه سرمایه گذاری در خارج ارتقا می یابد. در مدل حاضر با افزایش ۱٪ در جمعیت کشور مهمان، ۰.۷۱٪ حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی افزایش می یابد فاصله جغرافیایی میان دو کشور میزبان و مهمان از نظر آماری معنادار و منفی بوده است. ضریب متغیر فاصله جغرافیایی ۰.۸۸- شده است که بیانگر رابطه معکوس فاصله جغرافیایی با سرمایه گذاری مستقیم خارجی است. با کاهش فاصله جغرافیایی میان دو کشور، هزینه مبادلات بین المللی کالاها و خدمات کاهش می یابد در نتیجه مبادلات تجاری و حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی دو جانبه افزایش می یابد. متغیر مجازی DU و U^1 از لحاظ آماری مثبت و معنادار شده اند. مثبت بودن U^1 نشان می دهد میان کشورهای که از نظر آبی مرز مشترکی دارند رابطه مستقیمی با حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی دارند. در برآورد لطفعلی پور و همکاران مقدار این متغیر به همراه چند متغیر مجازی دیگر به صورت جمعی در مدل آورده شده است. متغیر DU نشان می دهد که همگرایی میان کشور ایران با ۶ کشور دیگر عضو موفقیت آمیز بوده است، و همگرایی میان کشورهای عضو اکو باعث افزایش حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی شده است.

۵- جمع بندی

در کشورهای در حال توسعه که توانایی پیوستن به بازارهای جهانی را ندارند، یکپارچگی و همگرایی های منطقه ای زمینه ساز دریافت تکنولوژی بیشتر برای رقابت با بازار جهانی است. این مطالعه با هدف تجزیه و تحلیل ارتباط میان یکپارچگی اقتصادی با حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی متقابل به تحلیل اطلاعات آماری و برآورد مدل تجربی پرداخته است. تحلیل داده های آماری حاکی از آن است که همگرایی میان کشور ایران با ۶ کشور دیگر عضو سازمان همکاری اقتصادی موفقیت آمیز بوده است. به بیان دیگر، نتایج برآورد مدل نشان داده است که همگرایی میان کشورهای ایران، آذربایجان، ترکیه، تاجیکستان، قزاقستان، قرقیزستان و ترکمنستان که همگی

عضو سازمان همکاری اقتصادی اکو هستند، باعث افزایش حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی شده است. در نتیجه یکپارچگی میان کشورهای منطقه اکو تاثیر مثبتی بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی متقابل میان این کشورها دارد. نتایج برآورد مدل نشان می دهد متغیرهای توضیحی توانسته اند بیش از ۵۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند که این امر نشان دهنده تصریح مناسب مدل می باشد. در رابطه با ضرایب تخمین زده شده برای هر یک از متغیرها همانگونه که مشخص است، تمامی ضرایب متغیرهای مدل در سطح ۹۵ درصد معنی دار می باشند. دی مایرو (۲۰۰۰)^۱ نیز در بررسی اثر همگرایی بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی میان کشورهای اتحادیه اروپا با کشورهای اروپای شرقی و غربی این مقدار را ۵۷٪ برآورد کرده است و لیندن و لدیوا (۲۰۰۶)^۲ در مطالعه اثر همگرایی بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی در شش کشور همگرا با کشور روسیه در ۴ الگوی متفاوت مقدار R^2 را ۵۱٪، ۵۷٪، ۴۳٪ و ۵۴٪ برآورد کرده اند. از طرف دیگر متغیرهای اندازه اقتصادی، جمعیت، مسافت و مرز آبی مشترک، متغیرهای مهم و اثرگذار بر حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی متقابل منطقه اکو می باشد.

با توجه به اینکه سرمایه های خارجی به عنوان منبع انتقال تکنولوژی های جدید و شبکه های بازاریابی به شمار می رود، فراهم کردن بسترهای مناسب برای جذب بیشتر این سرمایه ها اهمیت بسزایی دارد. لذا پیشنهاد می شود با همکاری و هم پیوندی اقتصادی مستحکم تر میان کشورهای منطقه اکو از طریق توسعه بازارهای مالی، بهبود زیرساخت ها، اصلاح کارکرد نهادها و کاهش تعرفه های گمرکی زمینه افزایش انتقال سرمایه های خارجی فراهم گردد.

references

- ۱- Ashraf zadeh, H. Mehregan, N. (۲۰۰۷). " Panel data econometrics", Tehran, Cooperative Research, First Edition. (In Persian).
- ۲- Azerbaijani. K. (۲۰۰۱). "Globalization, regional economic integration and its impact on developing countries of the Caspian Sea and the Caucasus", Economic Research Journal, No. ۶۱, pp. ۱۴۹-۱۶۹. (In Persian).

۱- Di Mauro, F.

۲- Ledyeva, S & Linden, M.

- ۳- Bergstrand, J. (۱۹۸۵). "The gravity equation in international trade: some microeconomic foundation and empirical evidence", *The Review of Economics and Statistics* ۶۷, pp. ۴۷۴-۴۸۱.
- ۴- Daude, C. Stain, E. Yeyati, E. (۲۰۰۳). *Regional integration and the location of FDI*", inter-American development bank, Banco Interamericano de Desarrollo (BID), pp. ۳-۳۳.
- ۵- Di Mauro, F. (۲۰۰۰). "The impact of economic integration on FDI and exports, a gravity approach, center of European policy students (CEPS), pp. ۱-۱۳.
- ۶- Egger, P, Pfaffermayr, M. (۲۰۰۲). "Foreign Direct Investment and European Integration in the ۹۰'s", Institute of public finance, university of innsbruck, pp. ۱-۱۰.
- ۷- Folfas, D. (۲۰۱۱), " FDI between EU member states, gravity model and taxes", participation in ETSG conference at insitute of international Economics, pp. ۱-۱۶.
- ۸- Fotros. Mohammad Hassan. M. Emami. (۲۰۱۱). "examine the factors affecting foreign direct investment, with an emphasis on patent", *Monthly review of economic policy issues*, No. ۱۲, pp ۵۳-۷۲.
- ۹- Hasniche Karimi, H. (۲۰۰۵). "Globalization, Economic Integration and Trade Potential: The Gravity Model in Iranian business analysis", *Journal of Economics and Trade*, New, Number ۵, Summer, pp. ۱۱۸-۱۲۹. (In Persian).
- ۱۰- Head, K, and Mayer, T. (۲۰۱۲). " Gravity, market potential and economic development", *journal of economic geography*, pp. ۱-۱۴
- ۱۱- Hein, P and et al. (۱۹۹۹). "Foreign Direct investment and European integration", implications for CEEC, NO, ۸۹۰.
- ۱۲- Helpman, E. (۱۹۸۴). " A simple theory of international trade with multinational corporations", *the journal of political economy*, vol.۹۲, NO. ۳, PP, ۴۵۱-۴۷۱
- ۱۳- Jalali, S,M and Soleimani, S. (۲۰۰۸). "Convergence of trade with ECO countries", *Economic Research Journal*, Year VI, No. IV.
- ۱۴- Ledyeva, S. and Linden, M. "Testing for foreign direct investment gravity

- model for Russian regions", department of business and economics, university of Yoensuu, January ۲۰۰۶, pp. ۱-۲۸
- ۱۵- Najar zade, reza. Shaghaghi shahri, V. (۲۰۰۶). "Regional integration and its impact on foreign direct investment (Case of Islamic Countries member MENA)", Journal of Economic Research, No. ۷۲, pp. ۳۳۷-۳۶۲. (In Persian).
- ۱۶- Najar zade, reza. Shaghaghi shahri, V. (۲۰۰۶). "Regional integration and its impact on foreign direct investment and economic growth (Case of Islamic Countries member MENA)", Journal of Economic Research, No. ۳. Pp. ۶۸-۸۹. (In Persian).
- ۱۷- Nikbakht. Z, Nikbakht, L. (۲۰۱۱). "Analysis of economic integration (bilateral foreign direct investment) in countries D-۸", Journal of Economic way of thinking, summer, pp. ۱۴۱-۱۶۱. (In Persian).
- ۱۸- Rahimi Boroujerdi, A. (۲۰۰۶). "Economic integration (regional trade arrangements and Common Markets)" Tehran, Samt Publication, First Edition, summer. (In Persian)
- ۱۹- Rahmani, M and et al. (۲۰۰۵). "business formation of regional block in center of the continent of Asia", Journal of Business Research, No. ۳۸, Spring ۱۳۸۵, pp. ۲۱۳-۲۳۶. (In Persian).
- ۲۰- Salimi Far, M and Dehnavi, J. (۲۰۰۹). "Comparing the Environmental Kuznets Curve in OECD countries and developing countries: analysis based on panel data", Journal of Knowledge and Development, in Issue ۲۹, Pages ۱۸۱-۲۰۰. (In Persian).
- ۲۱- Salvatore, D. (۲۰۰۶). " International economics", Arbab, H, Tehran, Ney publication, No.۶.
- ۲۲- Shah abadi, A. Havaj, S. (۲۰۱۱). " The effect of foreign direct investment and import of technology through innovation". Journal of Rahe andishe Economics research, No ۴, pp. ۱-۲۰ (In Persian).
- ۲۳- Shahabadi. A. and Havaj. D. (۲۰۱۱). "The effect of technology spillover from FDI and imports on innovation", Journal of the idea, Pages ۱-۱۹. (In Persian)
- ۲۴- Shahchra. M and Naeni, S. (۲۰۱۱). "The effects of monetary policy shocks on the Iranian banking network utilities", Journal of Economic Way of Thought, pp. ۹۱-۱۱۸. (In Persian)
- ۲۵- Tusi, M. et al. (۲۰۱۰). "Regionalism works on business development in Iran", Journal of Agricultural Economics, Volume ۴, Issue ۴, Pages ۱۳۱-۱۵۷ (In Persian).



شپوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی