فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۰، شماره ۱، بهار ۱۳۹۲، صفحات ۱۶۶- ۱۳۱

بررسی نظریه‌ی لیندر تحت نظام‌های مختلف نرخ ارز در کشورهای عضو BRICS در قالب مدل جاذبه (رویکرد سیستمی در داده‌های تابلویی)

مهدی فدائی، اصغر ابوالحسنی هستیانی و بیتا شایگانی*

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۸/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۰

چکیده:

هدف از نگارش مقاله‌ی حاضر بررسی نظریه‌ی لیندر در مورد مشابهت اقتصادی کشورهای عضو گروه همکاری BRICS تحت نظام‌های ارزی مختلف (شناور آزاد، شناور مدیریت شده، میخکوب شده خزنده و میخکوب شده) است. کشورهای مورد بررسی در این تحقیق مشتمل بر ۵ کشور برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی، طی دوره‌ی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۱ است که با استفاده از مدل جاذبه‌ی تعمیم یافته و روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM) انجام شده است. آزمون‌های ریشه‌ی واحد جمعی برای داده‌های ترکیبی پویا، سارگان و همبستگی سریالی به ترتیب جهت بررسی مانائی متغیرها، عدم همبستگی ابزارها با جزء اخلال و اعتبار ابزارها و محدودیت‌های گشتاوری انجام شد. نتایج بررسی در این تحقیق نشان داد در این گروه اقتصادی اعمال نظام ارز شناور تأثیر معناداری بر جریان تجارت نداشته است. نظام ارز شناور مدیریت شده تأثیر معنادار و معکوس و نظام‌های میخکوب شده خزنده و میخکوب شده تأثیر معنادار و مثبتی بر جریان تجارت داشته است. نظریه‌ی لیندر تحت نظام‌های ارزی مختلف اعمال شده در این گروه همکاری اقتصادی منطقه‌ای مورد تأئید قرار گرفت.

طبقه‌بندی JEL: *E52، F15، R10*

واژه‌های کلیدی: *نظریه‌ی لیندر، مشابهت اقتصادی، نظام‌های ارزی، همکاری تجاری منطقه‌ای، مدل جاذبه‌ی تعمیم یافته، کشورهای عضو BRICS*

* به ترتیب، استادیار، دانشیار و استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور.
(fadaeemahdi@phd.pnu.ac.ir)

۱- مقدمه

جهانی‌شدن فرایندی است که در مسیر آن مرزها رفته‌رفته از بین می‌روند و همزمان مبادلات بین‌المللی و تعاملات فراملی افزایش می‌یابند. تحول ساختاری در اقتصاد جهانی از مهم‌ترین تأثیرات فرآیند مذکور است که موجبات افزایش وابستگی متقابل اقتصادی را فراهم آورده و شرایط احتیاج دهکده‌ی اقتصاد جهانی را تسهیل می‌کند. از جمله واکنش‌های انفعالی کشورها برای مقابله با پدیده‌ی جهانی شدن، یکپارچگی اقتصادی و ترتیبات اقتصادی، تجاری و منطقه‌ای است. نزدیکی کشورهایی که در یک منطقه قرار دارند، به واسطه‌ی فاصله‌ی کوتاه‌تر و کاهش هزینه‌ی حمل‌ونقل ازیک سو و وجوه مشترک دیگری مانند فرهنگ، زبان، دین و ... ازسوی دیگر، می‌تواند یکپارچگی‌های اقتصادی مختلفی را برای کشورهای جهان حاصل کند و موجبات تمایل بیشتر آنها را به همکاری‌های اقتصادی و تجاری فراهم آورد. به علاوه در این زمینه، عوامل و شرایط اقتصادی مشابه نیز می‌تواند مبنای تشکیلات ترتیبات تجاری ممکن باشند. ابزارهایی که در منطقه گرایی و یکپارچگی اقتصادی و منطقه‌ای به کار می‌روند مشابه ابزارهای فرایند جهانی‌شدن هستند. به عبارت دیگر عواملی که سبب یکپارچگی اقتصادی کشورهای یک منطقه می‌شوند، شامل تجارت آزاد، سرمایه‌گذاری‌های درون منطقه‌ای، فرایند تخصصی‌کردن تولیدات توسط شرکت‌های فراملی و حذف منابع تجاری و ... است که می‌توان آنها را در بحث جهانی‌شدن اقتصاد نیز مؤثر دانست. یکی از خصوصیات مشترک میان این دو، ایجاد فضای رقابتی است که میان کشورهای همگرا شده حاصل می‌شود و منجر به ماندگاری اقتصادهایی خواهد شد که از قدرت اقتصادی و رقابتی بالاتری برخوردار باشند. این رقابت در بحث جهانی‌شدن شدیدتر بوده و اهمیت زیادی دارد؛ درحالی‌که درون یک منطقه به واسطه‌ی شرکای کمتر، رقابت از فشردگی کمتری برخوردار است و می‌تواند محکی برای اقتصادهای ضعیف‌تر باشد تا قدرت اقتصادی، توان تجاری و مزیت رقابتی خود را برای مقیاس وسیع‌تری هم‌چون اقتصاد جهانی به بوته‌ی آزمایش بسپارند. روی آوردن به یکپارچگی‌های اقتصادی و منطقه‌ای می‌تواند یکی از راه‌های مقابله با فرایند جهانی‌شدن باشد. همچنین از این طریق مزیت رقابتی در بازارهای مختلف تقویت می‌شود و افزایش سرمایه گذاری درون منطقه را به همراه می‌آورد و از طریق افزایش حجم مبادلات تجاری، رقابت اقتصادی را افزایش می‌دهد و مقدمات رشد و توسعه‌ی اقتصادی را

فراهم می‌آورد (شکیبائی و سعید، ۱۳۹۱: ۷۸). طولانی شدن فرآیند جهانی شدن، کشورهایی را که خواهان آزادسازی تجارت بودند بر آن داشت تا به منطقه گرایی به عنوان راه حلی برای تجارت خارجی خود روی آورند، زیرا آزادسازی به روش منطقه گرایی کم هزینه‌تر و قابل دسترس تر از طریق جهانی شدن است (سوری، ۱۳۹۳: ۳۸). یکی از گروه‌های بزرگ اقتصادی نوظهور بریکس[۱] است که در سال ۲۰۰۱ و در حاشیه نشست سالانه سازمان ملل شکل گرفت. برخلاف نظریه‌های سنتی که تجارت را ناشی از مزیت مطلق یا مزیت نسبی یک کشور در تولید کالاها می‌دانستند یا این که معتقد بودند وفور عوامل با ایجاد مزیت نسبی، کالاهای قابل صدور را برای یک کشور مشخص می‌کند، لیندر[۲] (۱۹۶۱) این فرضیه را مطرح می‌سازد که شباهت تقاضا در کشورها تعیین‌کننده تجارت آن‌ها با یکدیگر است. وی سطوح درآمد سرانه را شاخص مشابهت تقاضا در نظر می‌گیرد. براساس این فرضیه افزایش شکاف درآمد سرانه بین دو کشور باعث کاهش حجم تجارت این دو کشور با یکدیگر می‌شود. سوال اصلی این پژوهش این است که آیا مشابهت اقتصادی کشورها تحت نظام‌های ارزی مختلف، تأثیری بر سطح تجارت متقابل کشورهای عضو همکاری تجاری منطقه‌ای دارد؟ پژوهش حاضر با هدف تحلیل و بررسی آزمون فرضیه‌ی لیندر تحت اعمال نظام‌های ارزی مختلف بر تجارت متقابل کشورهای عضو گروه BRICS طی دوره‌ی ۲۰۱۳-۲۰۰۱ و بر اساس داده‌های ترکیبی و به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM SYS) انجام شده است. در این راستا این مطالعه در چهار بخش کلی ساماندهی شده است. ابتدا مروری بر ادبیات نظری و پیشینه‌ی تحقیق انجام شده؛ سپس به تصریح الگوی و مدل تجربی و متغیرهای مورد بررسی پرداخته و نهایتاً تجزیه و تحلیل، جمع بندی و نتیجه گیری ارائه شده است.

---

[۱] گروه BRICS یک گروه همکاری اقتصادی و سیاسی بین‌المللی متشکل از کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است که حدود ۳۰ درصد مساحت و ۴۲ درصد از جمعیت جهان را به خود اختصاص داده‌اند.

[2] Linder

۲- مبانی نظری تحقیق

نرخ ارز یکی از عوامل بسیار مهم و موثر بر تراز تجاری کشورهاست؛ که جهت و میزان تأثیر آن بر تراز تجاری کشور، از موضوعات بسیار با اهمیت است. بر اساس نظریه‌های اقتصادی کاهش ارزش پول[۳] ملی در برابر ارزهای خارجی از مهمترین عوامل بهبود تراز پرداخت‌ها در نظر گرفته می‌شد، ولی فروپاشی نظام برتن وودز در سال ۱۹۷۳ و برقراری نظام نرخ ارز شناور، نشان داد که نظریه‌ی سنتی اثرگذاری مثبت تضعیف ارزش پول داخلی بر تراز تجاری می‌تواند در کوتاه مدت نتیجه‌ای معکوس به همراه داشته باشد. لیندر (۱۹۶۱)[۴] یک رهیافت طرف تقاضا را مطرح کرده و پیشنهاد می‌کند که کشورها، کالاهایی را تولید می‌کنند که به آن نیاز داشته و مصرف می‌کنند و مازاد آن را مصرف می‌کنند و از طرف دیگر کشورهایی که علاقه به واردات این مازاد عرضه دارند باید الگوی تقاضای مشابهی داشته باشند و اصل همپوشانی تقاضاها و ظرفیت تولید توضیح می‌دهد که چرا تجارت باید بین کشورهایی که وفور عوامل یکسان دارند در جهان اتفاق بیفتد. فرضیه‌ی لیندر بیان می‌کند که درآمد سرانه مهمترین عامل تعیین کننده‌ی ساختار تقاضای یک کشور است و به همین ترتیب اگر درآمد سرانه هر کشوری افزایش یابد تجارت آن کشور با سایر کشورهای مشابه (از لحاظ درآمد سرانه) افزایش می‌یابد. طی سال‌های دهه‌ی۱۹۸۰و۱۹۹۰ نظریه‌های تجارت توسعه یافته و رهیافت جدیدی در الگوهای تجارت جهانی ایجاد شد. کروگمن[۵] (۱۹۹۰) «نظریه‌ی جدید تجارت»[۶] را پیشنهاد کرد که مکمل نظریه‌های دیگر همچون هکشر- اوهلین- ساموئلسون (HOS) یا لیندر است. این نظریه، مبتنی بر فروضی از جمله بازگشت نسبت به مقیاس فزاینده، تفاوت در محصول و رقابت ناقص است که وجه تمایز آن با مدل‌های قبلی است. نظریه‌ی جدید تجارت نقش عمده‌ای در توسعه چارچوب نظریه‌های تجارت براساس مدل جاذبه[۷] تجارت (که به طور گسترده‌ای در آزمون عوامل جریان تجارت به کار گرفته می شود) ایفا کرده است.

---

[3] Devaluation of Money
[4] Linder
[5] Krugman
[6] New Theory of Trade
[7] Gravity Model

تا پیش از دهه‌ی ۱۹۶۰ نظریه‌های تجارت بر جانب عرضه متکی بودند و نظریه‌ی هکشر- اوهلین به عنوان مقتدرترین نظریه بر نقش وفور عوامل تولید به عنوان تعیین کننده‌ی الگوی تجارت و مزیت نسبی تأکید می‌ورزید. براساس این نظریه کشورهایی که از وفور نسبی نیروی کار برخوردارند، باید به تولید و صادرات کالاهای کاربر بپردازند و در این بخش تخصص یابند. نیاز خود به کالای سرمایه بر را نیز از طریق واردات از کشورهایی که سرمایه‌ی سرانه بالاتری دارند برطرف نمایند. این نظریه بر فروض مختلفی از جمله یکسان بودن الگوی مصرف و فناوری در کشورهای درگیرتجارت، بازدهی ثابت به مقیاس و با شرایط رقابتی و برگشت ناپذیری شدت به کارگیری عوامل تولید استوار است. این نظریه علاوه بر این که به خوبی مزیت نسبی را بر اساس وفور عوامل تولید توجیه می‌نماید، بر اساس نظرساموئلسون، تساوی سطح مطلق پاداش عوامل را در سطح کشورهای درگیر تجارت تضمین می‌نماید.

آزمون‌های لئون تیف در ۱۹۵۴ و ۱۹۵۶ در مورد صادرات و واردات ایالات متحده نشان داد که برخلاف انتظار واردات کشور آمریکا سرمایه بر است، درحالی که سرمایه‌ی سرانه‌ی آن از سایر کشورها بیشتر بود. بهاراواج[8] (۱۹۶۲) نیز در مطالعه الگوی تجاری هند دریافت که رابطه‌ی تجاری هند با ایالات متحده با نظریه‌ی هکشر- اوهلین ناسازگار است. به طورکلی تناقض لئون تیف نقطه عطفی درشکل گیری نظریات جدید تجاری به شمار می‌آید. هرچند که هم لئون تیف و هم دیگران توجیهاتی در مورد سازگاری نظریه‌ی هکشر- اوهلین با الگوی تجاری کشورهای مورد آزمون ارایه داده‌اند که مهمترین آن‌ها تفاوت بهره‌وری نیروی کار آمریکا با سایر کشورها، برگشت شدت به کارگیری عوامل، تورش تقاضا، وفور منابع طبیعی در آمریکا، هزینه‌های حمل و نقل و تعرفه و نادیده انگاشتن نقش سرمایه‌ی انسانی است. علاوه بر آن رواج تجارت در کشورهای شمال - شمال نشان دهنده‌ی آن است که نظریه‌ی هکشر- اوهلین فاقد قدرت توضیح دهندگی لازم در مورد رفتار تجاری است و نتایج مطالعات تجربی نیز با نظریه‌ی هکشر- اوهلین ناسازگاری داشته است. برای حل ناسازگاری‌های تجربی با این نظریه تلاش‌های گسترده‌ای صورت گرفته تا با حفظ هسته‌ی اصلی این نظریه، اصلاحات و صورت بندی‌های

[8] Bharawaj

جدیدی ارائه شود. از این رو ویرایش‌های متعددی از قبیل ویرایش هکشر- اوهلین - ونک (HOV) و ویرایش هکشر - اوهلین - چامبرلین (HOC) شکل گرفته تا این نظریه را در صورت نقض فرض یا فروضی از قبیل فرض دو کشور- دو عامل - دو کالا یا فرض بازدهی ثابت به مقیاس تعمیم دهند.

نکته‌ی بدیع نظریه‌ی لیندر، تأکید آن بر جنبه‌های پویای رابطه بین تجارت و توسعه است. فرایند رشدی که در هر کشور اتفاق می‌افتد، ساختار تقاضای آن را دستخوش تحول می‌نماید و در نتیجه هم دامنه‌ی صادرات بالقوه و هم دامنه‌ی صادرات واقعی تغییر می‌نماید. این نظریه می‌تواند تغییرات الگوی تجاری را درطول زمان تبیین نماید. بر اساس این نظریه، حوزه‌ی تجارت بالقوه و تجارت واقعی با مجموعه‌ای از عوامل مشخص می‌گردد که برخی از آنها نیروهای تجارت آفرین‌اند و موجب توسعه این حوزه می‌شوند و شماری دیگر، حائل و مانع هستند و موجب ایجاد محدودیت می‌شوند. مجموعه‌ی این عوامل پایه‌های نظری پیش بینی رفتار تجاری را پی‌ریزی می‌نمایند. کالاهایی که مورد تقاضای شدید قرار دارند، مجموعه کالاهای صادراتی را تشکیل می‌دهند و کالاهایی که کمتر مورد تقاضا قرار گیرند کالاهای وارداتی را تشکیل می‌دهند. این نگرش حاوی نوعی استدلال است که می‌تواند تجارت درون بخشی را نیز توضیح دهد. بر اساس نظر لیندر، مختصات تقاضای دو کشور، عامل قطعی و اصلی تعیین حوزه‌ی تجاری بالقوه‌ی آن دو کشور است. این ایده هسته‌ای لیندر، بخش عمده‌ای از ادبیات تجاری پس از خود را دچار تحول نموده است. دراین نظریه، رقابت انحصاری نیز به عنوان عامل فرعی و غیرقطعی برای رشد تجارت درون صنعتی معرفی می‌شود. این عامل وقتی مؤثر است که کالاها با هم اختلاف داشته باشند؛ خواه این اختلاف‌ها واقعی باشند یا در اثر تبلیغات ایجاد شوند. لیندر تحلیل می‌نماید که تعیین کننده‌ی اصلی ساختار تقاضا درهر کشور، نمای[9] در آمد سرانه است و میانگین در آمد سرانه- به ویژه درکشورهایی که دارای توزیع درآمدی پراکنده است- نمی‌تواند تعیین کننده‌ی خوبی برای ساختار تقاضا باشد، ولی چون دسترسی به توزیع درآمد سرانه‌ی کشورهای مختلف، بسیار مشکل است، از این رو برای تعیین ساختار تقاضا به میانگین درآمد سرانه اکتفا می‌شود. او برای توجیه نقش درآمد سرانه در ساختار تقاضای هرکشور از مفهوم کشش درآمدی تقاضای کالاها بهره می‌جوید (لیندر،

[9] mode

۱۹۶۱: ۹۴). همان گونه که از قانون انگل[10] نیز استنباط می‌شود، با افزایش درآمد سرانه، کالاهای با کیفیت تر و لوکس به مثابه کالاهای ضروری تلقی می‌شوند و کالاهائی که قبلاً ضروری تلقی می‌شدند، در سبد کالاهای پست قرار می‌گیرند و در نتیجه تقاضا برای کالاهای با کیفیت‌تر افزایش می‌یابد. بر اساس درجه‌ی نمایندگی تقاضا، اگر پتانسیل تولیدی کشور بیش از نیاز داخلی باشد، صادرات صورت می‌گیرد و گرنه این نیازها از طریق واردات برآورده می‌شوند. نکته‌ی این تحلیل این است که کشورهای درگیر تجارت دارای ساختار تقاضای مشابه و در نتیجه توزیع درآمد سرانه مشابه‌اند و با اندکی تسامح می‌توان گفت که هرچه میانگین درآمد سرانه دو کشور به هم نزدیک‌تر باشد، احتمال وقوع تجارت بین آن دو کشور بیشتر است. تکامل نظری در تحلیل تقاضا در مدل‌هایی که با الهام از نظریه‌ی لیندر شکل گرفته‌اند، حول سه محور انجام شده است (فیلات و همکاران[11]، ۲۰۰۴: ۳۲۶):

الف) همبستگی بین سطح درآمد و نوع تقاضایی که بر اساس ترجیحات مصرف کننده شکل می‌گیرد، برحسب کیفیت و ویژگی‌های کالاست نه بر حسب کمیت و مقدار. با این رویکرد به سادگی می‌توان توضیح داد که چرا وقتی سطح درآمد افزایش می‌یابد، به همان میزان که تنوع فهرست کالاهای مورد تقاضا افزایش می‌یابد، کیفیت و سطح تجملات آن نیز ارتقا می‌یابد. ب) الگوی ترجیحات افراد ناهمنواخت[12] است و رشد درآمد، تغییرات ساختاری را تشدید می‌کند. بر اساس این منطق، تغییر در ساختار تقاضا مستلزم تغییر در ترکیب تجارت است و هر چه ماهیت ناهمنواختی تقاضا شدیدتر باشد، شدت تجارت بین کشورهایی که دارای درآمد سرانه مشابه‌تری باشند نیز، بیشتر است. ج) توزیع درآمد در الگوی ترجیحات بین کشورها، در امکان همپوشانی تقاضا بین آنها، نقش مهمی ایفا می‌نماید و عامل تعیین تنوع و کیفیت کالاهایی است که تجارت می‌شوند. وقتی که توزیع درآمدی بین دو کشور و همچنین سطح درآمد سرانه بین آنها برابر باشد، همپوشانی تقاضا افزایش می‌یابد، اما وقتی که درآمد سرانه برابر باشد در حالی که توزیع درآمدی، در دو کشور نابرابر باشد؛ دامنه‌ی تغییرات کیفی کالاهای تجاری گسترده‌تر خواهد شد و نوعی تفکیک و تمایز عمودی[13] پدیدار خواهد شد. بنابراین هنگامی که چولگی

[10] Engel’s law
[11] Fillat – Castejon and Serrano- Sanz
[12] Non- homothetic
[13] Vertical differentiation

توزیع درآمد به نفع ثروتمندان باشد، کالاهای با کیفیت بهتر تجارت می‌شود وگرنه کالاهای کم کیفیت نقش بیشتری در تجارت خواهند داشت. بدین ترتیب، پراکندگی درآمدی در نوع کالاهای تجاری نقش به سزایی دارد ولی همان گونه که بیان شد دسترسی به آمار پراکندگی‌های درآمدی کشورها و همچنین وارد کردن آنها در الگو، کار را بسیار دشوار می‌سازد. از نظر لیندر کشورهای کوچک‌تر بیشتر با کشورهای بزرگ‌تر تجارت دارند تا با کشورهای کوچک‌تر. بر اساس این نظریه لیندر، یکی از نیروهای تجارت آفرین را می‌توان تنوع محصولات قلمداد نمود. گرچه تنوع محصولات درکار لیندرچندان مورد تأکید واقع نشده است، اما میزان تجارت با حجم اقتصاد و اندازه‌ی بازار ارتباط مستقیم دارد. بنابراین، علت این که کشورهای کوچک‌تر با کشورهای بزرگ‌تر رابطه تجاری بیشتری دارند، به دلیل تنوع محصولات و اندازه‌ی بازار آنهاست (همان ۳۲۸).

مطالعات دیگری که براساس نظریه‌ی لیندر انجام شده، نشان می‌دهد، اندازه‌ی بازار، از شرایط اساسی افزایش امکان تنوع است و حجم کمّی و کیفیت تخصص گرایی کشور را نشان می‌دهد. لیندر سه عامل را به عنوان نیروهای بازدارنده‌ی صریح تجاری شناسایی نموده است که عبارتند از: استفاده از عوامل تولید کمیاب درکالاهایی که مورد تقاضا قرار گرفته؛ فاصله‌ی دو کشور؛ و موانعی که سیاستگذاران در مسیر تجارت ایجاد می‌نماید.

از سوی دیگر مطالعات اخیر نشان می‌دهد که توسعه‌ی همکاری‌های تجاری منطقه‌ای بر رابطه‌ی قیمت کالاهای نهائی وارداتی تأثیر گذاشته و عکس العمل آن را نسبت به نرخ ارز کمتر می‌کند به صورتی که یکپارچگی تجاری باعث ایجاد حساسیت و عکس العمل بیشتر صادرکنندگان نسبت به قیمت‌های رقبای خویش شده و رابطه بین قیمت کالاهای نهائی وارداتی و نرخ ارز کمتر می‌شود (گاست و همکاران[۱۴]، ۳۱۲:۲۰۱۰). براساس نظریه‌ی اتحادیه‌ی گمرکی یکپارچگی تجاری منطقه‌ای کشورها بر اساس دو مفهوم اثر ایجاد تجارت (افزاینده‌ی رفاه) و اثر انحراف تجارت (کاهنده‌ی تجارت) ارزیابی می‌شود و مشخص نیست بعد از ادغام در گروه همکاری‌های تجاری منطقه‌ای یا یکپارچگی کدام اثر غالب خواهد شد (همان، ۳۱۳).

[14] Gust et al

استفاده از مدل‌های جاذبه، روش دیگری برای مطالعه‌ی طرح‌های یکپارچگی اقتصادی است که توسط تین برگن[۱۵] و لینمان[۱۶] وارد اقتصاد شده و از آن برای مطالعه‌ی قابلیت یکپارچگی اقتصادی کشورها، توان بالقوه‌ی تجاری[۱۷]، اندازه گیری اثرات انحراف و ایجاد تجارت، اندازه گیری اثرات فاصله بر حجم تجارت و به دنبال آن قضاوت در مورد خصوصیات شرکای تجاری بر اساس فاصله‌ی آنها از یکدیگر، یا قرار گرفتن در یک ناحیه‌ای از یک قاره استفاده می‌شود. تین برگن (۱۹۶۲) معادله جاذبه را جهت استفاده از الگوهای استاندارد تجارت معرفی کرد. بر مبنای مدل وی مهمترین عوامل تعیین کننده‌ی تجارت بین دوکشور تولید ناخالص ملی و فاصله‌ی جغرافیایی بین دو کشور بود. بر اساس این مدل، میزان صادرات کشور می‌تواند بستگی به اندازه‌ی اقتصاد، میزان واردات یک کشور و هزینه‌های حمل و نقل داشته باشد که تولید ناخالص ملی را شاخصی از اندازه‌ی اقتصاد و مسافت را یک جایگزین برای هزینه‌های حمل و نقل در نظر گرفت. در مطالعه‌ی لینمان (۱۹۶۶) مدل جاذبه با جزئیات بیشتری تحلیل شد؛ به این صورت که عوامل مذکور را شامل همه‌ی عوامل عرضه‌ی بالقوه برای کشور صادر کننده و همه‌ی عوامل تقاضا برای کشور وارد کننده در نظر گرفته شد. لینمان بین این مدل و نظریه‌ی اقتصادی با به کار گیری مدل‌هایی شبیه مدل قیمت‌های تعادل عمومی والراس ارتباط برقرار کرد. البته مطالعات تجربی بسیار زیادی در درمورد ادبیات تجارت بین الملل وجود دارد که هر یک باعث بهبود و پیشرفت مدل‌های جاذبه شده است. برخی از آنها تصریح مدل را بهبود بخشیده‌اند. برخی دیگر متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل را تکمیل کرده‌اند؛ و برخی مطالعات هم به طور تجربی بر موافقت نامه‌های تجاری منطقه‌ای ایستا و پویا انجام شده‌اند. مدل‌های جاذبه از دهه‌ی ۱۹۶۰ به بعد به نحو چشمگیر و مطلوبی جریان تجارت دوجانبه بین کشورها را توضیح داده‌اند. مدل جاذبه در تجارت بیان می‌کند که جریان تجارت بین کشورها، مبتنی بر اندازه‌ی کشورها و فاصله‌ی اقتصادی و جغرافیایی بین کشورهاست؛ که با اندازه‌ی اقتصاد رابطه‌ی مستقیم و با فاصله‌ی جغرافیایی رابطه‌ی معکوس دارد. در کنار معیارهای اندازه و مسافت، این مدل برای اندازه گیری وجود اثرات لیندر نیز به کار رفته است.

---

[15] Tinbergen
[16] Linnemann
[17] Trade Potential

به این ترتیب مدل جاذبه، به عنوان ابزاری جهت اندازه گیری اثرات یکپارچگی اقتصادی، زبان مشترک، اتحادیه‌های پولی، نوسانات نرخ ارز و جریان اثرات تجارت به شکل ایجاد یا انحراف تجارت به کار گرفته می شود (تنریرو[۱۸]،۲۰۰۷:۴۶۸). حال با توجه به مدل مذکور سوال اساسی این است که نوسانات نرخ ارز ناشی از اعمال نظام های مختلف ارزی، چه تأثیری بر جریان تجارت بین کشورهای عضو در گروه همکاری‌های منطقه‌ای کشورهای مسلمان داشته است. ادبیات نظری پیرامون اثرات اسمی و واقعی نرخ ارز بر جریان تجارت متفاوت بوده و به نظام ارزی کشور نیز بستگی داشته است. برخی مطالعات نشان می‌دهد که نوسانات اسمی نرخ ارز تأثیر منفی و معکوس بر روند تجارت داشته و برخی بدون تأثیر بوده‌اند (ایلزتزکی و همکاران[۱۹]، ۲۰۱۱). دیدگاه‌های موجود را می‌توان به دو دسته‌ی کلی طرفداران نظام‌های ارزی ثابت و شناور تقسیم کرد. مهمترین استدلال طرفداران نظام‌های ارزی ثابت این است که نرخ‌های ارز ثابت انضباط لازم در سیاست‌های کلان اقتصادی را ایجاد می‌کند و زمینه را برای توسعه‌ی تجارت جهانی مساعدتر می‌کند. اما طرفداران نظام‌های ارزی انعطاف پذیر استدلال می‌کنند که محدودیت‌های تجاری و جریان‌های سرمایه برای مقاصد تراز پرداخت‌ها در نظام‌های ارزی انعطاف پذیر لازم نیست و از این رو باعث افزایش کارائی و رفاه می‌شود (مانی، ۱۳۸۹:۳۰۴).

۳- پیشینه‌ی تحقیق

اولین آزمون‌های تجربی فرضیه‌ی لیندر با به کارگیری تحلیل رتبه‌ی همبستگی انجام شد و منجر به تأئید این فرضیه گردید (سایلورز و همکاران[۲۰]، ۱۹۷۳). پس از آنها تحلیل‌های متعددی با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی انجام گرفت و البته همه‌ی آنها موید نظریه‌ی لیندر نبودند (هافتیزر[۲۱]، ۱۹۸۴؛ ۱۹۸۰؛ کندی و مک هاگ[۲۲]، ۱۹۸۰ و لینمان و ون بیرز[۲۳]، ۱۹۸۸). در دهه‌ی اخیر تحقیقات انجام

[18] Tenreyro S., 2007: 486.
[19] Ilzetzki, Reinhart and Rogoff, 2011, Bakhromov, N. 2011 and Qureshi & Tsangarides, 2011.
[20] Sailors, J. W., U. A. Qureshi and E. M. Cross
[21] Hoftyzer, J.
[22] Kennedy, T. E. and R. McHugh
[23] Linnemann, H. and C. van Beers

شده پیرامون نظریه‌ی لیندر عمدتاً با تکنیک‌های پیشرفته‌ی اقتصاد سنجی انجام گردیده است که با توجه به متغیرهای کنترل نرخ ارز و مسافت نتایج دقیق‌تری را ارائه کرده است. تراسبی و تراسبی[۲۴] (۱۹۸۷) با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۱۷ کشور صنعتی طی سال‌های ۱۹۸۲-۱۹۷۴ فرضیه‌ی لیندر را آزمون کردند. هنک[۲۵] (۱۹۸۸ و ۱۹۹۰) با استفاده از مدل‌های جاذبه نشان داد که فرضیه‌ی لیندر در برخی موارد تأئید می‌شوند. گریتاک و تاچیندا[۲۶] (۱۹۹۰) به طور قوی فرضیه‌ی لیندر را برای داده‌های ایالات متحده‌ی تأئید کردند. فرنکل، استین و وی[۲۷] (۱۹۹۳) به بررسی اثر بلوک‌های تجاری بر جریان تجارت پرداختند. آنها از مدل جاذبه و داده‌های مقطعی کشورهای در حال توسعه و صنعتی استفاده کردند. این مطالعه از سال ۱۹۶۵ هر پنج سال یک بار به روز شد. نویسندگان دریافتند که جامعه اقتصادی اروپا[۲۸] (EEC) در دهه‌ی ۱۹۸۰یک تأثیر معنادار بر ایجاد تجارت داشته؛ که اوج آن در سال ۱۹۸۵ بوده و پس از آن کاهش یافته است و از طرفی اگر دو کشور عضو جامعه اقتصادی اروپا باشند تجارت آنها ۷۰٪ بیشتر از آن در غیر عضویت بوده است (تخمین ۱۹۹۰). همچنین هیچ اثر ایجاد تجارت در دوره‌ی مورد بررسی برای اتحادیه تجارت آزاد اروپا[۲۹] (EFTA) وجود نداشته است. چاو و همکاران[۳۰] (۱۹۹۴) فرضیه‌ی لیندر را در کشورهای آسیای شرقی و کشورهای تازه صنعتی بررسی کرده و نتایج با قوت تأئید نشد. فرانکویس و کاپلان[۳۱] (۱۹۹۶) شواهد تجربی نظریه‌ی لیندر را با مطالعه تجارت بین صنعتی ۳۶ کشور تأئید کردند. سدانو[۳۲] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل انباشته جاذبه در مطالعه خود تحت عنوان تعدیل تجاری، نرخ‌های ارز و یکپارچگی اقتصادی منطقه‌ای به بررسی انحراف یا ایجاد تجارت بین دو کشور آرژانتین و برزیل پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان داده است که عدم ثبات نرخ ارز باعث ایجاد انحراف در تجارت این دو

---

[24] Thursby, J. G. and M. C. Thursby
[25] Hanink, D. M.
[26] Greytak, D. and U. Tuchinda
[27] Frankel, Stein and Wei
[28] European Economic Community
[29] European Free Trade Association
[30] Chow *et. al*
[31] Francois and Kaplan
[32] Sedano D. F.

کشور طی دوره مورد بررسی شده است. کواک (۲۰۰۵)[۳۳] در تحقیقی تحت عنوان «گزینه‌های نرخ ارز و رژیم پولی برای همکاری‌های منطقه‌ای در آسیای شرقی» به بررسی روابط تجاری کشورهای آسیای شرقی پرداخته است. وی تشکیل اتحادیه‌ی پولی را گزینه‌ی عملی برای این کشورها معرفی کرده است. در چنین فرایندی پیشنهاد شده که کشورهای این منطقه انعطاف پذیری بیشتری در نرخ ارز داشته و آن را بر اساس هدف گذاری تورمی انعطاف پذیر تعدیل کنند تا بتوانند از این طریق سیاست‌های پولی خود را هدایت کنند. انتخاب همزمان سیستم‌های نرخ ارز انعطاف پذیر به همراه هدف گذاری‌های انعطاف پذیر جهت کاهش نوسانات نرخ ارز و حفظ ثبات در نرخ تورم پایین پیشنهاد شده است. کیم و پاپی[۳۴]، (۲۰۰۵) در فصل پنجم از کتاب آمریکای مرکزی، یکپارچگی بین الملل و همکاری منطقه به بررسی نظام‌های نرخ ارز و یکپارچگی کشورهای آمریکای مرکزی[۳۵] (CAFTA-DR) پرداخته است. فرضیه‌ی اصلی این تحقیق مبتنی بر این نظریه است که تشابه نظام‌های ارزی کشورهای عضو یک سازمان همکاری منطقه‌ای به همراه سایر مکانیسم‌ها می‌تواند جریانات مالی و تجاری بین کشورهای عضو را افزایش داده و با عث همگام سازی چرخه‌های تجاری آن‌ها شود. نویسندگان ابتدا به بررسی رابطه‌ی بلند مدت (یک دهه و بیشتر) رژیم‌های ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده است که همگرایی بیشتر آمریکای مرکزی با ایالات متحده در مقایسه با کشورهای اروپای غربی مستلزم استفاده کمتر از نظام‌های شناور مستقل یا میخکوب شده نسبت به دلار است. از سوی دیگر همگام سازی چرخه‌های تجاری باعث کاهش اختلاف نرخ تورم کشورها شده و جریان تجارت ایشان را به ایالات متحده افزایش می‌دهد. تنریرو[۳۶] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات تجاری نوسانات اسمی نرخ ارز، به تحلیل و نقد روش‌های رایج و تورش‌دار بودن نتایج بدست آمده در این رابطه پرداخته، و با استفاده از روش جدید تلاش کرده تا همزمان همه‌ی تورش‌های موجود را از بین برده و تخمین جدیدی از مجموعه ۸۷ کشور را طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۷ با استفاده از روش PML-IV[۳۷]

[33] Kwack sung Y.
[34] Kim, Jun II; Papi, Laura.
[35] Central American – Dominican Republic Free Trade Agreement.
[36] Tenreyro Silvana
[37] Pseudo Maximum Likelihood – Instrumental Variable (PML-IV)

ارائه کرده است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان داده است که نوسانات اسمی نرخ ارز اثر معناداری بر جریان تجارت نداشته است. تاگوشی و همکاران[۳۸]، (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار نرخ ارز حقیقی و نظام‌های مختلف نرخ ارز پرداخته است. این تحقیق با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد داده‌های ترکیبی و به تفکیک با سرعت تعدیل نرخ ارز اسمی و قیمت‌های نسبی در چارچوب یک مدل تصحیح و خطا انجام شده است. نتایج بررسی نشان داده که کشورهای صنعتی تحت نظام ارزی «شناور آزاد[۳۹]» دارای ثبات نرخ ارز مؤثر حقیقی بوده در حالی که کشورهای در حال توسعه تحت نظام ارزی "کاملاً میخکوب شده[۴۰]"دارای این ثبات هستند و به عبارتی کشورهای صنعتی تحت نظام ارزی شناور آزاد می‌توانند تحرکات ارزی را در خصوص حساسیت نسبت به شکاف تورمی توضیح دهند و کشورهای در حال توسعه تحت نظام ارز کاملاً میخکوب شده می‌توانند تعدیلات قیمتی غیر خطی را طی تعادل بلند مدت نرخ ارز مؤثر حقیقی ایجاد کنند. گاست و همکاران[۴۱] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با عنوان یکپارچگی تجاری، رقابت و کاهش روند نرخ ارز به بررسی اثر قیمت‌های وارداتی به روند نرخ ارز با استفاده از یک مدل DSGE قیمت‌های وارداتی و نرخ ارز بررسی شده است. نتایج این بررسی نشان داده است که با گسترش یکپارچگی تجاری، صادرکنندگان نسبت به قیمت‌های رقبای خویش بسیار حساس می‌شوند و این مسأله توجیه کننده‌ی درصد قابل توجهی از کاهش مشاهده شده در حساسیت قیمت‌های وارداتی ایالات متحده نسبت به نرخ ارز بوده است. آیزن من و همکاران[۴۲] (۲۰۱۲) در تحقیقی تحت عنوان «الگوهای تعدیلی بر شوک‌های رابطه‌ی مبادله: نقش نرخ ارز و سیاست های ذخائر بین المللی» به تحلیل روش‌های تعدیل شده شوک‌های رابطه‌ی مبادله‌ی کالا در کشورهای آمریکای لاتین طی دوره‌ی ۲۰۱۲- ۱۹۷۰به روش ترکیبی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داده است که مدیریت فعال ذخائر نه تنها باعث کاهش اثرات شوک‌های رابطه‌ی مبادله کالاها در کوتاه مدت می‌شود بلکه باعث تعدیل و کاهش

[38] Taguchi, H.; Murofushi, H and Tsuboue, H. (2009)
[39] Free Floating
[40] Hard peg
[41] Gust *et. al*
[42] Aizen Men *et. al*

نوسانات نرخ ارز حقیقی بلندمدت شده و می‌تواند یک ابزار مناسب جایگزینی جهت سیاست‌های مالی در کشورهایی باشد که از لحاظ تجاری بسته‌تر هستند.

رحیمی بروجردی (۱۳۷۷) تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان داده که وقفه‌های دو متغیر حجم پول و واردات به طور معنی داری تغییرات صادرات غیر نفتی را توضیح می دهند. همچنین سیاست‌های ارزی و پولی نتوانسته‌اند نقش حائز اهمیتی را در تغییرات تولید ایفا کنند و واردات تنها به طور ضعیف تحت تأثیر وقفه‌های نرخ واقعی ارز قرار گرفته است. کریمی هسنیجه (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان جهانی شدن، یکپارچگی اقتصادی و پتانسیل تجاری، به بررسی مدل جاذبه در تحلیل جریانات دو طرفه تجاری ایران برای حضور در یکپارچگی اقتصادی شورای همکاری خلیج فارس و یکپارچگی کشورهای حوزه‌ی اقیانوس هند، طی دوره‌ی ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۵ و با روش داده‌های ترکیبی پرداخته است. نتایج به‌دست آمده نشان داده که علامت ضریب پتانسیل تجاری مثبت بوده و می‌تواند جریانات تجاری دو جانبه ایران را به ترتیب عضویت به میزان ۵ و ۲۵ درصد افزایش دهد و حتی صادرات به کشورهای غیرعضو یکپارچگی اقیانوس هند را نیز با افزایش ۱۵ درصدی مواجه کند. کریمی (۱۳۸۷) به بررسی رابطه‌ی بین یکپارچگی تجارت خارجی و هم زمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ پرداخته است. عضویت در بلوک‌های تجاری منطقه‌ای (از جمله عضویت در گروه D-8، ECO، و GCC) به عنوان متغیر موهومی در مدل تحقیق به کار رفته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داده است که یکپارچگی چه به صورت افزایش روابط تجارت بین کشورهای صنعتی و چه به صورت تقویت روابط تجاری درون صنعتی، منجر به تقویت همزمانی در سیکل‌ها شده است. سوری و تشکینی (۱۳۹۰) عوامل موثر بر تجارت ایران و بلوک‌های منطقه‌ای اتحادیه‌ی اروپا و آ سه آن را به روش گشتاورهای تعمیم یافته انجام داده‌اند. نتایج برآورد مدل نشان داده که اندازه‌ی اقتصادی، درآمد سرانه و مسافت مهمترین متغیرهای توضیح دهنده‌ی تجارت متقابل ایران و کشورهای طرف تجاری است. براساس یافته‌های پژوهش، جریان تجاری ایران از فرضیه‌ی لیندر مبنی بر وجود رابطه‌ی مثبت بین تجارت متقابل و تفاوت درآمدها پیروی کرده است. همچنین ابعاد اقتصادی و مسافت به ترتیب تأثیری مستقیم و معکوس بر جریان تجاری ایران داشته‌اند.

سوری (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر هم‌گرایی تجاری ایران با بلوک‌های منطقه‌ای EU، D8، OIC، ECO، GCC و ASEAN طی دوره‌ی ۲۰۰۹- ۱۹۹۵ مبتنی بر رویکرد داده‌های ترکیبی پویا و به‌کارگیری روش GMM در قالب یک مدل جاذبه پرداخته است. برای توضیح تجارت متقابل بین ایران و کشورهای طرف تجاری تصریح جدیدی مدل جاذبه مورد استفاده قرار گرفته است. براساس یافته‌های این پژوهش جریان تجاری ایران از فرضیه‌ی لیندر مبنی بر وجود رابطه‌ی مثبت بین تجارت متقابل و هم‌گرایی درآمدها پیروی کرده است. همچنین نتایج نشان داده، اندازه‌ی اقتصادی، درآمد سرانه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی آثار معنادار، مستقیم و مسافت اثر معنادار، اما معکوس بر جریان تجاری ایران با بلوک‌های منطقه‌ای مورد بررسی داشته است.

۴- مدل کاربردی تحقیق

با شروع دهه‌ی ۱۸۶۰ " اچ، کری[۴۳]" برای اولین بار، فیزیک نیوتونی را جهت رفتار انسانی به کار برد و الگوی جاذبه به طور گسترده‌ای در علوم اجتماعی مورد استفاده قرار گرفت. از آن پس موفقیت‌های تجربی در زمینه‌ی توضیح مختلف جریان‌های منطقه و بین المللی از جمله مهاجرت نیروی کار صورت گرفت. تینبرگن و پویهونن[۴۴] اولین کسانی بودند که توسط آنها از الگوی جاذبه برای تحلیل جریان‌های تجاری بین المللی استفاده شد. از آن پس الگوی جاذبه به عنوان یک ابزار عمومی در زمینه‌ی مطالعات تجارت بین الملل تبدیل شد و به طور موفقیت آمیزی برای انواع جریان‌های مهاجرت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و خصوصاً جریان‌های تجاری به کار برده شد. مبانی نظری مدل جاذبه توسط اندرسون (۱۹۷۹) استخراج و بسط داده شد. دیردف[۴۵] (۱۹۸۴) معادله‌ی جاذبه را از مدل هشکر اوهلین استخراج نمود. در دهه‌ی ۱۹۹۰ برخی از محققان سؤالاتی را در خصوص امکانات اقتصادی مدل جاذبه مطرح کردند. بحث اصلی آنها این بود که روش OLS مقطعی در رگرسیون جاذبه‌ی نتایج تورش داری را ارائه می‌کند، چون که نمی‌تواند عدم تناسب[۴۶] را در جریان تجارت بین کشورها محاسبه کند، خصوصاً

[43] H. Cary
[44] Tinbergen and Poyhonen
[45] Deardorff
[46] Heterogeneity

این که مدل‌های جاذبه تجارت اثرات یکپارچگی منطقه‌ای را مشابه اثرات متغیرهای تغییر ناپذیری[۴۷] همچون مسافت و زبان رایج را بیش از حد تخمین[۴۸] می‌زند. عدم تصریح صحیح مدل[۴۹] و مساله‌ی متغیرهای حذف شده به عنوان مهمترین دلائل برای نتایج تورش دار معرفی شده‌اند (ماتیاس[۵۰]، ۱۹۹۷). برگستراند[۵۱] (۱۹۹۰) از یک مدل با شرایط رقابت انحصاری معادله‌ی جاذبه را از یک مدل ریکاردو استخراج نمود. اندرسون و وینکوپ[۵۲] (۲۰۰۴) نیز این گونه بحث شد که مدل‌های تجاری که در آن‌ها تجارت بین کشورها را به صورت مجزا از چگونگی تولید و مصرف از درون کشورها مورد تجزیه و تحلیل قرار داده می‌توانند یک ساختار جاذبه گونه‌ای ایجاد کنند. در مقام مقایسه قانون جاذبه‌ی جهانی اشاره به این مطلب دارد که فراوانی کالاها و خدمات، نیروی کار و سایر عوامل تولید در یک منطقه به نام i یا (E_i) از طریق تقاضای کالاها و خدمات، نیروی کار و سایر عوامل در منطقه j یا (E_j) جذب می‌شوند. این جریان بالقوه با فاصله‌ی دو کشور (ϑ_{ij}) رابطه‌ی معکوس دارد:

$$X_{ij} = \frac{E_i E_j}{\vartheta_{ij}^2} \qquad (۱)$$

که در این رابطه X_{ij} میزان کالاها و خدمات مبادله شده بین دو کشور است. این مدل پایه که به مدل جاذبه معروف است از فیزیک به حیطه اقتصاد وارد شده و اقتصاددانان تجربی، به کرات از آن برای مطالعه قابلیت یکپارچگی اقتصادی کشورها، ارزیابی توان بالقوه تجاری، اندازه گیری اثرات انحراف و ایجاد تجارت، و به طور کلی برای بیان بسیاری از روابط تجاری در سطح بین الملل استفاده کرده‌اند. کنترل پذیر بودن داده‌ها و تعداد متغیرهای مناسب، از جمله مزیت‌های مربوط به مدل جاذبه است (سالواتیسی[۵۳]، ۴:۲۰۱۳). اندرسون[۵۴] (۱۹۷۹) اولین توصیفات نظری را برای مدل جاذبه بر پایه‌ی خصوصیات سیستم مخارج ارایه نمود. بعد از اندرسون، برگستراند (۱۹۸۵) هلپمن و کروگمن[۵۵] (۱۹۸۵)، دیردورف[۵۶] (۱۹۹۸)

---

[47] Invariant
[48] Overestimate
[49] Misspecification
[50] Mátyás
[51] Bergstrand
[52] Anderson James E.; Wincoop Eric Van. (2004).
[53] Salvatici, Luca (2013)
[54] Anderson
[55] Helpman, E. Krugman, P. R.
[56] Deardorff, A. V.

در این فرایند شرکت و مطالعات آنها موجب گسترش مدل شد. این مطالعات معادله‌ی جاذبه به عنوان فرم خلاصه شده‌ای از مدل تعادل عمومی تجارت بین الملل در کالاهای نهایی به دست آمد. بر این اساس فرم کلی معادله‌ی جاذبه به شکل زیر می‌باشد:

$$X_{ij} = \beta_0 E_i^{\beta_1} E_j^{\beta_2} \vartheta_{ij}^{\beta_3} \varepsilon_{ij} \qquad (۲)$$

در مدل اولیه‌ی تین برگن (۱۹۶۲) مدل به شکل لگاریتمی[۵۷] ارائه شده است. بنابر این پارامترها بیانگر کشش جریان تجارت هستند. در این مدل فرض بر این است که کشورهای مجاور[۵۸] تمایل بیشتری برای تجارت، در مقایسه با کشورهای غیر مجاور دارند؛ که متغیر مجازی یا موهومی مجاورت را با N_{ij} نشان می‌دهد. علاوه بر این، به این مدل عوامل سیاستی[۵۹] نیز اضافه شده است که با متغیر مجازی یا موهومی V_{ij} نشان داده می‌شود. این متغیر بیانگر این است که کالاها و خدمات مبادله شده تحت تأثیر ترجیحات و نظام‌های سیستمی یا چند جانبه قرار می‌گیرند؛ مهمترین کاربرد این متغیر در اندازه گیری تأثیر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای[۶۰] و موافقت نامه‌های ترجیحات تجاری[۶۱] است بر این اساس می‌توان نوشت (همان):

$$\underset{}{\ln X_{ij}} = \underset{\text{constant}}{\beta_0} + \beta_1 \ln E_i + \beta_2 \ln E_j + \beta_3 \vartheta_{ij} + \beta_4 N_{ij} + \beta_0 V_{ij} + \underset{\text{error term}}{\varepsilon_{ij}} \qquad (۳)$$

$$\underset{}{} \qquad \underset{\text{economicattracrors}}{} \qquad \underset{\text{distance}}{} \qquad \underset{\text{policy}}{}$$

اگر این مدل از طریق سری زمانی یا مقطعی برآورد گردد دارای تورش می‌باشد، زیرا ناهمگنی بین کشورها را لحاظ ننموده است. تجارت دو جانبه‌ی کشورها ممکن است تحت عواملی همچون امور فرهنگی، سیاسی، قومی، تاریخی و ... قرار گیرد که مستقیماً قابل مشاهده نمی‌باشند و وارد مدل نمی‌شوند. بنابراین، جهت رفع این مشکل، باید جمله‌ای به غیر از عرض از مبدأ که برای همه‌ی کشورها برابر است در مدل وجود داشته باشد که مبین اثرات مختص هر کشور باشد. به همین منظور، در سال‌های اخیر از روش برآورد داده‌های ترکیبی در مدل‌های جاذبه استفاده شده است که اثرات انفرادی[۶۲] را وارد مدل می‌نماید و مجموعه‌ای ترکیبی از داده‌های

---

[57] Log - Log Form
[58] Adjacent Countries
[59] Political
[60] Regional Trade Cooperation
[61] Preference Trade Agreement
[62] Individual Effects

سری زمانی و مقطعی می‌باشد. به علاوه در این مدل تعدادی از متغیرهایی که بر تجارت دو جانبه‌ی کشورها تأثیر دارند حذف شده یا در نظرگرفته نشده است (مارتینز و نوواک[۶۳] ، ۲۰۰۳)، به همین دلیل، از مدل جاذبه تعمیم یافته[۶۴] استفاده می‌شود. مدل جاذبه‌ی تعمیم یافته‌ی حجم تجارت، صادرات یا واردات بین دو کشور را به صورت تابعی از درآمد دو کشور، جمعیت آنها و فاصله بین آنها به عنوان جانشین هزینه‌های حمل و نقل و یک مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی تسهیل کننده و محدودکننده‌ی تجارت بین دو کشور درنظر می‌گیرند. در این رهیافت، از یک مدل پویای ترکیبی استفاده می‌شود. اگر تجارت یک فرایند مانا باشد، تخمین اثر ثابت برای یک دوره‌ی زمانی محدود T و تعداد محدود N کشور سازگار است؛ اما اگر تجارت یک فرایند پویا در نظر گرفته شود، تبدیلات و انتقالات مستلزم حذف اثرات ثابت جفت کشورهاست، که این مساله باعث ایجاد همبستگی بین متغیر وابسته‌ی تاخیری (لگاریتمی) و جزء خطای انتقالی شده که باعث ایجاد تورش شدید در روش OLS شده و سازگاری را از بین می‌برد.

جهت از بین رفتن عدم سازگاری مدل، تفاضل مرتبه‌ی اول و استفاده از روش دو مرحله‌ای GMM هنسن[۶۵] توسط آرلانو و باند (۱۹۹۵) پیشنهاد شد. اگر این روش برای دوره‌ی زمانی بسیار کوتاه ترکیبی در نظر گرفته شود، نتایج ضعیفی خواهد بود. آرلانو و باور (۱۹۹۵) توضیح دادند که اگر معادلات اصلی در سطح به یک سیستم معادلات تفاضل مرتبه‌ی اول اضافه شوند، شرط گشتاورهای اضافه می‌تواند باعث افزایش کارائی مدل شود (تخمین زننده‌ی GMM سیستمی). این تخمین زننده توسط بلوندل و باند (۱۹۹۸) احیا و بازنگری شد. تخمین زننده‌ی GMM سیستمی نسبت به تخمین زننده‌ی آرلانو و باند دارای این مزیت بود که تفاضل گیری از مدل باعث حذف اثرات ثابت شده و با توجه به داده‌های نسبتاً محدود و اثرات مستمر[۶۶] در روابط تجاری دو جانبه کشورها تخمین زننده‌ی GMM سیستمی بهترین نتایج را ارائه می‌دهد؛ و البته کاربرد این روش در مدل جاذبه تقریباً جدید است. مدل جاذبه‌ی پویا با رهیافت GMM سیستمی دارای سه مجموعه‌ی متغیر است که عبارتند از: متغیرهای استاندارد مدل جاذبه، متغیرهای

[63] Martinez-Zarzoso, I. And Nowak-Lehmann, F. (2003).
[64] Generalized Gravity Model
[65] Hansen Two- Step GMM
[66] Persistence Effects

مربوط به عدم تجانس و تورش و سایر متغیرهای تأثیر گذار بر سطح تجارت دوجانبه (ناردیس و همکاران[۶۷]، ۲۰۰۸:۵).

$$LnX_{ijt} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \; LnZ_{ijt} + \delta_1 D_{ijt}^{k} + u_{ijt} \qquad (۴)$$

در این رابطه X_{ijt} بیانگر مبادلات تجاری دوجانبه بین کشورهای مورد بررسی i و j در دوره‌ی زمانی t؛ Z_{ijt} مجموعه‌ی متغیرهای تعیین کننده‌ی زمانی[۶۸] و ثابت[۶۹] مدل جاذبه، D_{ijt}^{k} متغیرهای موهومی یا مجازی که در این مدل جهت بررسی آثار سیاستی به کار رفته اند، و u_{ijt} بیانگر جز خطای مدل $(u_{ijt} \sim N(0, \sigma))$ است.

۵- متغیرها و داده های تحقیق

مبتنی بر روابط ذکر شده در قسمت قبل، مدل جاذبه‌ی پویا با رهیافت GMM سیستمی با بسط متغیرهای Z_{ijt} و D_{ijt}^{k} به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} LnX_{ijt} = {} & \beta_0 + \beta_1 LnMGDP_{ijt} + \beta_2 LnDist_{ijt} + \beta_3 LnRER_{ijt} + \beta_4 LnLind_{ijt} \\ & + \delta_1 D_t^{FL} + \delta_2 D_t^{MF} + \delta_3 D_t^{CP} + \delta_4 D_t^{PG} + u_{ijt} \end{aligned} \qquad (۵)$$

که در این رابطه X_{ijt} ارزش حقیقی تجارت دو جانبه‌ی دو کشور i و j در زمان t است و به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود؛

$MGDP_{ijt}$: میانگین تولید ناخالص داخلی دو کشور i و j در زمان t در بلوک کشورهای BRICS است که به صورت زیر محاسبه می‌شود. متغیر مذکور بیانگر اندازه‌ی اقتصادی (ابعاد) کشورهای طرف تجاری است:

$$MGDP_{ijt} = \frac{1}{2} \; GDP_{it} + GDP_{jt} \qquad (۶)$$

$Dist_{ijt}$: مسافت بین دو کشور i و j در زمان t در بلوک کشورهای مورد بررسی است.

RER_{ijt}: نرخ حقیقی برابری ارز بین دو کشور i و j در زمان t در بلوک‌های تجاری مورد بررسی است. شاخص نرخ حقیقی ارز RER_{ijt} مبتنی بر مطالعات اکانایاک و همکاران[۷۰]، ۲۰۱۲؛ بهمنی اسکوئی و وانگ[۷۱]، ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹؛ از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

---

[67] Nardis Sergio, Santis Roberta and Vicarelli Claudio.
[68] Invariant Determinants
[69] Time-Variant Determinants
[70] Ekanayake E. M.; Thaver R. L. Plante D. (2012).
[71] Bahmani- Oskooee and Wang, (2008, 2009).

$$RER_{ijt} = \frac{ER_{ijt} \times P_{jt}^{f}}{P_{it}} \quad (۷)$$

که در این رابطه ER_{ijt} نرخ ارز اسمی دوجانبه بین دو کشور در زمان t، P_{jt}^{f} شاخص قیمت مصرف کننده در کشور خارجی (۱۰۰ = ۲۰۰۵) در زمان t و P_{it} شاخص قیمت مصرف کننده در داخل کشور (۱۰۰ = ۲۰۰۵) در زمان t می‌باشد (اکاناياک و همکاران، ۲۰۱۲ :۲۰).

$Lind_{ijt}$: شاخص مشابهت اقتصادی بین دو کشور i و j در زمان t در بلوک کشورهای مورد بررسی است؛ که به مدل "لیندر" معروف است و از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

$$Lind_{ijt} = \frac{GDP_{it}}{POP_{it}} - \frac{GDP_{jt}}{POP_{jt}}^{2} \quad (۸)$$

که به ترتیب $\frac{GDP_{it}}{POP_{it}}$ و $\frac{GDP_{jt}}{POP_{jt}}$ تولید ناخالص داخلی سرانه دو کشور صادرکننده‌ی i و واردکننده‌ی j در زمان t است.

D_t^{FL}، D_t^{MF}، D_t^{CD} و D_t^{PG} به ترتیب متغیرهای مجازی نظام‌های ارزی شناور، شناور مدیریت شده، میخکوب شده خزنده و میخکوب شده هستند.

u_{ijt}: جمله اختلال تصادفی است که idd (به صورت نرمال و یکسان توزیع شده) است.

در جدول زیر متغیرهای مورد بررسی مدل به طور خلاصه ارائه شده است.

جدول ۱: متغیرهای مورد بررسی در مدل تحقیق در گروه همکاری BRICS

متغیر	شرح	پیش بینی علامت	منبع
LnX_{ijt}	لگاریتم ارزش حقیقی تجارت دو جانبه بین دوکشور i و j در زمان t	متغیر وابسته	IMF: Direction of Trade Statistics (DOTS)[72] Trademap[73]
$LnMGDP_{ijt}$	لگاریتم میانگین تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای i و j در زمان t	$\beta_1 > 0$	UNCTAD Statistics[74]
$LnDist_{ijt}$	لگاریتم فاصله پایتخت دوکشور i و j در زمان t	$\beta_2 < 0$	CEPII[75]
$LnRER_{ijt}$	لگاریتم نرخ حقیقی ارز بین دوکشور i و j در زمان t	$\beta_3 > 0$	WDI[76]
$LnLind_{ijt}$	لگاریتم شاخص مشابهت اقتصادی لیندر	$\beta_4 > 0$	UNCTAD & UN[77]
D_t^{FL}	متغیر مجازی «نظام‌های ارزی شناور» در زمان t	$\delta_1 < \delta_2$	Ilzetzki, Reinhart and Rogoff, 2011, Bakhromov, N. 2011. Qureshi & Tsangarides, 2011.
D_t^{MF}	متغیر مجازی «نظام‌های ارزی شناور مدیریت شده» در زمان t	$\delta_1 < \delta_2 < \delta_3$	
D_t^{CP}	متغیر مجازی «نظام‌های ارزی میخکوب شده خزنده» در زمان t	$\delta_2 < \delta_3 < \delta_4$	
D_t^{PG}	متغیر مجازی «نظام‌های ارزی میخکوب شده» در زمان t	$\delta_3 < \delta_4 < 0$	
u_{ijt}	جزء خطای مدل	-	-

میانگین تولید ناخالص داخلی کشورها $MGDP_{ijt}$، بیانگر اندازه‌ی اقتصادی کشورها و هم چنین ظرفیت تولید آنها می‌باشد. هرچه اندازه‌ی یک اقتصاد بزرگتر و ظرفیت‌های تولیدی آن بیشتر باشد، امکان تولید بیشتر با هزینه‌ی کمتر فراهم می‌شود و در نتیجه در بازارهای بین المللی دارای مزیت نسبی خواهد بود. این موضوع باعث افزایش صادرات آن کشور می‌شود. از طرف دیگر این موضوع باعث می‌شود بازار داخلی قدرت جذب محصولات خارجی را داشته باشد در نتیجه میزان تجارت خارجی آن کشور افزایش می‌یابد. بنابراین در معادله‌ی بالا انتظار می‌رود با افزایش تولید ناخالص داخلی کشورها، تجارت دو جانبه بین کشور مثبت ($\beta_1 > 0$)

[72] http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx.
[73] http://www.trademap.org/SelectionMenu.aspx
[74] http://unctad.org/en/pages/Statistics.aspx
[75] http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=8
[76] http://databank.worldbank.org
[77] http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/population.htm

باشد؛ که به آن تأثیر مثبت صرفه‌های حاصل از مقیاس نیز می‌گویند و این تأثیر در مطالعات ایگر (۲۰۰۲) [۷۸] و گراسمن و هلپمن(۲۰۰۵)[۷۹] تأئید شده است.

متغیر فاصله $Dist_{ijt}$، فاصله بین دو کشور را بیان می‌کند و عامل مهمی در الگوهای جغرافیایی تجاری است. فاصله، هزینه‌ی مبادلات بین المللی کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. علاوه بر فاصله، هزینه‌های تکمیل کننده‌ی مبادلات بین مرزی نیز بازدارنده و مانعی در برابر تجارت محسوب می‌گردند. جدایی بیشتر دو شریک بالقوه‌ی تجاری و هزینه‌ی بیشتر تجارت دو طرفه سبب می‌شود که منافع حاصل از تجارت کاهش یابد. از این رو انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی ($\beta_2 < 0$) باشد. ارتباط منفی بین مسافت و تجارت متقابل در مطالعات پاپازئولو و همکاران (۲۰۰۶) بادینگر و بروس (۲۰۰۸) و کبیر و سلیم (۲۰۱۰)[۸۰] تأئید شده است.

با افزایش نرخ ارز حقیقی RER_{ijt}، انگیزه‌های صادراتی افزایش یافته و جریان تجارت از کشور i به j افزایش می‌یابد؛ بنابراین انتظار می‌رود ضریب $\beta_3 > 0$ باشد.

متغیر مشابهت اقتصادی لیندر $Lind_{ijt}$، بین کشورهای شریک تجاری به صورت تابعی از تفاوت تولید ناخالص داخلی سرانه هریک از دوکشور صادرکننده و واردکننده می‌باشد. با در نظرگرفتن درآمد سرانه نسبی دوکشور به عنوان نماینده‌ی تشابه ساختار تقاضای دو کشور، کشورها پس از اشباع بازار داخلی خود به بازارکشورهایی با الگوهای تقاضای مشابه چشم خواهند دوخت، زیرا تشابه بیشتر دو کشور در محصولات تقاضا شده، نشان دهنده‌ی پتانسیل تجاری بزرگتر خواهد بود و هرچه اختلاف درآمد سرانه و شکاف در ساختار و شاخص اقتصادی آنها کمتر شود، تشابه صادرات - واردات بین آنها بیشتر می‌شود که طبق نظریه‌ی تجارت لیندر، کشورهای مشابه تمایل بیشتری به تجارت با یکدیگر نسبت به کشورهای غیرمشابه دارند؛ بنابراین انتظار می‌رود که $\beta_4 < 0$ باشد. تأثیر مثبت این متغیر در مطالعات بالتاجی و همکاران (۲۰۰۳)، سرلانگا و شین (۲۰۰۷) و کبیر و سلیم (۲۰۱۰)[۸۱] مورد تأئید قرار گرفته است. جداول زیر خلاصه‌ای از وضعیت متغیرهای مورد بررسی در تحقیق را نشان می‌دهد.

---

[78] Egger, P. (2002).
[79] Grossman, G and Helpman, E (2005)
[80] Papazolou et al. (2006), Badinger and Breuss (2008) and Kabir and Salim (2010).
[81] Baltagi et al (2003), Serlenga and Shin (2007) and Kabir and Salim (2010).

جدول۲: شاخص‌های جغرافیای اقتصادی کشورهای عضو BRICS، در سال۲۰۱۳.

BRICS	مساحت میلیون km^2	جمعیت (میلیون نفر)	تولید ناخالص داخلی سرانه (دلار)
برزیل	۸/۴	۱۹۸/۷	۱۱۷۴۷/۶
روسیه	۱۷/۱	۱۴۳/۵	۱۷۵۱۸
هند	۳/۶	۱۲۳۷	۳۸۴۲/۶
چین	۹/۶	۱۳۵۱	۹۰۵۵/۳
آفریقای جنوبی	۱/۲	۵۱/۱۹	۱۱۲۸۱/۱
BRICS	۳۹/۹	۲۹۸۱/۳۹	(میانگین) ۱۰۶۸۲/۹۲
جهان	۱۲۹/۸	۷۲۵۵/۸	(میانگین) ۱۰۶۱۰/۲۲
٪ از جهان	۳۰/۷	۴۱/۰۹	-

مأخذ: www/imf/org و World Economic Outlook, ۲۰۱۴

جدول ۳: تجارت دوجانبه و متغیرهای بلوک BRICS طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۱.

BRICS	متغیر*	برزیل	روسیه	هند	چین	آفریقای جنوبی
برزیل	Xij:	-	۲۸۹۳۳۷۸	۱۹۲۹۷۱۲/۸۵	۱۸۴۰۷۶۰۸	۱۲۹۷۳۵۶/۳۸
	Dist.:	-	۱۱۱۹۲/۶۷	۱۴۲۵۱/۵۵	۱۶۹۴۸/۰۴	۷۹۰۰/۱۹
	RER:	-	۲/۲۶	۲/۲۶	۲/۲۶	۲/۲۶
	LIND:	-	۷۱۱۶۵۷/۵	۱۸۰۱۱۱۸۵۱/۶۱	۸۱۲۷۰۴۸/۱۷	۱۱۵۸۴۴/۵۷
	DFL:	-	۰/۳۸۴۶	۰/۳۸۴۶	۰/۳۸۴۶	۰/۳۸۴۶
	DMF:	-	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷
	DCP:	-	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷
	DPG:	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
روسیه	Xij:	۱۱۳۴۳۴۹	-	۴۰۰۲۳۷۵/۶۲	۱۸۳۴۲۳۸۸/۹۲	۸۳۲۷۹/۴۶
	Dist.:	۱۱۱۹۲/۶۷	-	۴۳۱۴۱/۸۸	۵۷۹۵/۴۵	۹۹۱۳/۲۸
	RER:	۲۹/۴۱	-	۲۹/۴۱	۲۹/۴۱	۲۹/۴۱
	LIND:	۷۱۱۶۵۷/۴۶	-	۲۴۷۲۸۴۱۳/۶۲	۱۲۵۰۳۰۷۱/۵۱	۴۱۶۶۵۶/۷۰
	DFL:	۰/۶۱۵۴	-	۰/۶۱۵۴	۰/۶۱۵۴	۰/۶۱۵۴
	DMF:	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
	DCP:	۰/۳۸۴۶	-	۰/۳۸۴۶	۰/۳۸۴۶	۰/۳۸۴۶
	DPG:	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
هند	Xij:	۲۴۸۱۲۳۴/۴۶	۱۱۷۵۹۱۷/۷۷	-	۹۱۸۴۰۵۰/۶۲	۲۳۷۷۱۰/۰۸
	Dist.:	۱۴۲۵۱/۵۵	۴۳۴۱/۸۸	-	۳۷۸۵/۰۳	۸۰۰۰/۷۵
	RER:	۴۷/۶۵	۴۷/۶۵	-	۴۷/۶۵	۴۷/۶۵
	LIND:	۱۸۰۱۱۸۵۵/۶۱	۲۴۷۲۸۴۱۳/۶۲	-	۲۲۸۴۷۶۰/۳۲	۲۰۶۵۰۷۹۵/۳۲
	DFL:	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
	DMF:	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
	DCP:	۰/۷۶۹۲	۰/۷۶۹۲	-	۰/۷۶۹۲	۰/۷۶۹۲
	DPG:	۰/۱۵۳۸	۰/۱۵۳۸	-	۰/۱۵۳۸	۰/۱۵۳۸
چین	Xij:	۱۴۶۷۴۸۳۵/۵۴	۲۲۴۳۷۳۳۵/۲۳	۲۳۸۶۳۴۸۹/۳۸	-	۷۴۳۶۸۰۸/۵۴
	Dist.:	۱۶۹۴۸/۰۴	۵۷۹۵/۰۵	۳۷۸۵/۰۱	-	۱۲۹۶۷/۷۷
	RER:	۷/۴۱	۷/۴۱	۷/۴۱	-	۷/۴۱
	LIND:	۸۱۲۷۰۴۸/۱۷	۱۲۵۰۳۰۷۱/۵۱	۲۲۸۴۷۶۰/۳۲	-	۱۰۰۲۶۷۹۷/۲۷

	DFL:	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰
	DMF:	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰
	DCP:	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷	۰/۳۰۷۷	-	۰/۳۰۷۷
	DPG:	۰/۶۱۵۴	۰/۶۱۵۴	۰/۶۱۵۴	-	۰/۶۱۵۴
آفریقای جنوبی	Xij:	۴۶۸۶۸۵/۶۲	۱۸۵۰۴۴/۵۴	۱۳۷۹۶۵۵/۱۵	۴۸۸۱۰۳۱/۶۲	-
	Dist.:	۷۹۰۰/۱۹	۹۹۱۳/۲۸	۸۰۰۰/۷۵	۱۲۹۶۷/۷۷	-
	RER:	۷/۹۴۸	۷/۹۴۸	۷/۹۴۸	۷/۹۴۸	-
	LIND:	۱۱۵۸۴۴/۵۷	۴۱۶۶۵۶/۷	۲۰۶۵۰۷۹۵/۳۲	۱۰۰۲۶۷۹۷/۲۷	-
	DFL:	۰/۸۴۶۲	۰/۸۴۶۲	۰/۸۴۶۲	۰/۸۴۶۲	-
	DMF:	۰/۱۵۳۸	۰/۱۵۳۸	۰/۱۵۳۸	۰/۱۵۳۸	-
	DCP:	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-
	DPG:	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-

*- همه‌ی مقادیر ارائه شده میانگین سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۱ می‌باشند.

مأخذ: IMF:Direction of Trade Statistics (DOTS), Trade map, UNCTAD Statistics, CEPII, UN, WDI, Ilzetzki, Reinhart and Rogoff

۶- مانائی و همگرایی متغیرها

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده‌ی رگرسیون ساختگی است، یعنی علیرغم R^2 بالا رابطه‌ی معناداری بین متغیرها وجود ندارد. در تحقیقات سری زمانی فرض بر مانایی متغیر هاست. مساله‌ی رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل مدل تلفیقی و ترکیبی نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح گردد. در داده‌های ترکیبی همچون داده‌های سری زمانی لازم است مانائی متغیرها و در صورت لزوم همگرائی آنها مورد بررسی قرار گیرد. در داده‌های ترکیبی نیز در صورتی که متغیرها مانا نباشند الگوی رگرسیون حاصل را می‌توان یک الگوی کاذب به حساب آورد. ادبیات اقتصاد سنجی و ریشه‌ی واحد بیانگر آن است که آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده‌های ترکیبی نسبت به آزمون ریشه‌ی واحد سری زمانی دارای قدرت و صحت بیشتری است. وقتی که تعداد مشاهدات سری زمانی در هر کدام از مقاطع زیاد باشد، می‌توان تحلیل مانایی (وجود ریشه‌ی واحد) را برای هر کدام از آن مقاطع مورد بررسی قرار داد؛ اما قدرت آزمون ریشه‌ی واحد[۸۲] هنگامی که طول دوره‌ی داده‌ها کم است بسیار پایین می‌باشد. در این شرایط استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد مبتنی بر داده‌های ترکیبی برای افزایش قدرت آزمون‌ها ضروری است. به‌عنوان مثال، آزمون‌های معمول ریشه‌ی واحد مثل دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم یافته و فلیپس پرون که برای یک سری زمانی مورد استفاده قرار

[82] Unit Root Test

می‌گیرند از توان آزمون پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرضیه‌ی صفر هستند. این موضوع وقتی که حجم نمونه‌ی کوچک است، خیلی تشدید می‌شود. یکی از روش‌هایی که برای رفع این مشکل پیشنهاد شده، استفاده از داده‌های ترکیبی برای افزایش حجم نمونه و آزمون ریشه‌ی واحد در داده‌های ترکیبی است. لذا پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیّرهای مورد استفاده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد؛ زیرا مانایی متغیّرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های ترکیبی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود[۸۳]. برای آزمون ریشه‌ی واحد داده های ترکیبی از شش روش استفاده می‌شود که عبارتند از آزمون لوین لین چو[۸۴] (LLC)[۸۵]؛ آزمون بریتونگ (Brg)[۸۶]؛ ایم، پسران و شین (IPS)[۸۷]؛ آزمون‌های فیشر (F-PP و F-ADF)[۸۸] و آزمون هادری (Hrd)[۸۹]. از بین روش‌های مذکور، نتایج حاصل از آزمون مانایی جمعی[۹۰] متغیّرها برای گروه منتخب به شرح جدول زیر است.

---

[۸۳] در این آزمون یک الگوی رگرسیون کمکی به شرح زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

که در این رابطه $\alpha = p - 0$ است و فرضیه‌ی H_0 و H_1 عبارتند از:

$$\begin{cases} H_0 :\sim = 0 \\ H_1 :\sim < 0 \end{cases}$$

[۸۴] آزمون لوین لین چو آماره‌ی زیر را اندازه گیری کرده و نسبت به مانایی یا نامانایی متغیر تصمیم گیری می‌کند:

$$LLC : \overset{*}{t}_{\alpha} = \frac{t_{\alpha} - \left(N\tilde{T}\right) S_n \hat{\sigma}^{-2} se(\hat{\alpha}) \mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \rightarrow N(0,1) \qquad (۱۱)$$

[85] Levin, Lin and Chu (2002).
[86] Breitung (2000).
[87] Im, Pesaran and Shin (2003).
[88] Fisher, Augmented Dicky Fuller – Fisher, Phillips Perron (Madella and Wu, 1999; Choi, 2001).
[89] Hardi
[90] Common Unit Root

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد جمعی متغیّرهای تأثیرگذار برسطح تجارت در گروه منتخب

متغیر	سطح	LLC		Brg		IPS	
		Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic
LnX_{ijt}	I(۰)	۰/۰۰۰۰	-۶/۴۰۶	۰/۰۰۰۱	-۵/۰۴۵	۰/۰۰۱۲	-۲/۹۰۷
$LnMGDP_{ijt}$	I(۰)	۰/۰۰۰۰	-۶/۹۵۴	۰/۰۰۰۵	-۲/۷۴۱	۰/۰۰۰۲	-۴/۴۸۱
$LnRER_{ijt}$	I(۰)	۰/۰۰۰۱	-۳/۶۹۳	۰/۰۰۰۱	-۴/۰۲۵	۰/۰۰۰۰	-۳/۰۰۸
$LnLind_{ijt}$	I(۰)	۰/۰۰۱۸	-۱/۹۸۷	۰/۰۰۰۰	-۲/۰۵۴	۰/۰۰۰۰	-۵/۰۴۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد متغیرها، آماره‌ی t_{α}^{*} برای کلیه‌ی متغیرها به طور معناداری کمتر صفر بوده و فرضیه‌ی صفر (H_0) وجود ریشه‌ی واحد (یعنی $\alpha = 0$ در رابطه‌ی شماره‌ی ۱۰) در مقادیر جاری متغیرهای مورد بررسی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. بدین معنا که وجود ریشه‌ی واحد برای متغیرهای فوق الذکر با قدرت رد شود؛ و مانائی آن‌ها در سطح (یعنی $\alpha < 0$) تأیید می شوند؛ لذا نیازی به انجام آزمون همگرایی[۹۱] نیست و به تخمین مدل مورد نظر می‌پردازیم.

۷- تخمین مدل

دو روش برای برآورد مدل در شیوه‌ی GMM داده‌های ترکیبی پویا مطرح است. مبانی اولیه توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح شد که به آن روش تفاضلی مرتبه‌ی اول گفته می‌شود. در سال ۱۹۹۵ آرلانو باور و سال۱۹۹۸ بلوند- بوند با تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه‌ی اول، روش متعامد[۹۲] را ارائه کردند. تفاوت این دو روش بر اساس شیوه‌ای است که اثرات فردی[۹۳] در مدل گنجانده می‌شود. در روش اول از تفاضل و در روش دوم از روش انحراف متعامد[۹۴] استفاده می‌شود. در روش اول از تمام مجموع وقفه‌های موجود به عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌شود، اما در روش دوم از سطوح وقفه‌دار به عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌کند. هرچند که روش اول دارای شهرت بیشتری است، اما روش متعامد نسبت به روش اول دارای مزایایی است که محققان استفاده از آن را ترجیح می‌دهند. کازوهیکو[۹۵] (۲۰۰۹) نشان داد که اگر اثرات فردی مشاهده نشده از طریق روش متعامدی حذف شوند نتایج

[91] Cointegration
[92] Orthogonal
[93] Individual Effects
[94] Orthogonal Deviation
[95] Kazuhiko Hayakawa, (2009)

بهتری را نسبت به روش تفاضل مرتبه‌ی اول نشان می‌دهد. از جمله مزایای آن این است که با ارتقای دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تری را نسبت به روش تفاضلی ارائه می‌کند. برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان (Sargan Test) استفاده گردید. که در این آزمون، فرضیه‌ی صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلال می‌باشد. آماره‌ی آزمون سارگان توزیع کای دو با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار است. فرضیه‌ی صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیر ابزاری را رد می‌کند. در ادامه برای آزمون همبستگی سریالی (M_2) و بررسی همبستگی درجه‌ی اول در سطح، همبستگی از درجه‌ی دوم در تفاضل بررسی می‌شود. آزمون اعتبار ابزارها (و محدودیت گشتاوری)، آزمون همبستگی سریالی از مرتبه‌ی دوم پسماندهاست. عدم وجود همبستگی سریالی نشان می‌دهد که تمامی ارزش‌های با وقفه متغیرهای توضیحی را می‌توان به عنوان متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار داد. مدل مورد استفاده در این تخمین به شکل زیر است:

$$LnX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 LnMGDP_{ijt} + \beta_2 LnDist_{ijt} + \beta_3 LnRER_{ijt} + \beta_4 LnLind_{ijt} + \delta_1 D_t^{FL} + \delta_2 D_t^{MF} + \delta_3 D_t^{CP} + \delta_4 D_t^{PG} + u_{ijt} \qquad (۱۲)$$

نتایج حاصل از تخمین مدل با استفاده از روش تعمیم یافته گشتاورهای سیستمی به شرح زیر است:

جدول ۵: نتایج تخمین GMM داده‌های ترکیبی پویای سیستمی در گروه BRICS

Depend Variable: LnXij, System dynamic panel-data estimation 2001-2013				
متغیر های توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره	احتمال
LnXij(-1)	۰/۲۴۹۳۳	۰/۰۹۷۰۳	-۲/۵۶۹۵	۰/۰۱۰۸۶
LnMGDPij	۰/۴۲۷۲۸۴	۰/۰۲۵۵۸۱	۱۶/۷۰۳۱۴	۰/۰۰۰۰
LnDistij	-۰/۳۷۸۴۵	۰/۰۷۵۳۸۳	-۵/۰۲۱۳۴۲	۰/۰۰۰۰
LnRERij	۰/۲۹۲۰۴۸	۰/۰۳۳۸۸۵	۸/۶۲۵۵۵۲	۰/۰۰۰۰
LnLinderij	۱/۲۶۰۳۳۹	۰/۴۵۹۷۳۴	-۲/۷۴۱۴۵۱	۰/۰۰۶۶
DFL	-۰/۱۲۷۸۸۰	۰/۵۲۴۹۳۵	-۰/۲۴۳۵۹۱	۰/۸۰۷۷
DMF	-۰/۶۰۴۴۵۱	۰/۴۶۰۳۸۶	-۱/۳۱۲۹۲۲	۰/۱۹۰۴
DCP	۰/۶۰۶۳۵۷	۰/۴۹۱۳۰۵	۱/۲۳۴۱۷۶	۰/۲۱۸۳
DPG	۰/۴۲۷۲۸۴	۰/۰۲۵۵۸۱	۱۶/۷۰۳۱۴	۰/۰۰۰۰
Number of obs=۲۶۰ Wald test = ۳۴/۵۴۱۷ (Prob:۰/۰۰۲۱)		Sargan test: (J Stat=۱۰۴/۱۷۵۶) Prob > chi2 = ۰/۹۴۵۵; AR(1) test: Prob>z = ۰/۰۱۸۸		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج آزمون والد که از توزیع کای دو با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب گروه کشورهای منتخب در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. آماره‌ی آزمون سارگان نیز که بیانگر انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری است، از توزیع کای دو با درجات آزادی با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار است، به ترتیب برای گروه کشورهای منتخب BRICS برابر با ۱۰۴/۱۸ (با احتمال ۰/۹۴۵۵) است، که با توجه به احتمال این آماره می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل به نحو مناسبی انتخاب شده‌اند. به منظور تعیین مرتبه‌ی خود همبستگی جملات اخلال از آماره‌ی آزمون آرلانو و باند استفاده شد که بر اساس نتایج بدست آمده (۰/۰۱۸۸) فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلال تفاضل‌گیری شده رد نشده و بنابراین روش آرلانو و باند روشی مناسب برای برآورد پارامترهای مدل و حذف اثرات ثابت است؛ و با یک مرتبه تفاضل‌گیری از جملات اخلال، همبستگی سریالی بین جملات اخلال از بین رفته و جملات اخلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه‌ی اول و دوم نیستند.

۸- تجزیه و تحلیل

نتایج حاصل از تخمین مدل داده‌های ترکیبی پویای کشورهای گروه BRICS نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل مورد برآورد دارای اثر معنادار بر متغیر حجم تجارت می‌باشند. صادرات دوجانبه‌ی کشورهای عضو، به صورت تأخیری با ضریب ۰/ ۲۴۹ بر حجم تجارت تأثیر مثبت و معناداری داشته است. فرضیه‌ی لیندر که بیانگر شباهت اقتصادی کشورهای عضو در گروه تجاری است تأیید شده است و با ضرایب معنادار ۱/۲۶۰۳ نتایج اکثر مطالعات تجربی موجود از جمله بالتاجی و همکاران (۲۰۰۳)، سرلانگا و شین (۲۰۰۷) و کبیر و سلیم (۲۰۱۰) را تأیید کرده است. نتایج تجربی مطالعات اخیر نشان داده است که توسعه‌ی همکاری‌های تجاری منطقه‌ای بر رابطه‌ی قیمت کالاهای نهائی وارداتی تأثیر گذاشته و عکس‌العمل آن را نسبت به نرخ ارز کمتر کرده، به صورتی که یکپارچگی و شکل‌گیری بلوک‌های تجاری باعث ایجاد حساسیت و عکس‌العمل بیشتر صادرکنندگان نسبت به

قیمت‌های رقبای خویش شده و باعث کاهش رابطه بین قیمت کالاهای نهایی وارداتی و نرخ ارز می‌شود؛ این مسأله باعث شده که اعمال سیستم مدیریت ارزی از طریق نظام‌های مختلف ارزی، بر جریان تجارت کشورها تأثیرگذار باشد؛ هرچند شکل‌گیری بلوک‌های تجاری منطقه‌ای و اعمال نظام‌های مختلف ارزی در آنها، نتایج متفاوتی را نشان داده است. در این مطالعه، از بین متغیرهای مجازی مورد آزمون در این گروه، نظام‌های ارزی شناور آزاد تأثیر معناداری بر جریان تجارت نداشته است، در حالی که نظام شناور مدیریت شده، تأثیر کاملاً معناداری و معکوسی بر تجارت زوج کشورها داشته‌است. به صورتی که نظام ارزی شناور مدیریت شده با ضریب ۰/۶۰۴۵ تأثیر قابل توجهی بر کاهش حجم تجارت بین کشورها در این گروه همکاری منطقه‌ای داشته است. نتایج بررسی در این گروه همکاری اقتصادی نشان داده است که نظام ارزی میخکوب شده خزنده با ضریب ۰/۶۰۶۳ و نظام ارزی میخکوب شده با ضریب ۰/۴۲۷۸ تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت داشته‌اند. در مجموع اعمال نظام‌های ارزی میخکوب شده (در مقایسه با شناور)، در بلوک تجاری منتخب جریان تجارت را به سمت صادرات کشورهای عضو بهبود بخشیده است و این نتیجه مطالعات تجربی کیم و پاپی (۲۰۰۵)، ماتینز و همکاران (۲۰۰۹)، گاست و همکاران (۲۰۱۰)، قریشی و تسانگاریدز (۲۰۱۲) و سالواتیسی (۲۰۱۳) را تائید می‌کند.

۹- جمع‌بندی و نتیجه گیری

در این بررسی، تأثیر اعمال نظام‌های مختلف ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای در گروه همکاری BRICS مشتمل بر ۵ کشور، طی دوره سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۱، با استفاده از مدل جاذبه‌ی تعمیم یافته و روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM) انجام شد. ابتدا ادبیات نظری پیرامون رابطه‌ی اعمال نظام‌های ارزی و تراز تجاری و مطالعات تجربی انجام شده بررسی شده، مدل جاذبه‌ی تعمیم یافته مبتنی بر الگوی داده‌های ترکیبی پویا تبیین گردیده و سپس روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM) ارائه گردید. نتایج حاصل نشان داد که اعمال نظام‌های ارزی مختلف (شناور آزاد، شناور مدیریت شده، میخکوب شده خزنده و میخکوب شده) در این گروه تأثیر معنادار و متفاوتی بر جریان تجارت بین کشورهای عضو داشته است؛ به این صورت که نظام ارزی شناور

(با احتمال ۰/۸۰۷۷) تأثیر معناداری بر جریان تجارت نداشته است. بر اساس نتایج بدست آمده اعمال نظام‌های ارزی میخکوب شده خزنده و میخکوب شده (در مقایسه با شناور)، در بلوک تجاری مورد بررسی جریان تجارت را به سمت صادرات کشورهای عضو بهبود بخشیده است و این بدین معناست که استفاده از نظام‌های ارزی خزنده و میخکوب شده (به جای شناور) می‌تواند جریان تجارت را به نفع کشور عضو در بلوک تجاری تغییر جهت دهد. در این مطالعه فرضیه‌ی لیندر در داده‌های ترکیبی مورد بررسی و تحت اعمال نظام‌های ارزی مختلف مورد تأیید قرار گرفت و معناداری آن تأیید شد.

فهرست منابع:

رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۷). تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی. دوره ۳۳، شماره ۲، صفحه ۵۷-۸۶.

سوری، امیر رضا، احمد تشکینی. (۱۳۹۰). عوامل موثر بر تجارت ایران و بلوک‌های منطقه‌ای اتحادیه اروپا و آ سه آن، فصل نامه مدل‌سازی اقتصادی، سال سوم، شماره سوم، صص ۱۵۸-۱۳۵.

سوری، امیررضا. (۱۳۹۳). تحلیل عوامل مؤثر بر هم‌گرایی تجاری ایران با بلوک‌های منطقه‌ای منتخب (کاربرد یک مدل جاذبه). پژوهشنامه اقتصادی. دوره ۱۴، شماره ۲، صص ۶۳ -۳۷.

شکیبایی، علیرضا، مریم سعید. (۱۳۹۱). اثر بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ بر همگرایی تجاری کشورهای توسعه یافته (مطالعه موردی: OECD). مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای سال نوزدهم، دوره جدید شمارۀ۴، صص ۹۸- ۷۵.

کریمی، فرزاد. (۱۳۸۷). رابطه یکپارچگی تجارت خارجی و همزمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی: فرصتی برای تشکیل اتحادیه اروپا. رساله دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان.

کریمی هسنیجه، حسین. (۱۳۸۵). جهانی شدن، یکپارچگی اقتصادی و پتانسیل تجاری: بررسی مدل جاذبه در تحلیل تجاری ایران. فصل نامه اقتصاد و تجارت نوین. جلد ۲ شماره ۵ صفحات ۱۱۸-۱۴۳.

مانی، محمد علی. (مترجم). (۱۳۸۶). مالیه بین الملل (نوشته دنیس اپل یارد، آلفرد فیلد). ویرایش اول، چاپ دوم، نشر نی تهران.

Aizen man; Edwards, s. & Riera-Crichton, D. (2012). Adjustment Patterns to Commodity Terms of Trade Shocks: The Role of Exchangente and International Reserves. Journal of International Money and Finan ce. XXX, PP: 1-27.

Anderson James E.; Wincoop Eric Van. (2004). Trade Costs. Journal of Economic Literature, Vol. 42, No. 3. pp. 691-751.

Arrelano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification in panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economics and Statistics58: 277-297.

Arrelano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error components models. Journal of Econometrics, 68: 29-51.

Badinger, H. & F. Breuss (2008). Trade and Productivity: an Industry Perspective, Empirica, 35, 213-231.

Bahmani-Oskooee, M. & Y. Wang. (2008). Impact of Exchange Rate Uncertainty on Commodity Trade between the U.S. and Australia. Australian Economies Papers, 47(3), 235-258.

Bahmani-Oskooee, M. & Y. Wang. (2009). Exchange Rate Sensitivity of Australia/s Trade Flows: Evidence from Industry Data. The Manchester School, 77(1), 1-16.

Baltagi, B.H., Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2003). A Generalized Design for Bilateral Trade Flow Models, Economics Letters, 80, 391-7.

Bergstrand, J. H. (1990). The Heckscher-Ohlin-Samuelson Model, The Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade. The Economic Journal. 100: December 1216-1229.

Bharadwaj, R. (1962). Factor Proportions and the Structure of Indo-U.S. Trade. Indian Economic Journal 10 (October), 105-16.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, 87: 11-143.

Chow, P., M. Kellman & Y. Shachmurove. (1994). East Asian NIC Manufactured Intra-Industry Trade, 1965-1990. Journal of Asian Economies 5:3, 335-48.

Deardorff, A. V. (1984). Testing Trade Theories and Predicting Trade Flows. In R. W. Jones and P. B. Kenen (eds.) Handbook of International Economics. Amsterdam, I.: Elsevier Science Publishers.

Egger, P. (2002). An Econometric View on the Estimation of Gravity Models and the Calculation of Trade Potentials, World Economy, 25, 297-312.

Ekanayake E. M.; Thaver R. L. Plante D. (2012). The Effects of Exchange Rate Volatility on South Africa's Trade with the European Union. The International Journal of Business and Finance Research, v. 6 (3) p. 13-26.

Fillat-Castejón, Carmen and José Ma Serrano-Sanz. (2004). Linder Revisited: Trade and Development in the Spanish Economy, International Review of Applied Economics, July Vol. 18, No. 3, 323-348.

Francois, J. F. & S. Kaplan. (1996). Aggregate Demand Shifts, Income Distribution, and the Linder Hypothesis. The Review of Economics and Statistics 78:2, 244-50.

Frankel, J., Stein, E. & Wei, S. (1993). Continental Trading Blocs: Are They Natural, or Super-Natural? (December). NBER Working Paper No. W4588.

Greytak, D. & U. Tuchinda. (1990). The Composition of Consumption and Trade Intensities: An Alternative Test of the Linder Hypothesis. Weltwirtschaftliches- Archiv 126:1, 50-57.

Grossman, G. & Helpman, E. (2005). A Protectionist Bias in Majoritarian Politics, Quarterly Journal of Economy 120, 139-1282.

Gust, C., Leduc, S., Vigfusson, R.J. (2010). Trade iIntegration, Competition and Dedine in Exchowye Rate Pass Through. Jourral of Monetary Economics, Vol: 57(3), PP: 309-324.

Hanink, D. M. (1988). An Extended Linder Model of International Trade. Economic Geography 64:4, 322-34.

Hanink, D.M. (1990). Linder, Again. Weltwirtschaftliches-Archiv 126:2,257-67.

Heckscher, E. F. (1950). The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income. In American Economic Association. H. S. Ellis and L. A. Metzler (eds.) Readings in the Theory of International Trade. Chapter 13. Philadelphia: Blakiston Publishers.

Helpman, E. & Krugman, P. (1985). Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy. Cambridge, MA: MIT Press.

Hoftyzer, J. (1984). A Further Analysis of the Linder Trade Thesis. Quarterly Review of Economics and Business 24:2, 57-70.

http://databank.worldbank.org.

http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx.

http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/population.htm

http://unctad.org/en/pages/Statistics.aspx

http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=8

http://www.trademap.org/SelectionMenu.aspx

Ilzetzki, E., Reinhart, C. & Rogoff, K. (2011). The country chronologies and background material to exchange rate arrangements in the 21st century: will the anchor currency hold?, Quarterly Journal of Economics 119(1).

Kabir, M. & Salim, R. (2010). Can Gravity Model Explain BIMSTEC'S Trade?, Journal of Economic Integration, 25(1), 144-166.

Kazuhiko Hayakawa. (2009). First Difference or Forward Orthogonal Deviation- Which Transformation Should be Used in Dynamic Panel Data Models?: A Simulation Study, Economics Bulletin, Vol. 29 no.3 pp. 2008-2017.

Kennedy, T. E. & R. McHugh. (1983). Taste Similarity and Trade Intensity: A Test of the Linder Hypothesis for U. S. Exports. Weltwirtschaftliches-Archiv 119:1, 84-96.

Kim, Jun II; papi, Laura. (2005). Regional Integration and Exchange Rate Arrangement. Chapter 5 of Central America: Global Integration and Regional Cooperation: Edited by Rod Lauer M. and Schipke A. IMF. (Retriwed at: 2013108115 www.imf.org/external/pubs/ft/op/243ch5.pdf)

Krugman, P. (1990). Rethinking International Trade. Cambridge, MIT Press.

Kwack, Suny. (2005). Exchange Rate and Monetary Region Options for Regional Cooperation in East Asia. Journal of Asian Economics, Vol: 16, PP: 57-75.

Leontief, W.W. (1953). Domestic Production and Foreign Trade: The American Capital Position Re-examined. In J. Bhagwati (ed.) International Trade: Selected Readings. England: Penguin Books Middlesex.

Linder, S.B. (1961). An Essay on Trade and Transformation. New York: Wiley and Sons.

Linnemann, H. & Van Beers, C. (1988). Measures of Export-Import Similarity and the Linder Hypothesis Once Again. Weltwirtschaftliches Archiv, 124(3), 445-457.

Linnemann, H. & C. Van Beers. (1988). Measures of Export-Import Similarity, and the Linder Hypothesis Once Again. Weltwirtschaftliches-Archiv 24:3, 445-57.

Martinez-Zarzoso, I. & Nowak-Lehmann, F. (2003). Augmented Gravity Model: An Empirical Application to Mercosur-European Union Trade Flows. Journal of Applied Economics, 6(2): 291-316.

Mátyás, L. (1997). Proper Econometric Specification of the Gravity Model. The World Economy. 20: 363-369.

Nardis Sergio, Santis Roberta & Vicarelli Claudio. (2008). The Single Currency's Effects on Eurozone Sectoral Trade: Winners and Losers? Discussion Paper 2008-1 http://www.economics-ejournal.org/economics /journalarticles/2008-17

Papazolou, C., Pentencost, J. & Marques, H. (2006). Model Forecast of the Potential Trade Effects of EU Enlargement: Lessons from 2004 and Path- Dependency in Integration, World Economy, 29, 1071-1089.

Sailors, J. W., U. A. Qureshi & E. M. Cross. (1973). Empirical Verification of Linder's Trade Thesis. Southern Economic Journal 40:2, 262-68.

Salvatici, Luca. (2013). The Gravity Model in International Trade. AGRODEP Technical Note, TN-04. Available: http://www.agrodep. org/fr/resource/gravity-model-international-trade

Sedano, F. (2005). Trade Adjustments to Exchange Rates in Regional Economic Integration: Argentina and Brazil. PhD Dissertation Submitted to the Graduate Faculty of Auburn University, Alabama.

Serlenga, L., Shin, Y. (2007). Gravity Models of Intra-EU Trade: Application of the CCEP-HT Estimation in Heterogeneous Panels with Unobserved Common Time- Specific Factors, Journal of Applied Econometrics, 22, 361-381.

Tagushi, H; Murofushi, H. & Tsuboue, H. (2009). Exchange Rate Regime and real Exchange Rate behavior. Economics bulletin, VOL. 29 Issue4, PP: 2924 -2936.

Tenreyro Silvana. (2007). On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility. Journal of Development Economics, 82, pp: 485-508.

Thursby, J. G. & M. C. Thursby. (1987). Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk. The Review of Economics and Statistics 69:3, 488-495.

Tinbergen, J. (1962). Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy. New York: The Twentieth Century Fund.