

کاربردی از مدل جاذبه تعمیم‌یافته پویا در تحلیل تأثیری ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری کشورهای جهان اسلام

حمید عزیزمحمدلو*

نوع مقاله: علمی پژوهشی	تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۳/۸	تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۳	شماره صفحه: ۸۵-۴۷
------------------------	------------------------	-----------------------	-------------------

کشورهای اسلامی در عصر کنونی با چالش‌های بسیاری در عرصه‌های مختلف از جمله در عرصه اقتصادی مواجه‌اند که ریشه بسیاری از آنها در مسائل سیاسی نهفته است. یکی از مصادیق چنین امری همگرایی تجاری بین این کشورهاست که با وجود وجوه اشتراک متعدد، دوام لازم را ندارند. در این مقاله تأثیری ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری کشورهای جهان اسلام در قالب الگوی جاذبه تعمیم‌یافته پویا و با استفاده از داده‌های منتخبی از شانزده کشور مسلمان آسیایی از جمله ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های حاصل از برآورد مدل جاذبه تعمیم‌یافته پویا که با روش پانل پویا و گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام شده است، مبین آن است که تولید ناخالص داخلی، میزان جمعیت، مشابهت ساختار اقتصادی و زبان مشترک بین کشورها تأثیر مثبت و فاصله جغرافیایی تأثیر منفی معنادار بر همگرایی تجاری کشورهای مورد مطالعه دارد. ضریب متغیر بی‌ثباتی سیاسی در مدل جاذبه پویا منفی برآورد شده است که با توجه به معنادار بودن آن این‌گونه استنباط می‌شود که افزایش بی‌ثباتی سیاسی نقش مخربی در همگرایی تجاری کشورهای مسلمان در دوره مورد بررسی داشته است. با توجه به اثرگذاری قابل ملاحظه این عامل بر همگرایی تجاری، پیشنهاد می‌شود کشورهای مسلمان و همچنین سازمان کنفرانس اسلامی، برنامه‌ها و تمهیدات ویژه‌ای را برای افزایش ثبات سیاسی در این کشورها به‌کار گیرد تا از این طریق یکی از پیش‌نیازهای اصلی افزایش همکاری‌های تجاری میان آنها فراهم شود.

کلیدواژه‌ها: همگرایی تجاری؛ بی‌ثباتی سیاسی؛ مدل جاذبه تعمیم‌یافته پویا؛ کشورهای اسلامی

* استادیار دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)؛

Email: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir

مقدمه

گرایش به همگرایی^۱ از ویژگی‌های بارز سده بیستم به‌ویژه نیم‌قرن اخیر محسوب می‌شود. رقابت اقتصادی و فنی یکی از وجوه بارز دنیای معاصر است و هیچ کشوری نمی‌تواند خود را از تأثیرات آن دور نگاه دارد. در چارچوب همین رقابت است که همکاری و همگرایی معنا و مفهوم پیدا می‌کند (ولایتی و سعیدمحمدی، ۱۳۸۹: ۱۵۲). در واقع، جهان در حال گذر به مرحله جدید مبادلات همه‌جانبه و مشارکت همگانی در فعالیت‌های اقتصادی است. از این‌رو دولت‌های ملی به منطقه‌گرایی و تشکیل ترتیبات منطقه‌ای روی آورده‌اند تا از این طریق اقتصاد خود را در مقابل مشکلات جهانی حفظ کنند و ارتقای سرمایه‌گذاری و رشد را در درون منطقه میسر کنند (شکیبایی و بطا، ۱۳۸۸: ۲۴). به عبارت دیگر امروزه دور جدیدی در اقتصاد جهانی آغاز شده و اقتصاد جهانی روندی را در پیش گرفته که بیش از پیش اقتصاد کشورهای مختلف را به هم نزدیک و وابسته می‌کند (اکبری و فرهمند، ۱۳۸۴: ۳).

با این حال، مطالعه تجارب همگرایی در بین کشورهای اسلامی بیانگر آن است که روند همگرایی در میان این کشورها از توفیق چندانی برخوردار نبوده و تلاش‌هایی که در این زمینه صورت گرفته یا متوقف شده و یا به امید دستیابی به موفقیت‌های آینده ادامه یافته است. در واقع از زمان شکل‌گیری اتحادیه اروپا، دولت‌های اسلامی با الگوبرداری از این اتحادیه تلاش کرده‌اند تا در سایه نظریه‌های همگرایی در مسیر اتحاد و همبستگی گام بردارند. اما طرح‌های ارائه شده برای همگرایی، توفیق چندانی به دست نیاورده است (ولایتی و سعیدمحمدی، ۱۳۸۹: ۱۷۶-۱۶۸).

ساختار سیاسی کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی از زوایای قبیله‌گرایی و یا ملی‌گرایی، سکولاریسم و یا دیانت محوری، پادشاهی، خلافت، سلطان‌نشینی، شخص و رهبر محوری و یا دمکراتیک، حاکمیت حزب واحد و یا احزاب متعدد، میزان نفوذ نیروهای نظامی، مقامات روحانی و یا قطب‌های ثروتمند اقتصادی در سیاست‌گذاری و همچنین درصد واقعی مشارکت سیاسی شهروندان با یکدیگر متفاوت هستند که این تفاوت ساختار،

همسویی را با مشکل روبه‌رو می‌کند. در دهه اخیر بخش مهمی از منازعات کشوری و منطقه‌ای به حوزه خاورمیانه و کشورهای اسلامی کشانده شده است. شدت این منازعات که هر یک ماهیت، ابعاد و ویژگی‌های خاص خود را دارد، زمینه تضعیف جدی استخوان‌بندی کشورهای اسلامی را دامن زده است (بزرگمهری، محمدخانی و نعمتی، ۱۳۹۵: ۳۱).

بررسی‌های مرکز آموزش و پژوهش مسائل اجتماعی، اقتصادی و آماری سازمان همکاری اسلامی (SESRIC, 2015: 29) حاکی از آن است که ثبات سیاسی در کشورهای جهان اسلام طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ نه تنها روند نزولی را تجربه کرده است، بلکه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته و همچنین در مقایسه با میانگین جهانی شاخص ثبات سیاسی در حد پایین‌تری قرار دارد. به‌طور بدیهی می‌توان انتظار داشت که افزایش بی‌ثباتی سیاسی در دهه‌های اخیر زمینه‌های همگرایی تجاری کشورهای جهان اسلام را تضعیف کند. در این مقاله سعی می‌شود تا در چارچوب مدل جاذبه تعمیم‌یافته پویا، نقش بی‌ثباتی سیاسی در همگرایی تجاری کشورهای جهان اسلام با استفاده از شواهد مرتبط با شانزده کشور مسلمان آسیایی در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ مورد مطالعه قرار گیرد. از این‌رو در ادامه مبانی نظری پژوهش بررسی شده و به دنبال مروری بر پیشینه موضوع، ارائه مدل و روش تخمین، چگونگی تأثیر ابعاد مختلف بی‌ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری این کشورها برآورد و تحلیل شده است.

۱. چارچوب نظری و مدل

۱-۱. همگرایی تجاری

همگرایی تجاری، در ساده‌ترین مفهوم به توسعه حجم و شدت تجارت دوجانبه بین دو کشور یا مجموعه‌ای از کشورها اشاره دارد. فرانکل و رز، کلارک و دیگران و کالدرون و دیگران به‌منظور بررسی شدت تجارت دوجانبه از شاخص‌های متفاوتی برای اندازه‌گیری شدت تجارت استفاده کرده‌اند (Frankel and Rose, 1998; Clark and et al., 2004; Calderón and et al., 2002).

این شاخص‌ها شدت تجارت بین‌المللی دوجانبه بین کشورهای i و j را با استفاده از متغیرهای صادرات و واردات در زمان t نشان می‌دهند و با رابطه زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

$$T_{ijt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T_{ijt}}{T_{it} + T_{jt}} \quad (1)$$

در رابطه (۱)؛ T_{ijt} جریان تجارت دوجانبه (مجموع صادرات و واردات) بین دو کشور i و j را نشان می‌دهد. T_{jt} و T_{it} به ترتیب جریان‌های تجارت کل کشورهای i و j یعنی مجموع صادرات کل و واردات کل این کشورها را نشان می‌دهد. در برخی مواقع به جای مجموع صادرات و واردات کل، از مجموع تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. در این صورت شاخص شدت تجارت به صورت رابطه (۲) تغییر می‌یابد.

$$T_{ijt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^T \frac{T_{ijt}}{GDP_{it} + GDP_{jt}} \quad (2)$$

در رابطه (۲)؛ GDP_{jt} و GDP_{it} به ترتیب تولید ناخالص داخلی کشورهای i و j را نشان می‌دهد. البته برخی از محققین از جمله شین و وانگ در رابطه (۱) به جای استفاده از حجم کلی تجارت، از آمار صادرات و واردات استفاده کرده‌اند و روابط (۳) و (۴) را برای محاسبه شدت تجارت دوجانبه بین کشورها پیشنهاد داده‌اند (Shin and Wang, 2004).

$$T_{ijt} = \frac{X_{ijt}}{X_{it} + X_{jt}} \quad (3)$$

در رابطه (۳)؛ X_{ijt} کل صادرات از کشور i به کشور j در زمان t را نشان می‌دهد. X_{jt} به ترتیب کل صادرات کشورهای i و j در زمان t است. با جایگزین کردن واردات به جای صادرات در رابطه (۳) شاخص دیگری از شدت تجارت دوجانبه به صورت زیر ارائه شده است.

$$T_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{M_{it} + M_{jt}} \quad (4)$$

در رابطه (۴)؛ M_{ijt} کل واردات کشور i از کشور j در زمان t را نشان می‌دهد. M_{jt} و M_{it} به ترتیب حاکی از کل واردات کشورهای i و j در زمان t است. شاخص‌های فوق تحت تأثیر اندازه فعالیت‌های اقتصادی کشورهای طرف تجاری قرار می‌گیرد و نمی‌توان از طریق آنها شدت و عمق مبادلات کشورها را مورد مقایسه قرار داد. از این رو با توجه به تفاوت اندازه بازار

کشورها از لحاظ جمعیت و تولید ناخالص داخلی و به منظور تحلیل دقیق تر از یکپارچگی تجاری شاخص دیگری در مطالعاتی چون درایسدل و گارنات مطرح شده است که در رابطه (۵) آمده است (Drysdell and Garnaut, 1993).

$$T_{ijt} = \frac{X_{ijt} / X_{iwt}}{M_{jwt} / M_{wt}} \quad (5)$$

در رابطه (۵)؛ X_{ijt} صادرات کشور i به کشور j در دوره t ، X_{iwt} صادرات کل کشور i به کشورهای جهان در دوره t ، M_{iwt} کل واردات کشور i در زمان t و M_{jwt} کل واردات جهان را در زمان t نشان می دهد. شاخص فوق هر اندازه بزرگتر از یک باشد نشان می دهد که تجارت بین دو کشور از سهم مشارکت آنها در تجارت جهانی بیشتر است. برای بررسی دقیق تر، رابطه (۵) به صورت زیر بازنویسی شده است.

$$T_{ijt} = \frac{X_{ijt}}{X_{iwt} (M_{jwt} / M_{wt})} \quad (6)$$

مخرج کسر رابطه (۶)؛ صادرات مورد انتظار کشور i به کشور j را نشان می دهد. اگر عبارت مخرج کسر را به عنوان وزن در نظر گرفته و صورت \bar{X}_{ijt} نشان دهیم، آنگاه رابطه (۶) را می توان به صورت ذیل نشان داد.

$$T_{ijt} = \frac{X_{ijt}}{\bar{X}_{ijt}} \quad (7)$$

درواقع شاخص نشان داده شده در رابطه (۷)؛ سهم صادرات بالفعل کشور i به کشور j را از کل صادرات مورد انتظار آن کشور به بازار کشور j نشان می دهد. اگر این شاخص بزرگتر از یک باشد، حاکی از شدت جریان تجاری است و کوچکتر بودن آن نیز نشان دهنده پایین بودن جریان تجاری بین دو کشور است (کریمی و طیبی، ۱۳۸۹: ۱۳۵).

هاماناکا در تحلیلی جامع به مقایسه انواع روش های محاسبه شدت همگرایی تجاری پرداخته و این شاخص ها را در چهار گروه تقسیم بندی کرده است که عبارت اند از: (Hamanaka, 2015).

الف) سهم تجارت^۱: این شاخص سهم یک کشور یا یک منطقه را از کل تجارت یک کشور یا منطقه دیگر نشان داده و با رابطه زیر محاسبه می شود.

$$TI_{ijt} = \frac{T_{ijt}}{T_{it}} = \frac{(X_{ij} + X_{ji}) + (M_{ij} + M_{ji})}{X_{iw} + M_{iw}} \quad (۸)$$

این شاخص با اینکه بسیار مورد استفاده قرار می گیرد، اما درخصوص ارباب جهت تجارت^۲ و قوت روابط تجاری^۳ مطلبی را بیان نمی کند. این نقایص با به کارگیری شاخص شدت تجارت قابل رفع است.

ب) شدت تجارت^۴: این شاخص، تجارت جهانی را به عنوان یک معیار مقایسه ای در نظر گرفته و از طریق رابطه زیر محاسبه می شود.

$$TI_{ijt} = \frac{T_{ijt} / T_{jt}}{T_{it} / T_{wt}} = \frac{(X_{ijt} + X_{jit}) + (M_{ijt} + M_{jit})}{X_{iwt} + M_{iwt}} / \frac{(X_{jwt} + M_{jwt})}{X_{wt} + M_{wt}} \quad (۹)$$

شاخص شدت تجارت تحلیل های دقیق تری نسبت به شاخص سهم تجارت ارائه می دهد، اما به دو دلیل معیار مناسبی برای مقایسه نیست. مشکل اول برخاسته از اندازه^۵ تجارت کشور مورد بررسی است. زمانی که اندازه کشور بسیار بزرگ است این امر کل تجارت جهانی و در نتیجه معیار مقایسه را متأثر می کند. دیگری مشکل تغییرپذیری دامنه شاخص^۶ است. زیرا تغییرپذیری دامنه این شاخص، به اندازه کشور طرف تجاری بستگی دارد. شاخص شدت همگنی که در ذیل به آن اشاره می شود، این معضل را برطرف می کند.

ج) شدت همگنی تجارت^۷: برای محاسبه شاخص شدت همگنی تجارت بین دو کشور، کل تجارت جهانی به استثنای میزان تجارت کشور مدنظر قرار می گیرد. این شاخص با استفاده از رابطه زیر محاسبه می شود.

1. Share Indicator
2. Bias of Trade Direction
3. Strength of Trade Linkage
4. Intensity Indicator
5. Giant Problem
6. Range Variability
7. Homogeneous Intensity Indicator

$$HI_{ijt} = \left(\frac{T_{ijt}}{T_{iwt}} / \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) = \left(\frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{iwt} + M_{iwt})} / \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{it} + M_{it})} \right) \quad (10)$$

اندیس r به صادرات و واردات تمامی کشورهای جهان به استثنای کشور مورد بررسی اشاره دارد. در محاسبه شاخص شدت همگنی، کل جهان به غیر از کشور مورد بررسی به عنوان معیار مقایسه در نظر گرفته می شود. این شاخص معیار مناسب تری برای مقایسه های منطقه ای است. اما در عین حال دارای دو ضعف است: یکی عدم تقارن دامنه شاخص^۱ و ضعف دیگر این است که گرایش به سمت یک کشور و گرایش به سمت سایر کشورهای جهان به استثنای آن کشور می تواند هم راستا باشد. برای رفع این مشکل می توان از شاخص گرایش تجاری بهره برد.

د) **گرایش تجاری:**^۲ برای محاسبه شاخص گرایش تجاری بین کشور i و j ، به دو شاخص نیاز است. اول، شدت همگنی تجارت بین دو کشور i و j است (H_{ij}) که پیشتر مورد بحث قرار گرفت و دوم شدت همگنی تجارت کشور i و سایر کشورها به استثنای کشور j است که به صورت زیر قابل محاسبه است.

$$HE_{ijt} = \left(\left(1 - \frac{T_{ijt}}{T_{iwt}} \right) / \left(1 - \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) \right) = \left(\left(1 - \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{iwt} + M_{iwt})} \right) / \left(1 - \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{it} + M_{it})} \right) \right) \quad (11)$$

حال شاخص گرایش تجاری بین دو کشور i و j از طریق رابطه زیر محاسبه می شود.

$$TI_{ijt} = \frac{(HI_{ijt} - HE_{ijt})}{(HI_{ijt} + HE_{ijt})} = \frac{\left(\frac{T_{ijt}}{T_{it}} / \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) - \left(\left(1 - \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) / \left(1 - \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) \right)}{\left(\frac{T_{ijt}}{T_{it}} / \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) + \left(\left(1 - \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) / \left(1 - \frac{T_{ijt}}{T_{it}} \right) \right)} \quad (12)$$

$$TI_{ijt} = \frac{(HI_{ijt} - HE_{ijt})}{(HI_{ijt} + HE_{ijt})} = \frac{\left(\frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{iwt} + M_{iwt})} / \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{it} + M_{it})} \right) - \left(\left(1 - \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{iwt} + M_{iwt})} \right) / \left(1 - \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{it} + M_{it})} \right) \right)}{\left(\frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{iwt} + M_{iwt})} / \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{it} + M_{it})} \right) + \left(\left(1 - \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{iwt} + M_{iwt})} \right) / \left(1 - \frac{(X_{ijt} + M_{ijt})}{(X_{it} + M_{it})} \right) \right)}$$

1. Range Asymmetry
2. Introversion Index

این شاخص، مشکلات شاخص‌های قبلی را ندارد از این رو معیار مناسب‌تری برای مقایسه شدت گرایش تجارت بین کشورها محسوب می‌شود. در مطالعات اخیر نیز این شاخص برای مقایسه میزان همگرایی تجاری پیشنهاد شده است (Plummer, Cheong, and Hamanaka, 2010; Iapadre and Plummer, 2011; Iapadre and Tajoli, 2014).

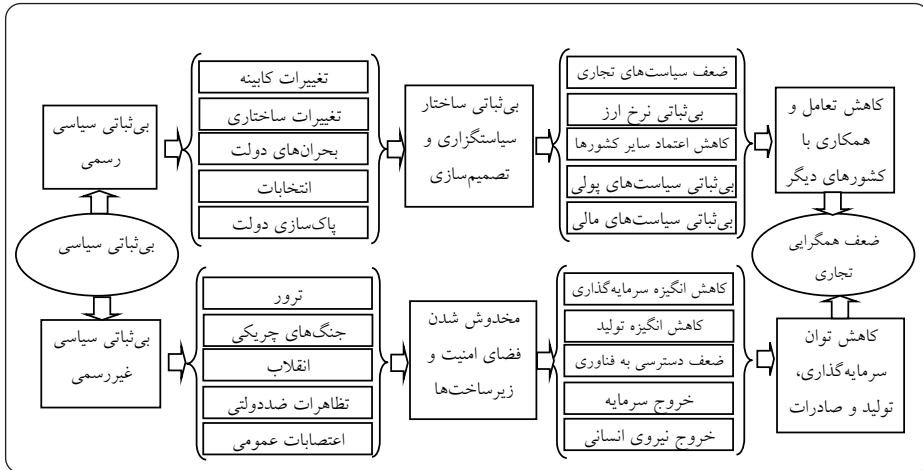
۱-۲. بی‌ثباتی سیاسی و سازوکار تأثیر آن بر همگرایی تجاری

مفهوم بی‌ثباتی سیاسی^۱ در علوم سیاسی و اجتماعی فاقد یک تعریف قطعی و مورد اتفاق همگان است (زرقانی، اعظمی و احمدی، ۱۳۹۳: ۷۹). آلسینا و دیگران بی‌ثباتی سیاسی را مترادف با فروپاشی و سقوط دولت تعریف کرده و آن را براساس استیضاح و عزل وزیران از سوی پارلمان تعریف می‌کنند (Alesina and et al., 1992). بارو بی‌ثباتی سیاسی را به صورت رفتار خشونت‌باری که در رویدادهایی نظیر کودتای نظامی و یا شورش‌ها و انقلاب‌ها تعریف می‌کند (Barro, 1991). جانگ و پین نیز اعتراضات شهری، حرکت‌های اجتماعی سیاسی، بی‌ثباتی رژیم سیاسی و بی‌ثباتی درون رژیم سیاسی را به عنوان مصادیق بی‌ثباتی سیاسی مورد تأکید قرار می‌دهند (Jong and Pin, 2006). کاواسی فوسو هم کودتا و سرنگونی حکومت را به عنوان بی‌ثباتی سیاسی تعریف می‌کند (Kwasi Fosu, 2002).

بی‌ثباتی سیاسی به دلیل تأثیرات متعددی که بر حوزه‌های مختلف کشورها برجای می‌گذارد، به روش‌های مختلفی در فرایند همگرایی تأثیرگذار است. کامپوس، کاراناسوس و تن بی‌ثباتی سیاسی را در دو بُعد بی‌ثباتی سیاسی رسمی^۲ و بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی^۳ تقسیم‌بندی کرده‌اند که به واسطه آن می‌توان تحلیل دقیق‌تری از سازوکار تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری ارائه داد (Campos, Karanasos and Tan, 2012). این سازوکار در شکل ۱ نمایش داده شده است.

-
1. Political Instability
 2. Formal Political Instability (FPI)
 3. Informal Political Instability (IPI)

شکل ۱. چگونگی نقش آفرینی بی‌ثباتی سیاسی در همگرایی اقتصادی



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

الف) سازوکار تأثیر بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی بر همگرایی تجاری: بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی به شاخص‌هایی اطلاق می‌شود که خارج از ساختار سیاسی، نظام حاکم را تحت فشار قرار می‌دهد. ترور، جنگ‌های چریکی، انقلاب، تظاهرات ضد دولتی و اعتصابات از مصادیق بارز بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی به‌شمار می‌روند که بسته به نوع واکنش نظام سیاسی حتی می‌تواند به اعمال تغییرات در عرصه حاکمیت منجر شود (Campos, Karanasos and Tan, 2012). نتیجه چنین رخدادهایی باعث سست شدن فضای امنیت و اطمینان اقتصادی در جامعه و همچنین در برخی موارد به نابودی ظرفیت‌ها و زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی منجر می‌شود (زارعشاهی، ۱۳۷۹). در نتیجه چنین شرایطی فضا برای انجام فعالیت‌های اقتصادی تحت‌الشعاع قرار می‌گیرد. کاهش سرمایه‌گذاری (Williams, 2017)، کاهش تولید و رشد اقتصادی (Alesina and etal., 1992) و اصغرپور، احمدیان و منیعی، ۱۳۹۲)، محدودیت در توسعه فناوری (Waguespack, Bimir and Schroeder, 2005)، ضعف در تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی و حتی خروج سرمایه انسانی و فرار مغزها از تبعات چنین شرایطی هستند که خود باعث کاهش توان تولید جهت تعامل و مشارکت در عرصه تجارت جهانی می‌شود و از این مسیر زمینه همگرایی تجاری را تضعیف می‌کند.

ب) سازوکار تأثیر بی‌ثباتی سیاسی رسمی بر همگرایی تجاری: این سازوکار بیشتر آن دسته از شاخص‌های بی‌ثباتی را شامل می‌شود که از ماهیت درونی در نظام سیاسی برخوردارند که گاه سرچشمه این تغییرات فشار افکار عمومی یا مسائل درون‌جناحی و حزبی است. این نوع بی‌ثباتی که در قالب پدیده‌هایی مانند تغییرات مکرر در اعضای کابینه، تغییرات متعدد ساختاری، بحران‌های مختلف اقتصادی و سیاسی، انتخابات بحث‌برانگیز و شکننده و سرکوب مخالفان سیاسی در یک کشور خود را نشان می‌دهد (کامپوس و دیگران، ۲۰۰۹)، می‌تواند به بی‌ثباتی شدید در ساختار سیاستگذاری در زمینه اقتصادی منجر شود. بی‌ثباتی ساختار سیاستگذاری خود موجب نوسان‌های متعدد در سیاست‌های مرتبط با تجارت خارجی، نسبت برابری ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی، سیاست‌های پولی و سیاست‌های مالی شده و از این طریق شرایط همکاری تجاری با سایر کشورها را تضعیف می‌کند.

البته مطالعات حاکی از آن است که علاوه بر بی‌ثباتی سیاسی؛ عوامل متعددی چون استبداد داخلی، ملی‌گرایی افراطی، رقابت‌های منطقه‌ای، استعمار خارجی و صهیونیسم همواره مانع از رشد همگرایی در جهان اسلام بوده‌اند (ولایتی و سعیدمحمدی، ۱۳۸۹: ۱۷۶). همچنین موانع سیاسی از قبیل تفاوت ساختارهای سیاسی، منازعات درونی و بیرونی، جایگاه دیانت اسلامی در نظام سیاسی، نامطلوب بودن شاخص‌های حکومت‌گردانی خوب و تفاوت دیدگاه و تفسیر از اسلام؛ موانع اقتصادی از قبیل ناهمگونی اقتصادی، تفاوت در نرخ رشد جمعیت، تفاوت درآمد سرانه، فقر و بی‌سوادی؛ و موانع اداری و سازمانی از قبیل عدم ضمانت‌های اجرایی برای مصوبات و قطعنامه‌های سازمان و فقدان روزآمدی ساختار و اهداف سازمان همکاری‌های اسلامی نیز از مهمترین عوامل تضعیف‌کننده همگرایی کشورهای جهان اسلام یاد شده‌اند (بزرگمهری، محمدخانی و نعمتی، ۱۳۹۵: ۴۹-۳۱).

۲. پیشینه موضوع

مطالعات متعددی در خصوص ابعاد مختلف همگرایی تجاری از جمله سنجش آن در بین کشورهای مختلف، اثرات آن و همچنین عوامل مؤثر بر آن با روش‌های متعدد و در نظر

گرفتن جوامع آماری مختلف در سطح داخلی و خارجی انجام شده است که در این قسمت به طور خلاصه به برخی از به روزترین و مرتبط ترین آنها اشاره شده است.

غلامی (۱۳۹۴) با بررسی عوامل اثرگذار بر هم زمانی چرخه های تجاری نشان داده است که شدت تجارت، تجارت درون صنعت و تجارت درون صنعت عمودی در اتحادیه اروپا و کشورهای جنوب شرق آسیا، اثر مثبتی بر هم زمانی چرخه های تجاری دارد. همچنین در کشورهای در حال توسعه اسلامی اثر شدت تجارت و تجارت درون صنعت بر هم زمانی چرخه های تجاری معنادار و مثبت هستند.

سوری (۱۳۹۳) ضمن بررسی تجارت متقابل بین ایران و کشورهای طرف تجاری نشان داده است که جریان تجاری ایران از فرضیه لیندر^۱ مبنی بر وجود رابطه مثبت بین تجارت متقابل و همگرایی درآمدها پیروی می کند. همچنین اندازه اقتصادی، درآمد سرانه و سرمایه گذاری مستقیم خارجی آثار مثبت و معناداری بر جریان تجاری ایران با بلوک های منطقه ای مورد بررسی دارد.

صادقی (۱۳۹۳) و راسخی، جعفری صمیمی و صادقی (۱۳۹۲) با بررسی اثر تجارت و تخصص گرایی بر هم زمانی ادوار تجاری نشان داده اند که گسترش روابط تجاری سبب تقویت هم زمانی ادوار تجاری اعضای اکو می شوند. همچنین هرچه تشابه ساختار اقتصادی بین این کشورها بیشتر باشد، هم زمانی قوی تر است.

اسدزاده و عبدالله زاده نوبریان (۱۳۹۲) با بررسی نقش منطقه آزاد تجاری - صنعتی ارس در ایجاد همگرایی تجاری با کشورهای عضو اتحادیه کشورهای مشترک المنافع^۲، چین و ترکیه، نشان داده اند که کشورهای گرجستان، آذربایجان و قزاقستان دارای بالاترین درجه اکمال صادرات منطقه و کشورهای چین، ترکیه و بلاروس دارای بالاترین درجه اکمال واردات از منطقه اند.

دولتی و بوری اوراکویچ (۱۳۹۱) با تجزیه و تحلیل توان و ظرفیت تجاری ایران با کشورهای آسیای مرکزی نشان داده اند که ایران و کشورهای مذکور در تمامی بخش های تجاری، از اکمال تجاری بهره مند نبوده و درجه تشابه در کالاهای وارداتی و نیازهای وارداتی دو طرف از یکدیگر

1. Linder

2. Commonwealth of Independent States (CIS)

بسیار کم است. شکیبایی و سعید (۱۳۹۱) اثر بحران مالی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۷ را بر همگرایی تجاری کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی مورد بررسی و مطالعه قرار داده و ضریب اثرگذاری بحران مالی بر همگرایی تجاری کشورهای مورد مطالعه را ۷۵ درصد برآورد کرده‌اند. کریمی و طیبی (۱۳۸۹) ضمن بررسی تأثیر یکپارچگی تجاری و افزایش حجم تجارت بین ۵۷ کشور اسلامی بر سیکل‌های تجاری؛ دریافتند که عضویت در بلوک‌بندی‌های منطقه‌ای بر هم‌زمانی سیکل‌های تجاری و افزایش شدت تجارت دوجانبه در کشورهای عضو تأثیر مثبت داشته است. آذربایجانی و رمضانی (۱۳۸۹) با بررسی تأثیر بحران مالی اخیر بر جریان تجاری فولاد در بین هفت تولیدکننده برتر آسیا از جمله چین، ژاپن، روسیه، هند، کره جنوبی، ایران و تایلند دریافتند که یکپارچگی تجاری از آثار منفی بحران کاسته و روابط تجاری بین این کشورها را افزایش می‌دهد. حسن‌پور (۱۳۸۹) ضمن بررسی موانع و مشکلات همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی نشان داده است که شکاف عمیقی میان کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی از حیث فضا و امکان یکپارچگی اقتصادی وجود دارد.

جلایی و سلیمانی (۱۳۸۵) دریافتند که ایران با کشورهای عضو اکو همگرایی بیشتری نسبت به کشورهای عضو یورو دارد که علت آن هم یکسان بودن ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و مذهبی این کشورهاست. یاوری و اشرف‌زاده (۱۳۸۴) یکپارچگی اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار داده و نشان داده‌اند که کشش بلندمدت صادرات بزرگتر از واردات است و در بلندمدت پس از یکپارچگی تراز تجاری مثبت خواهد شد. کشش واردات نسبت به ذخایر ارزی و نرخ ارز واقعی کم است و این نشان می‌دهد که تنها رشد بهره‌وری به مثبت شدن تراز تجاری کمک می‌کند. نجارزاده، یاوری و شقاقی شهری (۱۳۸۴) نقش همگرایی اقتصادی را در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی کشورهای عضو منا بررسی کرده‌اند و آثار مثبت همگرایی اقتصادی را بر این دو متغیر نشان داده‌اند. اکبری و فرهمند (۱۳۸۴) همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی را با تأکید بر کشورهای حوزه خلیج فارس مورد بررسی قرار داده و دریافتند که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد کشورهای اسلامی وجود دارد.

رحمانی و دیگران^۱ (۲۰۰۶) نشان داده‌اند که ایجاد بلوک منطقه‌ای مشتمل بر کشورهای هند، ایران، پاکستان، سریلانکا، بنگلادش، افغانستان و نپال تجارت دوجانبه این کشورها را افزایش می‌دهد. کرر^۲ (۲۰۰۶) با ارزیابی تأثیر موافقت‌نامه‌های تجاری منطقه‌ای بر تجارت دوجانبه بین کشورها نشان داده است که توافق‌نامه‌های تجاری منطقه‌ای به افزایش تجارت بین اعضای بلوک منجر می‌شود.

پرادومنا^۳ (۲۰۰۷) همگرایی اقتصادی و هم‌زمانی سیکل‌های تجاری در شرق آسیا را بررسی کرده و دریافته است که همگرایی مالی و تجاری در این منطقه با وسعت کمتری افزایش یافته است. سرلینگا و شین^۴ (۲۰۰۷) عوامل مؤثر بر تجارت متقابل کشورهای عضو اتحادیه اروپا را مورد بررسی قرار داده و وجود رابطه مثبت بین تجارت متقابل و درآمد سرانه را نتیجه گرفته‌اند.

بوگانمی^۵ (۲۰۰۸) با بررسی تجارت دوجانبه کشورهای منا با شرکای تجاری نشان داده است که تأثیرگذاری اتحادیه گمرکی شکل گرفته تأثیر مثبتی بر افزایش فرصت‌های تجارت متقابل بین کشورهای مورد مطالعه دارد. بادینگر و بریوس^۶ (۲۰۰۸) با بررسی جریان‌های تجاری متقابل چهارده کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نشان داده‌اند که بهره‌وری اثر مثبت بر صادرات و حجم تجارت دارد.

کبیر و سلیم^۷ (۲۰۱۰) با بررسی عوامل مؤثر بر تجارت متقابل کشورهای خلیج بنگال نشان داده‌اند که جریان تجاری میان این کشورها از فرضیه لیندر پیروی می‌کند. لیتائو، فوستینو و یوشیدا نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مرز مشترک اثر مثبتی بر تجارت متقابل پرتغال و اتحادیه اروپا دارند (Leitão, Faustino and Yoshida, 2010).

1. Rahmani
2. Carrere
3. Pradumna
4. Serlenga and Shin
5. Boughanmi
6. Badinger and Breuss
7. Kabir and Salim

کرینگز، کارپنتیر و دلونه^۱ (۲۰۱۴) با بررسی همگرایی تجاری و عدم توازن تجاری کشورهای عضو اتحادیه اروپا، نشان دادند که همگرایی تجاری برای برخی از کشورها از جمله یونان و پرتغال در حال کاهش بوده است. این امر نشان می‌دهد که این کشورها تا اندازه‌ای با کشورهای تجاری می‌کنند که در شبکه اتحادیه اروپا نقش محوری دارند. فبر^۲ (۲۰۱۴) تأثیر سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های حمل‌ونقل، در تقویت روابط تجاری بین بنگاه‌های بزرگ فعال در مرکز و بنگاه‌های کوچک فعال در مناطق پیرامونی را بررسی و نشان داده است که گسترش روابط شبکه‌ای و حمل‌ونقل باعث می‌شود که در سطح تولیدات بنگاه‌هایی که به این شبکه متصل نشده‌اند کاهش معناداری رخ دهد.

دیسدیر، فونتاگنه و میمونی^۳ (۲۰۱۵) با مطالعه تأثیر آزادسازی تعرفه‌ها بر همگرایی تجاری و صادرات در کشورهای در حال توسعه دریافتند که کاهش تعرفه‌ها باعث تعمیق همگرایی تجاری از طریق تسهیل فرایند شکل‌گیری روابط تجاری جدید و تعمیق روابط تجاری موجود بین کشورهای در حال توسعه می‌شود. آنوالیز^۴ (۲۰۱۷) نشان داده است که همگرایی تجاری اثر مستقیمی بر محیط زیست ندارد و فقط از طریق غیرمستقیم منجر به افزایش آلودگی در محیط زیست می‌شود. با این حال، شدت این تأثیر منفی و آلودگی در سطح محلی کمتری در سطح بین‌المللی بیشتر است.

مرور مطالعات داخلی و خارجی انجام شده نشان می‌دهد که با آنکه نقش و تأثیر عوامل مختلف در این مطالعات مدنظر قرار گرفته است، اما همچنان مطالعه‌ای که به طور تجربی تأثیر متغیری ثباتی سیاسی را بر همگرایی تجاری آن هم در مورد کشورهای جهان اسلام که عمدتاً از این مسئله رنج می‌برند، بررسی کرده باشد، وجود ندارد. این مطالعه بر آن است تا حد امکان در پر کردن این خلأ نقش‌آفرین باشد. برخلاف مطالعات قبلی که بیشتر از مدل جاذبه ایستا بهره برده‌اند، در این مقاله از مدل جاذبه تعمیم‌یافته پویا استفاده شده است.

1. Krings, Carpentier and Delvenne
2. Faber
3. Disdier, Fontagné and Mimouni
4. Anouliès

۳. مدل اقتصادسنجی و روش تخمین

۳-۱. مدل جاذبه تعمیم یافته پویا

مدل های جاذبه^۱، روشی برای مطالعه طرح های یکپارچگی تجاری است که توسط لینمان و تین برگن از فیزیک به حیطه اقتصاد کشانده شد و اقتصاددانان تجربی به کرات از آن برای مطالعه قابلیت یکپارچگی تجاری کشورها، ارزیابی توان بالقوه تجاری، اندازه گیری آثار انحراف و ایجاد تجارت، اندازه گیری آثار فاصله بر حجم تجارت و متعاقب آن قضاوت در مورد خصوصیات شرکای تجاری براساس فاصله آنها از یکدیگر یا قرار گرفتن در یک قاره یا ناحیه ای از یک قاره استفاده کرده اند (یاوری و اشرف زاده، ۱۳۸۴: ۲). در ساده ترین حالت وقتی که هیچ مانع و تشویقی وجود ندارد جریان های تجاری دوجانبه را می توان با استفاده از الگوی جاذبه به صورت تابعی مستقیم از اندازه اقتصادی دو کشور و تابعی معکوس از فاصله جغرافیایی بین دو کشور در نظر گرفت. این امر را می توان به صورت رابطه (۱۳) نشان داد.

$$T_{ij} = \frac{C(GDP_i - GDP_j)}{D_{ij}^2} \quad (13)$$

در این رابطه؛ T_{ij} نشان دهنده تجارت دوجانبه بین کشور i و کشور j است. GDP_i و GDP_j به ترتیب نشان دهنده تولید ناخالص داخلی کشور i و کشور j هستند که به عنوان متغیرهای جرم در رابطه نیوتون تلقی می شوند. D_{ij} نیز فاصله یا مسافت بین دو کشور i و کشور j است. اندرسون با استفاده از سیستم مخارج کاپ - داگلاس^۲ یک بنیان اقتصادی را برای معادلات جاذبه طرح ریزی کرد (Anderson, 1979). در حالت رقابت انحصاری، فرض می شود که هر کشور در کالاهای خاص و متفاوتی تخصص می یابد. همچنین فرض می شود که در هر دوره تراز تجاری صفر برقرار است. در این صورت حجم تعادلی صادرات (X_{ij}^*) از کشور i به j در هر دوره از زمان می تواند به صورت ذیل بیان شود.

1. Gravity Model

2. Cobb-Douglas Expenditure System

$$X_{ij}^* = \theta_i GDP_j \quad (14)$$

در رابطه فوق θ_i نشان دهنده نسبتی از درآمد کشور Z است که صرف خرید کالاهای کشور i می شود. GDP_j نیز نشان دهنده تولید ناخالص داخلی کشور Z است. از آنجاکه تولید در کشور i باید با جمع صادرات و مصرف داخلی کالاها یکسان باشد، تولید ناخالص داخلی کشور i را می توان به صورت زیر بیان کرد.

$$GDP_i = \sum_{j=1}^N X_{ij}^* = \sum_{j=1}^N \theta_i GDP_j = \theta_i \left(\sum_{j=1}^N GDP_j \right) \quad (15)$$

که این رابطه θ_i را می توان به صورت زیر نوشت.

$$\theta_i = \frac{GDP_i}{\left(\sum_{j=1}^N GDP_j \right)} = \frac{GDP_i}{GDP_w} \quad (16)$$

در رابطه (۱۶) GDP_w نشان دهنده تولید ناخالص داخلی مجموع کشورهای جهان است. رابطه فوق را می توان به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$X_{ij}^* = \frac{GDP_i * GDP_j}{\left(\sum_{j=1}^N GDP_j \right)} = \frac{GDP_i * GDP_j}{GDP_w} \quad (17)$$

بنابراین معادله ساده جاذبه بر جمع محدودیت های سیستم مخارج کاب - داگلاس مبتنی است با این فرض که ترجیحات هموتتیک یکسان بوده و هر کشور در تولید یک کالا تخصص دارد. معادله پایه و تجربی جاذبه از طریق لگاریتم گیری از هر دو طرف رابطه (۱۷) و به صورت ذیل به دست می آید.

$$\ln X_{ij}^* = \alpha + \beta \ln GDP_i + \gamma \ln GDP_j + \delta \ln W_{ij} + \varphi \ln Z_{ij} \quad (18)$$

در این رابطه $\alpha = -\ln GDP_w$ و W_{ij} برداری از سایر متغیرهاست که هم در زمان و هم

بین کشورها تغییر می‌کند؛ از قبیل میزان جمعیت و میزان مشابهت ساختار اقتصادی. Z_{ij} نیز برداری از سایر متغیرهای اثرگذار بر رابطه تجاری بین دو کشور است که بین کشورها تغییر می‌کند؛ اما در طول زمان ثابت‌اند از قبیل فاصله، مرز مشترک، زبان مشترک و... معادله جاذبه نشان داده شده در رابطه (۱۶) یک معادله ایستا بوده و بر این فرض متکی است که در هر زمان معینی دو کشور مبادله‌کننده؛ کالاهایشان را مبادله می‌کنند و تراز تجاری بین این دو کشور نیز همیشه برابر صفر است. اما در واقعیت، از آنجا که حجم تعادلی صادرات همیشه در یک زمان معین حاصل نمی‌شود، ممکن است کشورها هم با کسری تراز تجاری مواجه باشند و هم با مازاد آن. در این صورت معادله ایستای جاذبه قادر به توضیح دقیق تجارت بین دو کشور نخواهد بود. بنابراین لازم است این معادله در چارچوب یک مسئله انتخاب پویا اصلاح شود. از این رو با استفاده از سازوکار تعدیل جزئی که توسط هوتاکر و تیلور ارائه شده است، فرض تراز تجاری صفر کنار گذاشته می‌شود (Taylor and Houthakker, 1970). در این صورت صادرات به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$(\ln X_{ijt} - \ln X_{ijt-1}) = \lambda (\ln X_{ijt}^* - \ln X_{ijt-1}) + U_{ijt} \quad (19)$$

U_{ijt} عبارت خطا و X_{ijt}^* سطح مطلوب صادرات تعادلی است که در زمان t به تراز تجاری صفر می‌رسد. X_{ijt} نیز سطح واقعی صادرات است. با فرض اینکه سطح تعادلی صادرات X_{ijt}^* از طریق رابطه (۱۴) تعیین می‌شود، با جایگذاری رابطه (۱۸) در رابطه (۱۹) خواهیم داشت.

$$\ln X_{ijt} = \alpha\lambda + (1-\lambda)\ln X_{ijt-1} + \beta\lambda \ln GDP_{it} + \gamma\lambda \ln GDP_{jt} + \delta\lambda W_{ijt} + \phi\lambda Z_{ij} + U_{ijt} \quad (20)$$

یا

$$\ln X_{ijt} = \alpha^* + \lambda^* \ln X_{ijt-1} + \beta^* \ln GDP_{it} + \gamma^* \ln GDP_{jt} + \delta^* W_{ijt} + \phi^* Z_{ij} + U_{ijt} \quad (21)$$

روابط (۲۰ و ۲۱) مدل جاذبه را به شکل یک مدل تعدیل جزئی و در حالت پویا نشان می‌دهد. β^* ، γ^* ، δ^* و ϕ^* مبین اثرات کوتاه‌مدت و β ، γ ، δ و ϕ نشان‌دهنده اثرات بلندمدت‌اند.

ضریب λ نشان دهنده سرعت تعدیل است که بین صفر و یک قرار می‌گیرد. در صورتی که $\lambda = 1$ یا $\lambda^* = 0$ باشد تعدیل کامل طی یک دوره زمانی انجام می‌شود. روابط (۲۰ و ۲۱) به صورت پویا تأثیر متغیرهای اثرگذار بر روابط تجاری بین دو کشور را نشان می‌دهند. همچنان که اشاره شد، بردار W_{ijt} و Z_{ijt} نشان دهنده تمامی متغیرهایی است (به غیر از تولید ناخالص داخلی دو کشور) که به لحاظ نظری می‌توانند تجارت متقابل بین دو کشور را تحت تأثیر قرار دهند. در اغلب مطالعات مختلف متغیرهایی چون فاصله جغرافیایی، میزان مشابهت ساختار اقتصادی کشورها، مرز مشترک، زبان مشترک، عضویت در پیمان‌های منطقه‌ای در بردارهای W_{ijt} و Z_{ijt} لحاظ شده‌اند. در این مطالعه که درصدد بررسی نقش بی‌ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری بین کشورهاست، با اتکا به تبیین نظری انجام شده در مقاله، متغیر بی‌ثباتی سیاسی در کنار سایر متغیرها در نظر گرفته شده و بردار W_{ijt} که مشتمل بر متغیر بی‌ثباتی سیاسی است به صورت زیر در نظر گرفته شده‌اند.

$$W_{ijt} = [\ln POP_{it}, \ln POP_{jt}, \ln SS_{ij}, \ln PI_{it}, \ln PI_{jt}] \quad (22)$$

بردار W_{ijt} در بردارنده $(\ln POP_{it})$ لگاریتم میزان جمعیت کشور i ، $(\ln POP_{jt})$ لگاریتم میزان جمعیت کشور j ، $(\ln SS_{ij})$ لگاریتم میزان مشابهت ساختاری دو کشور i و $(\ln PI_{it})$ ، لگاریتم بی‌ثباتی سیاسی در کشور i و $(\ln PI_{jt})$ لگاریتم بی‌ثباتی سیاسی در کشور j است. این متغیرها هم در زمان و هم بین کشورها تغییر می‌کنند. همچنین برای افزایش قدرت تبیین الگو، بردار Z_{ijt} را نیز به صورت زیر در نظر می‌گیریم.

$$Z_{ijt} = [DIS_{ij}, LAN_{ij}] \quad (23)$$

بردار Z_{ijt} در بردارنده (DIS_{ij}) متغیر فاصله جغرافیایی بین کشورهای i و j و (LAN_{ij}) متغیر زبان مشترک بین کشورهای i و j است. این متغیرها بین کشورها تغییر می‌کنند اما عموماً در طول زمان ثابت‌اند.

با در نظر گرفتن روابط (۲۲ و ۲۳)، مدل جاذبه تعمیم‌یافته پویا برای بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری کشورهای جهان اسلام به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\ln X_{ijt} = \alpha\lambda + (1 - \lambda)\ln X_{ijt-1} + \beta\lambda \ln GDP_{it} + \gamma\lambda \ln GDP_{jt} + \delta_1\lambda \ln POP_{it} + \delta_2\lambda \ln POP_{jt} + \delta_3\lambda \ln PI_{it} + \delta_4\lambda \ln PI_{jt} + \delta_5 \ln SS_{ij} + \phi_1\lambda \ln DIS_{ij} + \phi_2\lambda \ln LAN_{ij} + U_{ijt} \quad (24)$$

یا

$$\ln X_{ijt} = \alpha^* + \lambda^* \ln X_{ijt-1} + \beta^* \ln GDP_{it} + \gamma^* \ln GDP_{jt} + \delta_1^* \ln POP_{it} + \delta_2^* \ln POP_{jt} + \delta_3^* \ln PI_{it} + \delta_4^* \ln PI_{jt} + \delta_5 \ln SS_{ij} + \phi_1^* \ln DIS_{ij} + \phi_2^* \ln LAN_{ij} + U_{ijt} \quad (25)$$

در روابط فوق δ_4^* نشان دهنده اثر کوتاه مدت بی ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری بین دو کشور و δ_4 نشان دهنده اثر بلندمدت بی ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری بین دو کشور است.

۳-۲. تعریف عملیاتی متغیرها و منابع داده ها

همگرایی تجاری (X_{ijt}): براساس بیشتر مطالعات صورت گرفته در حوزه همگرایی تجاری و مدل های جاذبه، میزان صادرات انجام شده از کشور i به کشور j به عنوان متغیری برای نشان دادن میزان همگرایی تجاری در نظر گرفته شده است. برای در نظر گرفتن اندازه اقتصادی کشورها از شاخص تولید ناخالص داخلی (GDP_{it} , GDP_{jt}) استفاده شده است. اندازه جمعیت با متغیر تعداد جمعیت دو کشور (POP_{it} , POP_{jt}) در مدل لحاظ شده است. برای اندازه گیری مشابهت ساختار اقتصادی از شاخص لیندر استفاده شده است که از لگاریتم مجذور انحرافات درآمد سرانه کشورهای طرف تجاری و از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$\log(SS_{ijt}) = \log\left(\left(\frac{GDP_{it}}{POP_{it}} - \frac{GDP_{jt}}{POP_{jt}}\right)^2\right)$$

برای سنجش بی ثباتی سیاسی (P_{it} , P_{jt}) از معیار ارائه شده در پایگاه اقتصاد جهانی^۱

استفاده شده است. در این پایگاه میزان ثبات سیاسی کشورها در بازه (+۲/۵) تا (-۲/۵) اندازه‌گیری و ارائه شده است. هر اندازه شاخص کشوری به عدد (-۲/۵) نزدیک تر باشد، از نظر سیاسی بی‌ثبات تر است. در مقابل هر اندازه شاخص به عدد (+۲/۵) متمایل تر باشد، ثبات سیاسی بیشتری دارد. طیف این شاخص به گونه‌ای است که افزایش آن حاکی از ثبات سیاسی بیشتر و کاهش آن حاکی از بی‌ثباتی سیاسی بیشتر است. در این تحقیق، شاخص ذکر شده در یک علامت منفی ضرب شده است تا افزایش آن نشان دهنده بی‌ثباتی سیاسی بیشتر باشد.

فاصله جغرافیایی (DIS_{ijt}): فاصله جغرافیایی بین پایتخت کشورهای مورد مطالعه در مقیاس کیلومتر برای سنجش این متغیر مورد استفاده قرار گرفته است.

زبان مشترک (DIS_{ijt}): در صورت رایج بودن زبان مشترک بین دو کشور ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر برای این متغیر منظور شده است.

داده‌ها و اطلاعات مربوط به متغیرها از پایگاه اطلاعات بانک جهانی^۱، بانک داده‌های سری زمانی کشورها^۲، سازمان کنفرانس اسلامی^۳ و مرکز تجاری بین‌المللی^۴ برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۱ و برای شانزده کشور آسیایی عضو سازمان کنفرانس اسلامی شامل ایران، آذربایجان، بحرین، بنگلادش، بروئی، اندونزی، اردن، قزاقستان، کویت، قرقیزستان، مالزی، مالدیو، عمان، پاکستان، عربستان و ترکیه گردآوری شده است (باید گفت تعداد کل کشورهای آسیایی عضو سازمان کنفرانس اسلامی ۲۷ کشور است و علت محدود شدن نمونه به شانزده کشور، محدودیت در دسترسی به داده‌های تجارت متقابل سایر کشورها در دوره مورد بررسی است).

۴. یافته‌ها و بحث

قبل از بررسی و آزمون تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری کشورهای جهان اسلام،

1. World Bank Report (WBR)
2. Cross-National Time-Series Data -Archive (CNTS-D-A)
3. Organization for Islamic Cooperation (OIC)
4. International Trade Center (ITC)

ذکر این نکته لازم است که طیف ناهمگون کشورهای مورد مطالعه از نظر ساختارهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی باعث شکل‌گیری و پیدایش زمینه‌ها و عوامل مختلفی شده است که هر یک می‌تواند به‌گونه‌ای در تقویت و تشدید شرایط همگرایی تجاری در کشورهای اسلامی نقش آفرین باشد. به‌عنوان مثال ولایتی و سعیدمحمدی (۱۳۸۹) با مرور مطالعات انجام یافته مواردی چون بی‌ثباتی سیاسی، استبداد داخلی، ملی‌گرایی افراطی، رقابت‌های منطقه‌ای و استعمار خارجی را به‌عنوان موانع همگرایی کشورهای جهان اسلام معرفی کرده‌اند. همچنین بزرگمهری، محمدخانی و نعمتی (۱۳۹۵) مواردی چون تفاوت ساختارهای سیاسی، منازعات درونی و بیرونی و جایگاه دین در نظام سیاسی را به‌عنوان موانع سیاسی همگرایی کشورهای جهان اسلام برشمرده‌اند. از نظر این محققان، در کنار این موانع سیاسی، موانع اقتصادی از جمله عدم مشابهت ساختار اقتصادی کشورها، نرخ رشد جمعیتی متفاوت، درآمد سرانه متفاوت کشورها، بالا بودن فقر، بی‌سوادی و مسائل و مشکلات اداری نیز در کند کردن و تضعیف همگرایی کشورهای جهان اسلام مؤثرند. بنابراین یافته‌های حاصل از تحلیل‌های نظری انجام شده، از یک طرف نشان‌دهنده طیف متنوع و متعدد عواملی است که بر شرایط همگرایی تجاری در کشورهای جهان اسلام نقش آفرین هستند و از طرف دیگر همواره ابعاد سیاسی و به‌طور ویژه ثبات و بی‌ثباتی سیاسی را به‌عنوان یکی از عوامل مهم مؤثر بر همگرایی تجاری این کشورها لحاظ کرده‌اند. در ادامه فرایند بررسی و آزمون این امر ارائه شده است.

۱-۴. آزمون مانایی متغیرها

در جدول ۱ نتیجه محاسبات حاصل از انجام آزمون‌های مانایی تحت دو فرض ریشه واحد مشترک (با استفاده از آماره آزمون لوین، لین و چو)^۱ و ریشه واحد انفرادی (با استفاده از آماره آزمون ایم، پسران و شین)^۲ ارائه شده است.

1. Levin, Lin and Chu Test

2. Im, Pesaran and Shin Test

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها

نتیجه آزمون مانایی متغیر	ریشه واحد انفرادی (آزمون ایم، پسران و شین)				ریشه واحد مشترک (آزمون لوین، لین و چو)				نماد	متغیر
	با روند		بدون روند		با روند		بدون روند			
	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره		
مانا	-	-	۰/۰۰۰۰	-۵/۲۰۵۹	-	-	۰/۰۰۰۰	-۱۶/۰۵۸۸	X_{ij}	همگرایی تجاری
مانا	-	-	۰/۰۰۲۷	-۵/۵۲۰۹	-	-	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۹۶۷۷	GDP_{it}	اندازه اقتصادی کشور i
مانا	-	-	۰/۰۰۰۰	-۶/۱۲۴۴	-	-	۰/۰۰۰۰	-۱۸/۷۱۰۸	GDP_{jt}	اندازه اقتصادی کشور j
روند مانا	۰/۰۰۰۰	-۲۸/۰۱۱	۱/۰۰۰۰	۶/۲۳۴۸	۰/۰۰۰۰	-۴۲/۷۵۳	۰/۶۳۹۲	۰/۳۵۶۲	POP_{it}	اندازه جمعیت کشور i
روند مانا	۰/۰۰۰۰	-۲۷/۲۸۴	۱/۰۰۰۰	۸/۲۹۷۴	۰/۰۰۰۰	-۳۴/۲۸۳	۰/۸۸۶۱	۱/۲۰۶۳	POP_{jt}	اندازه جمعیت کشور j
مانا	-	-	۰/۰۰۰۰	-۵/۷۸۲۰	-	-	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۷۶۸۸	S_{ij}	مشابهت ساختار اقتصادی
مانا	-	-	۰/۰۰۰۸	-۳/۱۶۳۸	-	-	۰/۰۰۰۰	-۵/۷۳۶۲	P_{it}	بی‌ثباتی سیاسی در کشور i
مانا	-	-	۰/۰۶۸۶	-۱/۴۸۶۵	-	-	۰/۰۰۰۱	-۳/۸۵۳۴	P_{jt}	بی‌ثباتی سیاسی در کشور j

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تحت هر دو فرض ریشه واحد مشترک و ریشه واحد انفرادی و در حالت بدون لحاظ روند آماره آزمون مربوط به متغیرهای همگرایی تجاری، اندازه اقتصادی کشور i ، اندازه اقتصادی کشور j ، مشابهت ساختار اقتصادی، بی‌ثباتی سیاسی در کشور i و بی‌ثباتی سیاسی در کشور j از نظر آماری معنادار بوده و فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. بنابراین این متغیرها مانا هستند. متغیرهای اندازه جمعیت کشور i و اندازه جمعیت کشور j نیز در حالت با در نظر گرفتن روند، تحت هر دو فرض ریشه واحد انفرادی و مشترک، مانا بوده و از این رو این متغیرها، روندمانا هستند. با توجه به اینکه اندازه جمعیت کشور i و اندازه جمعیت کشور j روندمانا هستند، به منظور احتیاط بیشتر برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، آزمون هم‌انباشتگی جهت تضمین رابطه هم‌جمعی در قسمت بعد انجام شده است.

۴-۲. آزمون هم‌انباشتگی

در این تحقیق آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از روش کائو (۱۹۹۹) انجام شده است که نتیجه آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

احتمال	آماره آزمون
۰/۰۰۰۰	-۴/۷۸۶۰

مأخذ: همان.

با توجه به اینکه آماره محاسباتی در آزمون هم‌انباشتگی کائو از نظر آماری معنادار است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگورد می‌شود.

۴-۳. برآورد مدل جاذبه ایستا

با توجه به نوع داده‌ها، ابتدا تفاوت در عرض از مبدأ مدل برای مقاطع مختلف بررسی شده است. از این رو فرض یکسان بودن عرض از مبدأ مدل در مقابل تفاوت عرض از مبدأها به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_{01}^* = \alpha_{02}^* = \dots = \alpha_{0k}^* \\ H_1 : \alpha_{01}^* \neq \alpha_{02}^* \neq \dots \neq \alpha_{0k}^* \end{cases}$$

برای انجام آزمون فوق آماره آزمون F لیمر محاسبه و نتیجه آن در جدول ۳ منعکس شده است. با توجه به معنادار بودن آماره آزمون F فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأ رد و بنابراین رویکرد پانل پذیرفته می‌شود. به منظور انتخاب میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی در مدل پانل، از آزمون هاسمن استفاده شده است. فرض صفر و رقیب این آزمون به صورت ذیل در نظر گرفته شده است:

$$\begin{cases} H_0 : E(u_{it} / x_{it}) = 0 \\ H_1 : E(u_{it} / x_{it}) \neq 0 \end{cases}$$

فرض صفر نشان دهنده اثرات تصادفی و فرض رقیب نشان دهنده اثرات ثابت است. نتیجه آزمون هاسمن نیز در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. آزمون F لیمر و آزمون هاسمن برای انتخاب شکل مناسب مدل ها

آماره	احتمال	آزمون F لیمر
۳/۲۶۵۲	۰/۰۰۰۰	آزمون هاسمن
آماره	احتمال	
۴۵/۴۰۵۹	۰/۰۰۰۰	
اثرات ثابت		نوع مدل

مأخذ: همان.

همان گونه که ملاحظه می شود مقدار آماره آزمون هاسمن از نظر آماری معنادار بوده و از این رو روش اثرات تصادفی رد می شود. بنابراین مدل در حالت پانل با اثرات ثابت برآورد و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. برآورد مدل جاذبه ایستا (متغیر وابسته: همگرایی تجاری $(\log(X_{ij}))$)

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
C	-۷۴/۹۹۱۶	-۲۵/۵۰۹۹	۰/۰۰۰۰
$\log(GDP_i)$	۲/۴۷۵۱	۱۸/۶۷۳۵	۰/۰۰۰۰
$\log(GDP_j)$	۰/۸۳۴۷	۶/۵۸۵۴	۰/۰۰۰۰
$\log(POP_i)$	۰/۱۹۴۰	۱/۵۶۱۷	۰/۱۱۸۵
$\log(POP_j)$	۰/۸۱۰۶	۵/۴۲۴۴	۰/۰۰۰۰

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
$\log(P_i)$	۰/۴۲۲۱	۱/۰۳۱۶	۰/۳۰۲۴
$\log(P_j)$	-۰/۳۶۳۰	-۱/۲۰۵۲	۰/۲۲۸۳
$\log(S_{ij})$	۰/۰۱۴۲	۰/۳۱۶۹	۰/۷۲۱۳
$\log(DIS_{ij})$	-۱/۲۷۷۱	-۷/۳۴۳۳	۰/۰۰۰۰
LAN	۵/۵۳۵۵	۱۳/۳۸۹۴	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۵۹		
$D.W$	۰/۵۲۵۹		
F	معنادار ۱۱۴/۱۱۲۰		

مأخذ: همان.

بر اساس آماره R^2 ، قدرت توضیح دهنده مدل ۵۹ درصد است و مؤید این امر است که معادل ۵۹ درصد از تغییرات تجارت بین این کشورها توسط متغیرهای لحاظ شده در این مدل ها توضیح داده می شود. همچنین آماره F مبین معنادار بودن کلی ضرایب رگرسیون مدل است. اما بر اساس آماره $D.W$ مدل برآورد شده به شدت از مشکل خودهمبستگی بین اجزای اخلاص برخوردار است و با توجه به اینکه یکی از فروض اصلی رگرسیون کلاسیک یعنی فرض عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلاص تأمین نمی شود، بنابراین استنتاج آماری مبتنی بر ضرایب تخمین زده شده برای مدل جاذبه به شکل فوق ممکن است به نتیجه گیری اشتباه منجر شود. از این رو لازم است مشکل خودهمبستگی از مدل مرتفع شود. یکی از این راه ها وارد کردن وقفه یا وقفه هایی از متغیر وابسته به عنوان متغیر مستقل در مدل است. این امر به شکل گیری نسخه پویایی از مدل جاذبه منجر می شود. در قسمت بعد نتایج تخمین این مدل ارائه شده است.

۴-۴. برآورد مدل جاذبه پویا

در این قسمت سعی بر آن است تا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، مدل جاذبه پویا با استفاده از رویکرد تفاضل مرتبه اول برآورد شود. با توجه به اینکه قبل از تخمین مدل لازم است

مشخص بودن معادله و همچنین معتبر بودن متغیر ابزاری مورد استفاده در تخمین معادله مورد آزمون قرار گیرد، آماره آزمون سارگان محاسبه و نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. آزمون سارگان برای معتبر بودن متغیرهای ابزاری

آماره سارگان	احتمال
۹۸/۶۲۴۷	۰/۰۸۹۰

مأخذ: همان.

با توجه اینکه سطح معناداری مرتبط با آماره سارگان بالاتر از ۵ درصد است، فرض صفر مبنی بر مشخص بودن معادله در این سطح معناداری رد نمی‌شود. به عبارت دیگر ابزارهای استفاده شده در مدل دارای اعتبار بوده و استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اخلاص ضروری است. همچنین برای تعیین مرتبه خودهمبستگی بین جملات اخلاص در رویکرد تفاضل مرتبه اول، آماره آزمون آرانو و باند برآورد شده و نتیجه آن در جدول ۶ منعکس شده است.

جدول ۶. آزمون همبستگی سریالی آرانو و باند

مرتبه آزمون	آماره آزمون	احتمال
AR(1)	-۴/۶۳۳۰	۰/۰۰۰۰
AR(2)	۰/۴۳۳۶	۰/۶۶۴۵

مأخذ: همان.

با توجه به معنادار بودن آماره آزمون متناظر با وقفه اول و معنادار نبودن آماره آزمون متناظر با وقفه دوم، جملات اخلاص خودرگرسیون از مرتبه اول بوده و روش آرانو و باند در تخمین مدل می‌تواند به تخمین زنده‌های سازگار منجر شود. نتیجه حاصل از برآورد مدل در جدول ۷ منعکس شده است.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل جاذبه تعمیم یافته پویا

آماره‌ها / متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
$\log(X_{ij}(-1))$	۰/۰۷۲۴	۵۱/۸۶۴۸	۰/۰۰۰۰
$\log(GDP_i)$	۱/۱۱۴۷	۲۱/۴۴۶۲	۰/۰۰۰۰
$\log(GDP_j)$	۳/۳۷۸۸	۴۲/۸۵۴۰	۰/۰۰۰۰
$\log(POP_i)$	۵/۹۷۴۳	۱۴/۳۹۹۱	۰/۰۰۰۰
$\log(POP_j)$	۲/۰۰۷۹	۹/۲۲۴۲	۰/۰۰۰۰
$\log(P_i)$	-۰/۲۳۰۷	-۲/۶۸۱۹	۰/۰۰۷۴
$\log(P_j)$	-۰/۶۸۸۳	-۱۱/۱۳۴۷	۰/۰۰۰۰
$\log(S_{ij})$	-۰/۱۶۵۹	-۴/۴۱۸۰	۰/۰۰۰۰
$\log(DIS_{ij})$	-۴/۰۵۶۸	-۴/۸۸۹۷	۰/۰۰۰۰
LAN	۷/۰۱۷۱	۲/۳۴۴۲	۰/۰۱۹۳

مأخذ: همان.

نتایج به دست آمده از تخمین مدل جاذبه تعمیم یافته پویا حاکی از آن است که ضرایب برآورد شده دارای علامت‌های متناسب با انتظارات نظری بوده و ضرایب تمامی متغیرها از جمله تولید ناخالص داخلی کشورها، جمعیت، مشابهت ساختار اقتصادی، بی ثباتی سیاسی، فاصله جغرافیایی و زبان مشترک از نظر آماری معنادار است. البته ضرایب به دست آمده در جدول ۷، ضرایب کوتاه مدت مدل جاذبه را نشان می دهد. با توجه به اینکه ضریب متغیر $\log(X(-1))$ همان $(1 - \lambda)$ بوده، میزان λ (سرعت تعدیل) در حدود ۰/۹۲ برآورد شده است. با توجه به ضریب λ ، ضرایب کوتاه مدت و بلند مدت مدل جاذبه پویا به صورت جدول ۸ قابل ارائه است.

جدول ۸. ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت مدل جاذبه تعمیم یافته پویا

متغیرها	ضرایب کوتاه مدت		ضرایب بلندمدت	
	تخمین زن	کمیت برآورد شده	تخمین زن	کمیت برآورد شده
$\log(X_{ij}(-1))$	$1-\lambda$	۰/۰۷۲۴	λ	۰/۹۲۷۶
$\log(GDP_i)$	$\beta\lambda$	۱/۱۱۴۷	β	۱/۲۰۱۷
$\log(GDP_j)$	$\gamma\lambda$	۳/۳۷۸۸	γ	۳/۶۴۲۵
$\log(POP_i)$	$\delta_1\lambda$	۵/۹۷۴۳	δ_1	۶/۴۴۰۵
$\log(POP_j)$	$\delta_2\lambda$	۲/۰۰۷۹	δ_2	۲/۱۶۴۶
$\log(P_i)$	$\delta_3\lambda$	-۰/۲۳۰۷	δ_3	-۰/۲۴۸۷
$\log(P_j)$	$\delta_4\lambda$	-۰/۶۸۸۳	δ_4	-۰/۷۴۲۰
$\log(S_{ij})$	$\delta_5\lambda$	-۰/۱۶۵۹	δ_5	-۰/۱۷۸۸
$\log(DIS_{ij})$	$\phi_1\lambda$	-۴/۰۵۶۸	ϕ_1	-۴/۳۷۳۴
LAN	$\phi_2\lambda$	۷/۰۱۷۱	ϕ_2	۷/۵۶۴۷

مأخذ: همان.

ضرایب به دست آمده در ارتباط با تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت عوامل اثرگذار بر همگرایی تجاری بین کشورهای اسلامی مورد بررسی علائمی مطابق با انتظارات نظری داشته و اغلب همسو با یافته‌های تجربی حاصل شده در مطالعات تجربی قبلی است.

از میان متغیرهای متعدد اثرگذار بر همگرایی تجاری، آن‌گونه که در بخش مبانی نظری تحلیل شد، بی‌ثباتی سیاسی مبتنی بر نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل جاذبه پویا، در زمره عواملی است که نقش تعیین‌کننده‌ای در همگرایی تجاری کشورهای اسلامی مورد مطالعه دارد. ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت به دست آمده برای متغیر بی‌ثباتی سیاسی در کشورهای مبدأ ($\log(P_i)$) به ترتیب $-۰/۲۳۰۷$ و $-۰/۲۴۸۷$ حاصل شده که از تأثیر منفی بی‌ثباتی سیاسی بر همگرایی تجاری کشورهای اسلامی حکایت دارد. به عبارت دیگر، وجود زمینه‌ها و شرایطی از قبیل جنگ‌های چریکی، انقلاب، شورش‌ها و تظاهرات علیه دولت در کشورهای جهان اسلام، به بی‌ثباتی سیاسی بیشتر دامن زده و این امر، باعث ایجاد التهاب

در فضای اقتصادی، تضعیف فضای امنیت اقتصادی و همچنین در برخی موارد به نابودی ظرفیت‌ها و زیرساخت‌های اقتصادی منجر می‌شود بنابراین فضای کسب و کار را برای انجام فعالیت‌های اقتصادی در این کشورها متأثر کرده و توانمندی آنها را برای مشارکت در عرصه رقابت و اقتصاد بین‌الملل و به تبع آن همگرایی‌ها و همکاری‌های اقتصادی کاهش می‌دهد. علاوه بر این، ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت به دست آمده برای متغیر بی ثباتی سیاسی در کشورهای مقصد ($\log(P_r)$) نیز که به ترتیب $-0/2307$ و $-0/2487$ حاصل شده است، حاکی از تأثیر منفی بی ثباتی سیاسی کشورهای مقصد بر همگرایی تجاری کشورهای اسلامی است. در واقع افزایش تنش‌های سیاسی در کشورهای مسلمان، باعث افزایش ریسک تجارت با این کشورها شده و انگیزه سایر کشورها را برای برقراری تعامل و ارتباط تجاری و اقتصادی با این کشورها کاهش می‌دهد. افزایش تنش‌ها و بی ثباتی سیاسی در کشورهای جهان اسلام که به دلیل بروز شرایط و حوادثی از جمله تغییرات متعدد در ساختارهای اقتصادی و سیاسی، تغییر و تحول مداوم اعضای کابینه، بحران‌های مختلف در حوزه مسائل اقتصادی و اجتماعی و نحوه رفتار با مخالفان سیاسی شکل می‌گیرد؛ به تشدید بی ثباتی و تنش در فضا و ساختار سیاستگذاری اقتصادی منجر می‌شود. در چنین شرایطی ثبات، تداوم و سازگاری برنامه‌ها و سیاست‌های مرتبط با حوزه تجارت و بازرگانی خارجی، سیاست‌های پولی و سیاست‌های مالی مخدوش شده و نسبت برابری ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی دچار نوسانات شدید شده و اغلب تضعیف می‌شوند. این امر شرایط و مناسبات همکاری و مشارکت اقتصادی را بین کشورهای اسلامی تضعیف می‌کند. بنابراین در کنار عوامل متعدد اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی؛ بی ثباتی سیاسی در سال‌های اخیر تأثیری مخرب بر شکل‌گیری همگرایی اقتصادی بین کشورهای جهان اسلام داشته است. از این رو در قسمت بعد سعی شده است به منظور تقویت نتایج و یافته‌های به دست آمده، مصادیقی از چگونگی تأثیر بی ثباتی سیاسی در همگرایی اقتصادی کشورهای عضو ارائه شود.

به عنوان مثال عراق، یمن و سومالی که هر سه از اعضای قدیمی اتحادیه عرب‌اند و یا افغانستان و پاکستان که هر دو از اعضای سازمان همکاری اقتصادی (اگو) هستند، به دلیل بی ثباتی سیاسی نمی‌توانند در مسیر همگرایی این دو اتحادیه گام بردارند (ولایتی و سعیدمحمدی، ۱۳۸۹: ۱۷۴).

همچنین بی‌ثباتی در روابط سیاسی نیز عامل مهمی در کند کردن فرایند همگرایی بین کشورهای جهان اسلام بوده است. شکست طرح‌های پیشنهادی در سازمان کنفرانس اسلامی و شورای همکاری خلیج فارس ناشی از وجود همین عامل بازدارنده در میان کشورهای عضو است. اختلاف عربستان و امارات متحده عربی بر مسائل مرزی و کنسولی و همچنین، محل استقرار دبیرخانه پول واحد شورای همکاری خلیج فارس، از جمله اختلافات سیاسی میان اعضای این شورا به‌شمار می‌رود (همان: ۱۷۰). به‌عبارت دیگر، وجود مناقشات و اختلافات مرزی میان کشورهای اسلامی دارای مرز مشترک، و رفع نشدن آنها زمینه‌های بروز تنش در روابط بین این کشورها را تقویت می‌کند. در این باره، مشکلات مرزی میان ایران و عراق، عراق و کویت، عراق و عربستان سعودی، قطر و بحرین، ایران و امارات و همچنین عراق و ترکیه، به‌عنوان مصادیق و شواهدی از این امر به‌شمار می‌روند (بزرگمهری، محمدخانی و نعمتی، ۱۳۹۵: ۳۱). این امر به بروز بی‌ثباتی سیاسی در روابط بین کشورها منجر شده و تأثیر بازدارنده‌ای بر روابط اقتصادی بر جای می‌گذارد و به‌این ترتیب شرایط حصول به همگرایی و همکاری اقتصادی بین این کشورها را کاهش می‌دهد.

براساس نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل، تولید ناخالص داخلی کشورهای جهان اسلام نیز تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت میان آنها دارد. یعنی هر اندازه میزان تولید ناخالص داخلی هر یک از این کشورها افزایش یابد، شرایط حصول به همگرایی تجاری بین آنها بیشتر می‌شود. ضریب کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر تولید ناخالص داخلی کشورهای مبدأ $(\log(GDP_i))$ که به ترتیب ۱/۱۱۴۷ و ۱/۲۰۱۷ به‌دست آمده نشان می‌دهد هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت بزرگتر شدن اندازه اقتصادی کشورهای مبدأ (صادرکننده) تأثیر مثبتی بر جریان تجاری از آن کشورها به سمت کشورهای مقابل دارد. همچنین با توجه به اینکه ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد $(\log(GDP_j))$ به ترتیب ۳/۳۷۸۸ و ۳/۶۴۲۵ به‌دست آمده مؤید آن است که افزایش اندازه اقتصادی کشورهای مقابل نیز تأثیر مثبتی بر جریان تجاری از سایر کشورها به آن کشورها دارد.

ضرایب مرتبط با متغیر اندازه جمعیت در مدل جاذبه، حاکی از آن است که اندازه

جمعیت کشورهای مسلمان مورد مطالعه نیز تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت بین آنها دارد به طوری که هرچه تعداد جمعیت هر یک از این کشورها افزایش یابد شرایط حصول به همگرایی تجاری بین آنها بیشتر می شود. ضریب کوتاه مدت و بلندمدت متغیر اندازه جمعیت کشورهای مبدأ ($\log(POP_i)$) به ترتیب ۵/۹۷ و ۶/۴۴ به دست آمده است و نشان می دهد که هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت افزایش جمعیت کشورهای مبدأ (صادرکننده) تأثیر مثبتی بر جریان تجاری از آن کشورها به سمت کشورهای مقابل دارد. به عبارت دیگر افزایش جمعیت و به خصوص جمعیت فعال به افزایش ظرفیت های تولید در کشورها منجر شده و شرایط عرضه و صادرات محصول به دیگر کشورها را تقویت و جریان تجاری را بین این کشورها تقویت می کند. همچنین با توجه به اینکه ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت متغیر اندازه جمعیت کشورهای مقصد ($\log(POP_j)$) به ترتیب ۲/۰۰ و ۲/۱۶ به دست آمده، مؤید آن است که افزایش جمعیت در کشورهای مقابل نیز تأثیر مثبتی بر جریان تجاری از سایر کشورها به آن کشورها دارد. در واقع افزایش جمعیت میزان تقاضا برای محصولات کشورهای دیگر را (به ویژه در شرایطی که امکان تولید داخلی آنها محدود باشد) را افزایش داده و به تقویت جریان تجارت بین کشورها منجر می شود.

متغیر دیگری که تأثیر قابل توجهی در افزایش همگرایی تجاری بین کشورهای اسلامی دارد، مشابهت ساختار اقتصادی این کشورهاست. با توجه به نوع تعریف این متغیر، هر اندازه این متغیر کاهش یابد (که خود نشان دهنده افزایش مشابهت ساختاری کشورهای طرف تجاری است) همگرایی تجاری بین دو کشور تقویت می شود. به عبارت دقیق تر یک واحد افزایش در شاخص مشابهت ساختار اقتصادی در کشورهای طرف تجاری ($\log(S_{ij})$) باعث ۰/۱۶ واحد افزایش در همگرایی تجاری این کشورها می شود. این نتیجه گیری فرضیه لیندر را مبنی بر رابطه مثبت بین تجارت متقابل و همگرایی درآمدها در کشورهای مسلمان تأیید می کند.

فاصله جغرافیایی مطابق با انتظارات نظری اثر منفی معنادار با میزان همگرایی تجاری کشورهای مسلمان مورد مطالعه دارد. تأثیر این متغیر بر همگرایی تجاری نه تنها معنادار؛ بلکه از نظر اندازه و اهمیت نیز قابل توجه است، به گونه ای که یک واحد افزایش در متغیر فاصله

جغرافیایی ($\log(DIS_{ij})$) می‌تواند زمینه‌ساز ۴/۰۵ واحد کاهش در شدت همگرایی تجاری کشورهای طرف تجاری شود. همچنین وجود زبان مشترک بین کشورهای مسلمان مورد مطالعه نیز تأثیری مثبت و معنادار بر همگرایی تجاری این کشورها دارد. در واقع زبان مشترک که به‌عنوان یکی از مصادیق شباهت‌های فرهنگی و اجتماعی بین کشورها مطرح می‌شود، پتانسیل و ظرفیت همکاری اقتصادی و تجاری بین کشورهای مسلمان را تقویت می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

نتایج تخمین مدل جاذبه پویا مؤید آن است که ضرایب تمامی متغیرهای ملحوظ در مدل همانند نتایج بسیاری از مطالعات مورد اشاره در پیشینه تحقیق، مطابق با انتظارات نظری به‌دست‌آمده است. اندازه تولید ناخالص داخلی، میزان جمعیت، مشابهت ساختار اقتصادی و زبان مشترک بین کشورها تأثیر مثبت و بی‌ثباتی سیاسی و فاصله جغرافیایی تأثیر منفی معنادار بر همگرایی تجاری کشورهای مورد مطالعه دارند. ضریب بلندمدت متغیر بی‌ثباتی سیاسی برای کشورهای طرف تجاری در مدل جاذبه پویا منفی برآورد شده است که با توجه به معنادار بودن آنها، استنباط می‌شود افزایش بی‌ثباتی سیاسی نقش مخربی در همگرایی تجاری کشورهای اسلامی در دوره مورد بررسی داشته است. همچنین مقایسه ضریب کوتاه‌مدت با ضریب بلندمدت حاکی از آن است که شدت تأثیر مخرب در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

دلالت سیاست‌گذاری یافته‌های به‌دست‌آمده از مقاله حاضر این است که هرچند براساس مدل جاذبه مؤلفه‌های مرسوم توضیح‌دهنده پدیده همگرایی تجاری از جمله حجم تولید ناخالص داخلی کشورهای طرف تجاری، اندازه جمعیت آنها، فاصله جغرافیایی، مشابهت ساختار اقتصادی و زبان مشترک در تبیین و تقویت همگرایی تجاری بین این کشورها دارای اهمیت است، اما با توجه به وضعیت نظام‌های سیاسی و فرهنگی حاکم بر این کشورها، متغیر بی‌ثباتی سیاسی نیز نقش تضعیف‌کننده‌ای را در روند شکل‌گیری و تقویت همگرایی تجاری بین این کشورها ایفا می‌کند. این امر ضرورت توجه جدی‌تر به مقوله ایجاد ثبات سیاسی را در سیاست‌ها و استراتژی‌های معطوف به سیاست‌های تجارت

خارجی این کشورها، برجسته‌تر می‌کند. در این راستا کشورهای اسلامی باید تلاش‌های مناسبی را در جهت استقرار ثبات سیاسی (جلوگیری از شکل‌گیری ترورها، جنگ‌های چریکی، انقلاب، تظاهرات ضد دولتی و اعتصابات، تغییرات مکرر در اعضای کابینه، تغییرات متعدد ساختاری، بحران‌های مختلف اقتصادی و سیاسی، انتخابات بحث‌برانگیز و شکننده و سرکوب مخالفان سیاسی) به‌عمل آورند تا از این طریق زمینه‌های بهبود فضای امنیت و اطمینان، تقویت ظرفیت‌ها و زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی و تثبیت ساختار سیاست‌گذاری و تصمیم‌سازی فراهم شود و توان آنها برای مشارکت در اقتصاد بین‌الملل و در نتیجه همگرایی‌ها و همکاری‌های اقتصادی بهبود یابد. البته در این میان نقش سازمان‌های متولی از جمله سازمان کنفرانس اسلامی به‌عنوان تسهیل‌کننده روابط این کشورها و تنظیم‌کننده نقشه راه همکاری‌های متقابل، می‌تواند بسیار تعیین‌کننده باشد.

منابع و مآخذ

۱. آذربایجانی، کریم و فریبا رضانی (۱۳۸۹). «بحران مالی اخیر و یکپارچگی تجاری فولادی در آسیا با به‌کارگیری یک مدل جاذبه تجاری»، سمپوزیوم فولاد ۱۳۸۹، اصفهان، انجمن آهن و فولاد ایران.
۲. آذربایجانی، کریم (۱۳۸۱). «همگرایی اقتصادی - منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۱.
۳. اسدزاده، احمد و فاطمه عبدالله‌زاده نوبریان (۱۳۹۲). «بررسی نقش منطقه آزاد تجاری - صنعتی ارس در ایجاد همگرایی تجاری با کشورهای حوزه CIS، چین و ترکیه»، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۱، ش ۴.
۴. اشमित، هلموت (۱۳۶۷). *استراتژی بزرگ*، ترجمه هرمز همایون‌پور، تهران، سازمان انتشارات و آموزش انقلاب اسلامی.
۵. اصغرپور، حسین، کسرا احمدیان و امید منیعی (۱۳۹۲). «اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران: رهیافت غیرخطی APARCH»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ش ۶۸.
۶. اکبری، نعمت‌اله و شکوفه فرهنگد (۱۳۸۴). «همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس: مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی فضایی»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۳۴.
۷. اکبری، نعمت‌اله و مژگان معلمی (۱۳۸۳). «یکپارچگی اقتصادی در کشورهای حوزه خلیج فارس (استفاده از یک روش اقتصادسنجی فضایی)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۵).
۸. بزرگمهری، مجید، علیرضا محمدخانی و فاطمه نعمتی (۱۳۹۵). «علل واگرایی در سازمان همکاری اسلامی»، فصلنامه مطالعات سیاسی جهان اسلام، ۱۸.
۹. جلایی، سیدعبدالمجید و سعید سلیمانی (۱۳۸۵). «یکپارچگی تجاری ایران با کشورهای عضو اکو (ECO): کاربرد یک مدل جاذبه»، مجله پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۶، ش ۴.
۱۰. حسن‌پور، یوسف (۱۳۸۹). «بررسی موانع و مشکلات کشورهای عضو سکا در ایجاد و ارتقای مراحل یکپارچگی اقتصادی»، مجله بررسی‌های بازرگانی، ۴۲.
۱۱. خورشیدی، غلامحسین (۱۳۶۹). *بازار مشترک اسلامی*، تهران، چاپخانه سپهر.
۱۲. دولتی، بهزاد و شکوروف بوری اوراکویچ (۱۳۹۱). «بررسی فرصت‌های همگرایی تجاری ایران با کشورهای آسیای مرکزی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره ۱۷، ش ۵۳.

۱۳. راسخی، سعید، احمد جعفری صمیمی و سمیه صادقی (۱۳۹۲). «یکپارچگی تجاری، تخصص‌گرایی و هم‌زمانی ادوار تجاری در اکو: شواهدی از یک شاخص همبستگی پویا»، *مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۷، ش ۲۱.
۱۴. زارعشاهی، احمدعلی (۱۳۷۹). «بی‌ثباتی سیاسی و امنیت اقتصادی؛ و تأثیر آن بر عوامل تولید در ایران»، *مطالعات راهبری*، ش ۷ و ۸.
۱۵. زرقانی، سیدهادی، هادی اعظمی و راحله احمدی (۱۳۹۳). «بررسی و شناسایی متغیرهای مؤثر بر بی‌ثباتی نظام سیاسی»، *فصلنامه بین‌المللی ژئوپلیتیک*، دوره ۱۰، ش ۳۵.
۱۶. سوری، امیررضا (۱۳۹۳). «تحلیل عوامل مؤثر بر همگرایی تجاری ایران با بلوک‌های منطقه‌ای منتخب (کاربرد یک مدل جاذبه)»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره چهاردهم، ش ۵۳.
۱۷. شکیبایی، علیرضا و فاطمه کبری بطا (۱۳۸۸). «همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی»، *پژوهشنامه بازرگانی*، ش ۵۳.
۱۸. شکیبایی، علیرضا و مریم سعید (۱۳۹۱). «اثر بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ بر همگرایی تجاری کشورهای توسعه یافته (مطالعه موردی: OECD)»، *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ش ۴.
۱۹. صادقی، سمیه (۱۳۹۳). «اثر یکپارچگی‌های تجاری و مالی بر هم‌زمانی ادوار تجاری در اکو: شواهدی از یک شاخص همبستگی پویا»، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۱۹، ش ۲.
۲۰. غلامی، امین (۱۳۹۴). «ارزیابی هم‌زمانی چرخه‌های تجاری و یکپارچگی تجاری عمودی: مقایسه کشورهای D8، اتحادیه اروپا و جنوب شرق آسیا»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
۲۱. کریمی، فرزاد و سیدکامیل طیبی (۱۳۸۹). «یکپارچگی تجاری و هم‌زمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی برحسب ترتیبات منطقه‌ای»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۱۸، ش ۵۴.
۲۲. نجارزاده، رضا، کاظم یاوری و وحید شقاقی شهری (۱۳۸۴). «همگرایی اقتصادی - منطقه‌ای و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۵ (۳).
۲۳. ولایتی، علی‌اکبر و رضا سعیدمحمدی (۱۳۸۹). «تحلیل تجارب همگرایی در جهان اسلام»، *دانش سیاسی*، ش ۱.
۲۴. یاوری، کاظم و سیدحمیدرضا اشرف‌زاده (۱۳۸۴). «یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه: کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی»، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۹ (۳۶).

25. Aisen, A. and Francisco José, Veiga (2010). *How Does Political Instability Affect Economic Growth?* IMF Working Paper.
26. Alesina, A. S., Ozler, N. Roubini and P. Swagel (1992). Political Instability and Economic Growth, NBER, Working Paper, No. 4173.
27. Anderson, J.E. (1979). "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *American Economic Review*, 69.
28. Anouliès, L. (2017). «Are Trade Integration and the Environment in Conflict? The Decisive Role of Countries' Strategic Interactions», *International Economics*, 148.
29. Badinger, H. and F. Breuss (2008). "Trade and Productivity: an Industry Perspective", *Empirica*, 35.
30. Barro, Robert (1991). "Economic Growth in a Crass Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2.
31. Boughanmi, H. (2008). "The Trade Potential of the Arab Gulf Cooperation Countries (GCC): A Gravity Model Approach", *Journal of Economic Integration*, Vol. 23, No.1.
32. Calderón, C., A. Chong and E. Stein (2002). "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing Countries any Different?", *Central Bank of Chile Working Paper*, No. 195.
33. Campos, N. F., M. G. Karanasos and T. Tan (2012). "Two to Tangle: Financial Development, Political Instability and Economic Growth in Argentina", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36, No. 1.
34. Carrere, C. (2006). "Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model", *European Economic Review*, 50.
35. Clark, P., N. Tamirisa, Sh. J. Wei, A. Sadikov and Z. Li (2004). "A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows", *IMF Occasional Paper*, No. 235.

36. Disdier, A-C., L. Fontagné and M. Mimouni (2015). "Tariff Liberalization and Trade Integration of Emerging Countries", *Review of International Economics*, Vol. 23, Issue. 5.
37. Drysdal, P. and R. Garnaut (1993). *The Pacific: An Application of General Theory of Economic Integration*, In F. Bergsten and M. Noland (Editors), Pacific Dynamism and International Economic System, Institute for International Economics, Washington: Economics of Common Currencies, Allen and Unwin.
38. Faber, B. (2014). Trade Integration, Market Size and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System, Search for Other Works by this Author on, *The Review of Economic Studies*, Vol. 81, Issue. 3, 1.
39. Frankel, J. A and A. K. Rose (1998). "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *The Economic Journal*, Vol. 108.
40. Hamanaka, S. (2015). The Selection of Trade Integration Indicators: Intraregional Share, Intensity, Homogeneous Intensity and Introversion Index, adb Economics, Working Paper Series, No. 455.
41. Houthakker, H.S. and D. Taylor (1970). *Consumer Demand in the United States: Analyses and Projections*, Harvard University Press, Cambridge. MA.
42. Iapadre, L. and L. Tajoli (2014). "Emerging Countries and Trade Regionalization, A network Analysis", *Journal of Policy Modeling*, 36 (1).
43. Iapadre, L. and M. Plummer (2011). Statistical Measures of Regional Trade Integration, pp. 98–123, In P. De Lombaerde, R. Flôres, L. Iapadre and M. Schulz, eds. *The Regional Integration Manual, Quantitative and Qualitative Methods*, London, Routledge.
44. Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115.
45. Jong, A and Richard Pin (2006). On the Measurement of Political Instability and its Impact on Economic Growth, University of Groningen, Working Paper.

46. Kabir, M. and R.Salim (2010). "Can Gravity Model Explain BIMSTEC'S Trade"?, *Journal of Economic Integration*, 25 (1).
47. Kao, Chinwa D. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90.
48. Kaur, S. and P. Nanda (2010). "India's Export Potential to Other SAARC Countries: A Gravity Model Analysis", *Journal of Global Economy*, 6 (3).
49. Krings, G.M., J.F. Carpentier and J.C. Delvenne (2014). "Trade Integration and Trade Imbalances in the European Union: A Network Perspective", *PLOS ONE*, 9(1): e83448. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0083448>.
50. Kwasi Fosu, Augustin (2002). "Political Instability of Economic Growth: Implications of Coup Events in Sub-Saharan Africa", *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 61, No. 1.
51. Leitão, N.C., H. Faustino and Y. Yoshida (2010). "Fragmentation Vertical Intra-Industry Trade and Automobile Components", *Economics Bulletin*, 30 (2).
52. Levin, A., C. F. Lin and C. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108.
53. Miljkovic, D. and A. Rimal (2008). "The Impact of Socio-Economic Factors on Political Instability: A Cross-Country Analysis", *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 37, No. 6.
54. Plummer, M., D. Cheong and S. Hamanaka (2010). *Methodology for Impact Assessment of Free Trade Agreements*, Manila: ADB.
55. Pradumna. B. Rana, (2007). "Economic Integration and Synchronalization of Business Cycles in East Asia", *Journal of Asian Economics*, Vol. 18, Issue. 5.
56. Rahmani, Mitra, Mansoor Asgari and Mohamad Reza Abedin (2006). "Formation of Regional Trade Bloc Gains in Ccentral Asia", *Journal of Business Research*, No 38.

57. Serlenga, L. and Y. Shin (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.
58. SESRIC (2015). Measurement of Poverty on OIC Member Countries. The Statistical, Economic and Social Research and Training Centre for Islamic Countries (SESRIC), Kudüs Cad. No: 9, Diplomatik Site, 06450 Oran, Ankara –Turkey.
59. Shin, K. and Y. Wang (2004). "Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia", *Paper Provided by East Asian Bureau of Economic Research in its Series Trade Working Papers*, No. 360.
60. Waguespack, D.M., J. K. Birnir and J. Schroeder (2005). "Technological Development and Political Stability: Patenting in Latin America and the Caribbean", *Research Policy*, 34.
61. Williams, K. (2017). "Foreign Direct Investment, Economic Growth and Political Instability", *Journal Of Economic Development* 17, Vol. 42, No. 2.