

## یکپارچگی تجاری، تخصص‌گرایی و همزمانی ادوار تجاری در اکو:

### شواهدی از یک شاخص همبستگی پویا

سعید راسخی\*، احمد جعفری صمیمی\*\*، سمیه صادقی<sup>+</sup>

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۴/۳۰

#### چکیده

در نظریه‌های جدید اقتصاد بین‌الملل، افزایش یکپارچگی‌های تجاری عامل مهم اثرگذار بر همزمانی ادوار تجاری کشورهاست. هدف مقاله حاضر، بررسی چگونگی اثر تجارت و تخصص‌گرایی بر همزمانی ادوار تجاری در کشورهای عضو اکو، با استفاده از یک شاخص جدید و پویا طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۳ و روش GMM می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد گسترش روابط تجاری (تجارت درون صنعتی و بین صنعتی) سبب تقویت همزمانی ادوار تجاری اعضای اکو می‌شوند. هم‌چنین هرچه تشابه ساختار اقتصادی بین این کشورها بیشتر باشد، همزمانی قوی‌تر است.

طبقه‌بندی JEL : C23, F41, E32

واژگان کلیدی: همزمانی ادوار تجاری، یکپارچگی تجاری، الگوی GMM

---

saeed\_rasekhi@yahoo.com

\* دانشیار دانشگاه مازندران، گروه اقتصاد، بابلسر، ایران، پست الکترونیکی:

jafarisa@umz.ac.ir

\*\* استاد دانشگاه مازندران، گروه اقتصاد، بابلسر، ایران، پست الکترونیکی:

<sup>+</sup> دانشجوی دکتری دانشگاه مازندران، گروه اقتصاد، بابلسر، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی:

somysadeghi@yahoo.com

## ۱. مقدمه

هم‌زمان با گسترش و توسعه‌ی موافقت‌نامه‌های تجارت منطقه‌ای<sup>۱</sup> در سراسر دنیا، اهمیت هم‌زمانی ادوار تجاری شدت یافت به طوری که هم‌زمانی ادوار تجاری یک پیش‌شرط برای ادغام و یکپارچگی کشورها در قالب یک موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای به ویژه منطقه بهینه پولی<sup>۲</sup> به شمار می‌رود (ماندل<sup>۳</sup>، ۱۹۶۱؛ مکینون<sup>۴</sup>، ۱۹۶۳). زیرا با هم‌زمان شدن ادوار تجاری، هزینه‌ی احتمالی اتخاذ سیاست‌های ضد ادواری به حداقل می‌رسد و هرگاه عدم تشابه بین ادوار تجاری بیشتر شود، هزینه‌ی مقابله با نوسانات ادوار تجاری بیشتر می‌شود. بنابراین از دیدگاه سیاست‌گذاران اقتصادی، بررسی هم‌زمانی و تقارن ادوار تجاری کشورها نه تنها برای درک بهتر اثر عملکرد اقتصادی شرکای تجاری مهم بر نوسانات ادوار تجاری در اقتصاد داخلی اهمیت دارد، بلکه داشتن اطلاعات در مورد میزان هم‌زمانی ادوار تجاری می‌تواند تبعات مهمی برای اجرای سیاست‌های اقتصادی مشترک بین‌المللی و منطقه‌ای کشورها به ویژه ایجاد یک منطقه بهینه پولی داشته باشد.

سازمان همکاری‌های اقتصادی (اگو) یکی از این موافقت‌نامه‌های تجارت منطقه‌ای بین کشورهاست که با هدف گسترش و توسعه فعالیت‌های تجاری بین کشورهای منطقه ایجاد گردید و بر محورهای توسعه پایدار اقتصادی کشورهای عضو، رفع موانع تجاری و توسعه تجارت درون منطقه‌ای استوار می‌باشد. از آنجا که یکپارچگی تجاری می‌تواند از طریق شوک‌های عرضه و تقاضا بر ادوار تجاری کشورها اثر گذارد و بسته به این که کدام شوک غالب باشد، هم‌زمانی می‌تواند افزایش یا کاهش یابد. بنابراین مطالعه‌ی حاضر به بررسی اثر یکپارچگی تجاری و تخصص‌گرایی بر هم‌زمانی ادوار تجاری در کشورهای عضو اگو با استفاده از یک ضریب همبستگی جدید و پویا می‌پردازد. شاخص هم‌زمانی مورد استفاده در این مطالعه با در نظر گرفتن تغییر پذیری زمان، برخی مزایای عمده نسبت به سایر شاخص‌های هم‌زمانی دارد، از جمله امکان از دست دادن مشاهدات

- 
1. Regional Trade Agreement (RTA)
  2. Optimal Currency Area (OCA)
  3. Mundell
  4. Mckinnon

وجود ندارد و دیگر این که همبستگی‌های منفی ناشی از رویدادهای سالانه، رفتار ناهم‌زمانی در دوره‌های ناپایدار و رفتار هم‌زمانی در دوره‌های پایدار را تشخیص می‌دهد. در حالی که شاخص‌های هم‌زمانی مورد استفاده در سایر مطالعات انجام شده، با متوسط‌گیری طی زمان، اثرات تغییرپذیری زمان را در نظر نمی‌گیرند. در نتیجه به دلیل از دست رفتن مشاهدات، تحلیل‌های اقتصادسنجی با مشکل مواجه بوده است.

مقاله به صورت زیر ساماندهی شده است: در بخش بعدی، ادبیات موضوع ارایه می‌شود. در بخش سوم، مطالعات تجربی انجام شده مرور می‌شود. بخش چهارم به بررسی شواهد آماری یکپارچگی تجاری ایران و اعضای اکو می‌پردازد. بخش پنجم به معرفی مدل و ارایه نتایج تجربی اختصاص یافته است و سپس نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

## ۲. ادبیات موضوع

به منظور بررسی رابطه‌ی بین شدت تجارت و هم‌زمانی ادوار تجاری، استوکمن<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) و سپس فرانکل و رز<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) و کالدرون و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) با در نظر گرفتن اهمیت شوک‌های بخشی<sup>۴</sup> بر ادوار تجاری، روش تجزیه نرخ رشد اقتصادی<sup>۵</sup> را مطرح نمودند. در این روش به منظور جداسازی آثار مربوط به شوک‌های صنعتی و شوک‌های تقاضا، نرخ رشد بخش‌های مختلف اقتصاد به دو بخش  $k$  که کشور در آن دارای مزیت نسبی است و بخش  $h$  که کشور در آن عدم مزیت نسبی دارد، تفکیک می‌شود:

$$dlny_{it} = \sum_{k=1}^n w_{ki} dlny_{kit} + \sum_{h=n+1}^m w_{hi} dlny_{hit} \quad (1)$$

- 
1. Stockman
  2. Frankel and Rose
  3. Calderón et al
  4. Sectoral Shocks
  5. Decomposition of Growth

بر این اساس،  $dlny_{it}$  نرخ رشد اقتصادی کشور  $i$  در دوره  $t$ ، به صورت مجموع وزنی نرخ‌های رشد در هر یک از بخش‌های  $k$  و  $h$ ، یعنی  $dlny_{kit}$  و  $dlny_{hit}$ ، با وزن‌های  $w_{ki}$  و  $w_{hi}$  می‌باشد. لازم به ذکر است  $w_{ki}$  و  $w_{hi}$ ، سهم تولید هر یک از بخش‌ها در کل تولید می‌باشد، به طوری که:

$$\sum_{k=1}^n w_{ki} + \sum_{h=n+1}^m w_{hi} = 1 \quad (۲)$$

با در نظر گرفتن نرخ رشد در بخش‌های  $k$  و  $h$  در دوره  $t$ ، اگر از رابطه (۱) انحراف از متوسط گرفته شود، نرخ رشد تولید کل به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$dlny_{it} = \sum_{k=1}^n w_{ki} \xi_{kit} + \sum_{h=n+1}^m w_{hi} \Psi_{hit} + \eta_{it} \quad (۳)$$

که در آن:

$$\xi_{kit} = dlny_{kit} - dln\bar{y}_{kit} \quad (۴)$$

$$\Psi_{hit} = dlny_{hit} - dln\bar{y}_{hit}$$

$$\eta_{it} = \left( \sum_{k=1}^n w_{ki} dln\bar{y}_{kit} + \sum_{h=n+1}^m w_{hi} dln\bar{y}_{hit} \right)$$

به طوری که  $\xi_{kit}$  و  $\Psi_{hit}$  چگونگی تاثیر شوک‌های صنعتی ناشی از برقراری روابط تجاری در هر بخش را نشان می‌دهند.  $\eta_{it}$  نیز بیانگر متوسط نرخ رشد تولید کل در دوره  $t$  می‌باشد.

هم‌چنین برای کشور طرف تجاری  $j$ ، نرخ رشد تولید به صوت زیر خواهد بود:

$$dlny_{jt} = \sum_{k=1}^n w_{kj} \xi_{kjt} + \sum_{h=n+1}^m w_{hj} \Psi_{hjt} + \eta_{jt} \quad (۵)$$

به منظور بررسی نحوه‌ی تاثیر روابط تجاری بر همزمانی ادوار تجاری دو کشور طرف تجاری  $i$  و  $j$ ، باید ضریب همبستگی بین نرخ‌های رشد دو کشور محاسبه گردد. بدین منظور در ابتدا با استفاده از روابط (۳) و (۵)، و با در نظر گرفتن فروض زیر:

یکپارچگی تجاری، تخصص‌گرایی و همزمانی ادوار تجاری در اکو: شواهدی از یک ... ۵

–  $\Psi_{ht}$ ،  $\xi_{kt}$  به طور مستقل بین هر بخش و زمان توزیع شده‌اند و واریانس‌های یکسان به ترتیب  $\sigma_k^2$  و  $\sigma_h^2$  دارند.

–  $\Psi_{ht}$ ،  $\xi_{kt}$  و  $\eta_{it}$  ها، به ازای  $i$  و  $j$ ، مستقل از هم می‌باشند.

–  $\eta_{it}$  و  $\eta_{jt}$  به طور مستقل در زمان توزیع شده‌اند.

کواریانس بین نرخ‌های رشد دو کشور طرف تجاری  $i$  و  $j$  به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \gamma(y_i, y_j) &= cov(dlny_{it}, dlny_{jt}) \\ &= cov\left(\sum_{k=1}^n w_{ki} \xi_{kit}, \sum_{k=1}^n w_{kj} \xi_{kjt}\right) \\ &+ cov\left(\sum_{h=n+1}^m w_{hi} \Psi_{hit}, \sum_{h=n+1}^m w_{hj} \Psi_{hjt}\right) + cov(\eta_{it}, \eta_{jt}) \end{aligned} \quad (6)$$

بنابراین:

$$\begin{aligned} \gamma(y_i, y_j) &= \sum_{k=1}^n w_{ki} w_{kj} cov(\xi_{kit}, \xi_{kjt}) + \sum_{h=n+1}^m w_{hi} w_{hj} cov(\Psi_{hit}, \Psi_{hjt}) \\ &+ cov(\eta_{it}, \eta_{jt}) \end{aligned} \quad (7)$$

با توجه به فروض بیان شده مبنی بر  $cov(\xi_{kit}, \xi_{kjt}) = \sigma_k^2$  و  $cov(\Psi_{hit}, \Psi_{hjt}) = \sigma_h^2$  داریم:

$$\gamma(y_i, y_j) = \sum_{k=1}^n w_{ki} w_{kj} \sigma_k^2 + \sum_{h=n+1}^m w_{hi} w_{hj} \sigma_h^2 + cov(\eta_{it}, \eta_{jt}) \quad (8)$$

به منظور محاسبه ضریب همبستگی نرخ رشد بین دو کشور طرف تجاری  $i$  و  $j$ ، کافی است تا طرفین رابطه‌ی (۸) بر انحراف معیار  $y_i$  و  $y_j$  تقسیم شود:

$$\rho(y_i, y_j) = \frac{\gamma(y_i, y_j)}{\sigma_{y_i} \sigma_{y_j}} = \frac{\sum_{k=1}^n w_{ki} w_{kj}}{\sigma_{y_i} \sigma_{y_j}} \sigma_k^2 + \frac{\sum_{h=n+1}^m w_{hi} w_{hj}}{\sigma_{y_i} \sigma_{y_j}} \sigma_h^2 + \frac{cov(\eta_{it}, \eta_{jt})}{\sigma_{y_i} \sigma_{y_j}} \quad (9)$$

با توجه به این که  $cov(\eta_i, \eta_j) = \sigma_{\eta_i} \sigma_{\eta_j} \rho(\eta_i, \eta_j)$ ، در نتیجه داریم:

$$\rho(y_i, y_j) = \sum_{k=1}^n \left( \frac{W_{ki}}{\sigma_{y_i}} \right) \left( \frac{W_{kj}}{\sigma_{y_j}} \right) \sigma_k^2 + \sum_{h=n+1}^m \left( \frac{W_{hi}}{\sigma_{y_i}} \right) \left( \frac{W_{hj}}{\sigma_{y_j}} \right) \sigma_h^2 + \frac{\sigma_{\eta_i} \sigma_{\eta_j}}{\sigma_{y_i} \sigma_{y_j}} \rho(\eta_i, \eta_j) \quad (10)$$

سرانجام با مرتب‌سازی رابطه فوق داریم:

$$\rho(y_i, y_j) = \sum_{k=1}^n \omega_{ki} \omega_{kj} \sigma_k^2 + \sum_{h=n+1}^m \omega_{hi} \omega_{hj} \sigma_h^2 + \omega_{\eta} \rho(\eta_i, \eta_j) \quad (11)$$

در رابطه‌ی (۱۱)، عبارت  $\rho(y_i, y_j)$  ضریب همبستگی تولید است که هم‌زمانی ادوار تجاری بین کشورهای طرف تجاری را نشان می‌دهد. آیتم‌های اول و دوم در طرف راست این رابطه، به ترتیب مربوط به شوک‌های خاص صنعتی در بخش‌های دارای مزیت نسبی (k) و عدم مزیت نسبی (h) می‌باشند. در این آیتم‌ها،  $\omega$ ها در واقع وزن‌های مربوط به واریانس شوک‌های صنعتی ( $\sigma_k^2$  و  $\sigma_h^2$ ) هستند و بستگی به سهم تولید صنایع مختلف در دو کشور داخلی و خارجی طرف تجاری یکدیگر دارند. این دو آیتم، آثار ناشی از الگوهای تخصص‌گرایی بر هم‌زمانی ادوار تجاری را نشان می‌دهند. هم‌چنین آیتم سوم، ضریب همبستگی بین شوک‌های خاص کشوری می‌باشد، به طوری که  $\omega_{\eta}$  وزن مربوط به آن است و بستگی به حساسیت شوک‌های کل تولید در دو کشور طرف تجاری دارد. این آیتم آثار ناشی از شوک‌های تقاضای کل و سرریزهای تکنولوژی بر هم‌زمانی ادوار تجاری را نشان می‌دهد.

به هر حال، رابطه‌ی (۱۱) امکان بررسی چگونگی تاثیرگذاری روابط تجاری بر هم‌زمانی ادوار تجاری بین دو کشور طرف تجاری i و j را فراهم می‌سازد. چنانچه گسترش روابط تجاری سبب بروز شوک‌های خاص صنعتی در اقتصاد کشورها شود (آیتم‌های اول و دوم)، به طوری که این شوک‌ها عامل مسلط در شکل‌گیری ادوار تجاری باشند، در این صورت دو دیدگاه متفاوت وجود دارد: از یک‌سو چنانچه یکپارچگی تجاری بر اساس نظریه‌ی هکچر-اوهلین شکل گیرد، به عبارت دیگر روابط تجاری با توجه به وجود مزیت نسبی در بخش‌های اقتصادی دو کشور گسترش یابد و تجارت بین صنعتی تقویت شود، در این صورت تخصص‌گرایی عمیق‌تر در بخش‌های دارای مزیت

نسبی در هر یک از کشورها سبب فاصله گرفتن  $\omega_{ki}$  و  $\omega_{kj}$  از یکدیگر شده و در نتیجه همبستگی بین آنها منفی می‌شود. با توجه به این که همواره  $\sigma_k^2 > 0$ ، بنابراین آیتم اول در رابطه‌ی (۱۱) منفی می‌شود و همزمانی ادوار تجاری کاهش می‌یابد (ایچنگرین<sup>۱</sup>، ۱۹۹۲؛ کروگمن<sup>۲</sup>، ۱۹۹۳). از سوی دیگر، چنانچه گسترش روابط تجاری سبب شود که الگوهای تخصص‌گرایی در تولید بر اساس تجارت درون‌صنعتی شکل گیرد (آنچه که در کشورهای صنعتی اتفاق می‌افتد)، در این صورت افزایش تجارت درون‌صنعت سبب نزدیک شدن  $\omega_{hi}$  و  $\omega_{hj}$  به یکدیگر می‌شود. در نتیجه همبستگی بین آنها مثبت شده و همزمانی ادوار تجاری بین کشورها افزایش می‌یابد (کوز و یی<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱؛ اینکلار و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۰۸).

سرانجام چنانچه گسترش روابط تجاری ناشی از افزایش‌های ناگهانی تقاضای کل در اقتصاد کشورها باشد و این شوک‌ها عامل مسلط در شکل‌گیری ادوار تجاری باشند (آیتم سوم)، در این صورت از دو کانال متفاوت، همزمانی ادوار تجاری را افزایش می‌دهد: از یک‌سو، افزایش ناگهانی تقاضای کل و افزایش درآمد در یک کشور منجر به افزایش تقاضا برای کالاهای داخلی و خارجی (افزایش واردات) می‌شود (فرانکل و رز، ۱۹۹۸). از سوی دیگر، یکپارچگی تجاری منجر به شوک‌های بهره‌وری می‌گردد که انتقال دانش و تکنولوژی، یا جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای طرف تجاری را به همراه دارد (کو و هلپمن<sup>۵</sup>، ۱۹۹۵؛ لیختنبرگ و ون پوتسلبرق<sup>۶</sup>، ۱۹۹۸؛ فیچنر<sup>۷</sup>، ۲۰۰۳). بنابراین این شوک‌ها در نهایت، همزمانی در سیکل‌های تجاری را افزایش می‌دهد.

- 
1. Eichengreen
  2. Krugman
  3. Kose and Yi
  4. Inklaar et al
  5. Coe and Helpman
  6. Lichtenberg and Van Pottelsberghe
  7. Fichtner

هم‌زمانی ادوار تجاری کاملاً مرتبط با وجود فاکتورهای مشترک در بین کشورهاست که در واقع منعکس‌کننده‌ی ترکیب شوک‌های مشترک<sup>۱</sup> (جهانی) موثر بر همه کشورها، شوک‌های خاص هر کشور<sup>۲</sup> و اثرات شوک‌های انتقال‌یافته از کشوری به کشور دیگر می‌باشد. از آنجا که کشورها با توجه به تفاوت در ساختار اقتصادی، به طور متفاوتی از شوک‌ها متأثر می‌شوند یا ممکن است نسبت به آن واکنش نشان دهند، بنابراین انتظار می‌رود کشورهای با ساختار اقتصادی مشابه به طریق یکسانی تحت تاثیر این شوک‌ها قرار گیرند و در نتیجه همبستگی تولید بیشتری را تجربه کنند. بررسی‌های تجربی نیز نشان می‌دهد در کشورهای توسعه‌یافته صنعتی که نسبت به کشورهای درحال توسعه، از تنوع تولید بیشتری برخوردارند و بخش‌های اقتصادی بیشتری را با اقتصاد جهانی به اشتراک می‌گذارند، در نتیجه، هم‌زمانی ادوار تجاری بیشتری را تجربه می‌کنند (ات و همکاران<sup>۳</sup>، همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱؛ کالدرون و همکاران، ۲۰۰۷؛ اکین<sup>۴</sup>، ۲۰۰۷).

### ۳. مطالعات تجربی

ایمبس<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) به بررسی تقابل بین تجارت، مالیه، تخصص‌گرایی بخشی و هم‌زمانی ادوار تجاری با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد اثر کلی تجارت بر هم‌زمانی قوی است. هم‌چنین الگوهای تخصص‌گرایی اثر بزرگی بر هم‌زمانی دارند، به طوری که سهم قابل توجهی از آن مربوط به تجارت درون صنعت بین کشورها می‌باشد. علاوه بر آن، در کشورهای با حساب سرمایه‌ی آزاد، هم‌زمانی ادوار تجاری بیشتری وجود دارد.

شین و ونگ<sup>۶</sup> (۲۰۰۴) به بررسی اثر یکپارچگی تجاری بر هم‌حرکتی ادوار تجاری کشور کره با ۱۲ کشور آسیایی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۶-۹۷ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد افزایش تجارت لزوماً

- 
1. Common Shock
  2. Country Specific Shock
  3. Otto et al
  4. Akin
  5. Imbs
  6. Shin and Wang



به افزایش هم‌زمانی منجر نمی‌شود بلکه تجارت درون صنعت مهم‌ترین عامل هم‌زمانی ادوار تجاری کره با کشورهای آسیایی می‌باشد. این نتیجه از آن جهت حائز اهمیت است که کشورهای که به دنبال تشکیل اتحادیه‌ی پولی هستند، اگر چه عضویت در اتحادیه‌ی پولی سبب افزایش تجارت می‌شود، اما چنانچه سهم عمده‌ی این تجارت از نوع تجارت بین‌صنعتی باشد، آنگاه هم‌حرکتی ادوار تجاری تضعیف شده و اتحادیه پولی نامطلوب خواهد بود.

جولز-آرماند<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) اثر تجارت دوجانبه و عضویت در اتحادیه پولی بر هم‌زمانی ادوار تجاری ۵۳ کشور آفریقایی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴-۱۹۷۵ را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج بیانگر آن است که تقویت تجارت دوطرفه از طریق حذف موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای سبب تشدید هم‌زمانی ادوار تجاری و تسهیل ادغام پولی کشورهای آفریقایی می‌گردد.

رانا<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از بسط و توسعه‌ی مطالعه‌ی انجام شده توسط شین و ونگ (۲۰۰۴)، اثر شدت تجارت بر هم‌زمانی ادوار تجاری در میان کشورهای شرق آسیا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۳ مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که تجارت درون‌صنعتی در مقایسه با تجارت بین‌صنعت عامل مهم‌تری در توضیح هم‌حرکتی ادوار تجاری بین کشورهای شرق آسیا می‌باشد. این نتیجه از آن جهت حائز اهمیت است که هم‌زمانی ادوار تجاری شرط لازم برای تشکیل یک اتحادیه پولی و سیستم پول مشترک به شمار می‌رود.

هسو و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت، تخصص‌گرایی تولید (عدم تشابه ساختار صنعتی) بر هم‌زمانی ادوار تجاری در ۷۷ کشور توسعه یافته طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۸۸ و با استفاده از روش EC3SLS<sup>۴</sup> پرداختند. نتایج نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان یک کانال مهم انتقال بین‌المللی ادوار تجاری به شمار می‌رود و اثر مثبت بر هم‌زمانی ادوار تجاری دارد. هم‌چنین عدم تشابه ساختار صنعتی به طور مثبت با تجارت و به طور

---

1 . Joles-Armand

2 . Rana

3 . Hsu et al

4 . Error Component Three-Stage Least Squares

منفی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مرتبط است، به طوری که عدم تشابه ساختار صنعتی اثر غیر مستقیم و منفی بر هم‌زمانی دارد.

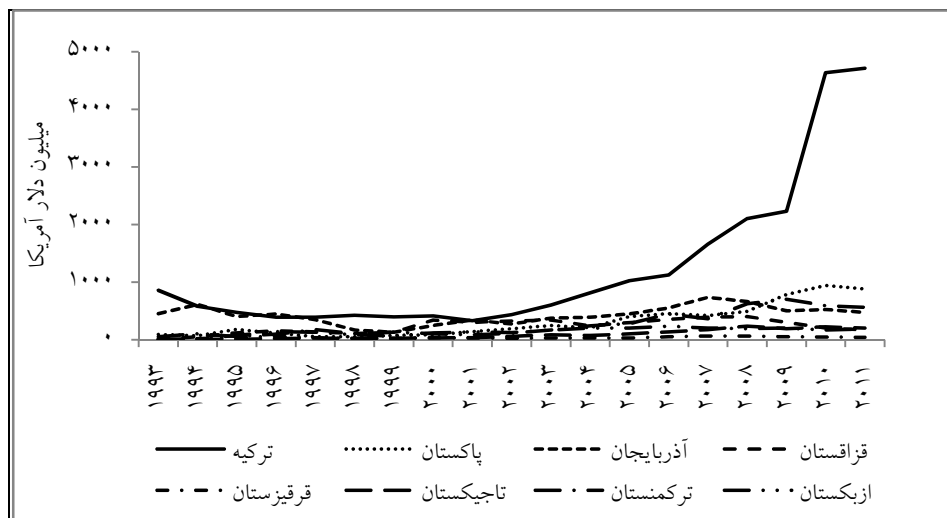
کریمی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی هم‌زمانی ادوار تجاری با تاکید بر یکپارچگی تجاری در کشورهای کنفرانس اسلامی بر حسب ترتیبات منطقه‌ای طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۵ می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که یکپارچگی تجاری سبب تقویت هم‌زمانی ادوار تجاری می‌شود. هم‌چنین تفکیک یکپارچگی تجاری به تجارت درون‌صنعت و بین‌صنعت نشان داد که تجارت درون‌صنعت عامل مهمی در توضیح هم‌زمانی کشورهای کنفرانس اسلامی می‌باشد. علاوه بر آن، عضویت در بلوک‌بندی‌های منطقه‌ای اثر مثبت قابل توجهی بر هم‌زمانی سیکل‌های تجاری و افزایش شدت تجارت دو جانبه در کشورهای عضو داشته است.

منطقی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثر شدت تجارت بر تقارن ادوار تجاری متقابل بین ایران و کشورهای واقع در آسیای جنوب غربی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۵ با استفاده از رویکرد پانل دیتا می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد افزایش جریان تجاری ایران با کشورهای مورد بررسی لزوماً به افزایش تقارن و هم‌زمانی بیشتر ادوار تجاری منجر نمی‌شود.

#### ۴. شواهد آماری

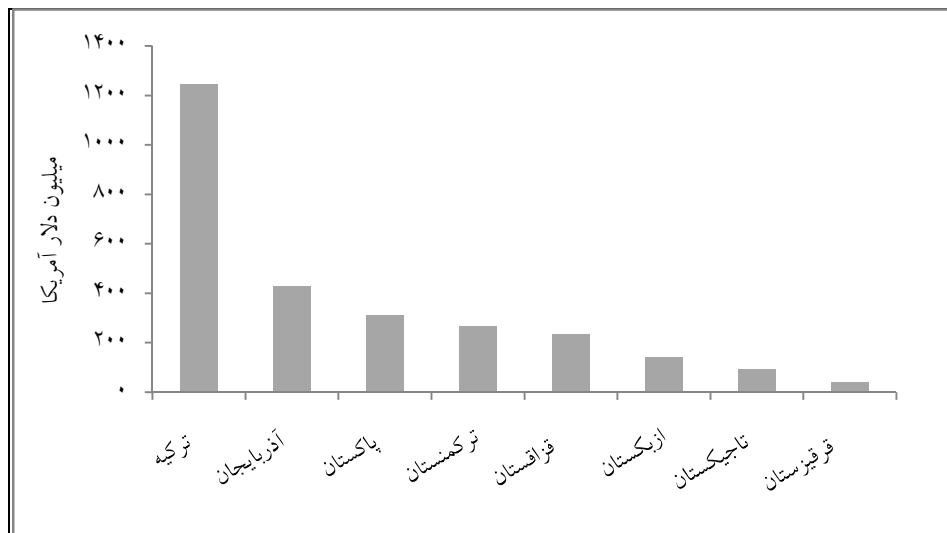
یکی از شاخص‌های اقتصادی مهم در بحث هم‌زمانی ادوار تجاری، تجارت است. ترتیبات تجاری منطقه‌ای غالباً یک استراتژی مهم در گسترش و تعمیق بازارهای داخلی به شمار می‌رود، زیرا افزایش تجارت امکان بهره‌مندی از صرفه‌جویی حاصل از تولید انبوه و فناوری‌های جدید را ایجاد می‌کند. تجارت دوجانبه، حجم تجارت بین دو کشور را نشان می‌دهد که از مجموع صادرات و واردات بین آن دو کشور به دست می‌آید. این شاخص، امکان بررسی حجم مبادلات تجاری بین ایران و هر یک از اعضای اکو را فراهم می‌آورد. نمودار (۱) روند تجارت دوجانبه ایران و اعضای اکو را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۳ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تجارت دوجانبه ایران و اعضای اکو از روندی رو به رشد و یکنواخت برخوردار می‌باشد، اگر چه رشد تجارت دوجانبه ایران و ترکیه از سال ۲۰۰۵ به بعد، شتاب بیشتری داشته است.

نمودار ۱. روند تجارت دوجانبه ایران و اعضای اکو طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۱۱



منبع: تهیه شده با استفاده از آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران

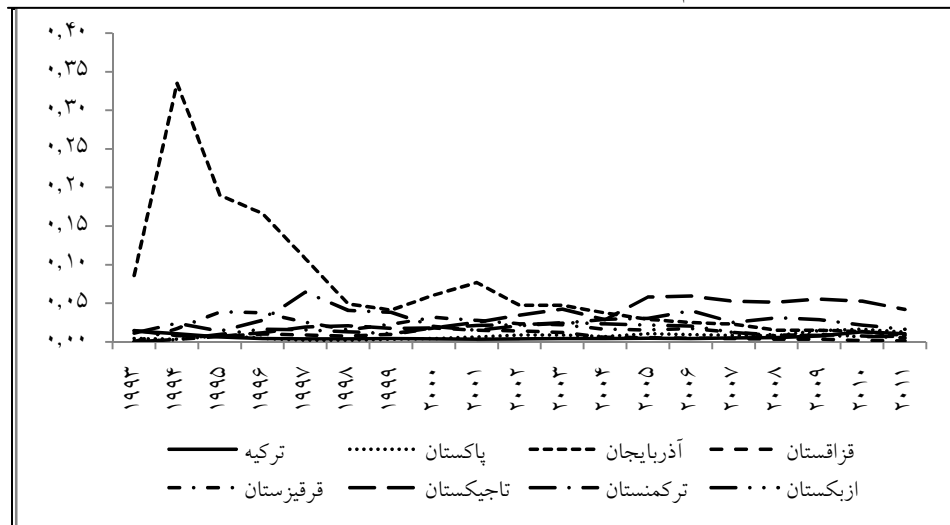
نمودار ۲. متوسط تجارت دوجانبه ایران و اعضای اکو طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۱۱



منبع: تهیه شده با استفاده از آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران

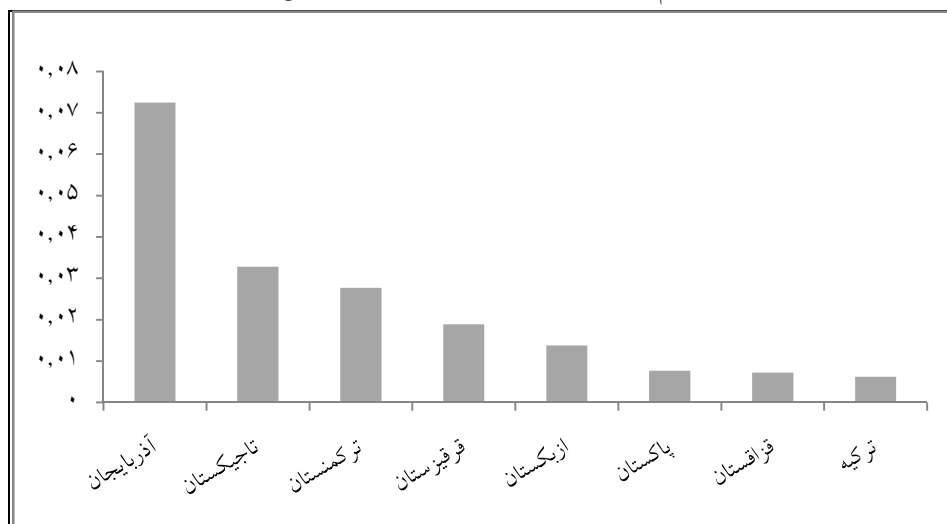
هم‌چنین مقایسه متوسط تجارت دوجانبه‌ی ایران و اعضای اکو طی دوره مورد بررسی حاکی از آن است که ایران بیش‌ترین و کم‌ترین میزان تجارت دو جانبه را به ترتیب با کشورهای ترکیه و قرقیزستان دارد (نمودار ۲). پس از بررسی تجارت دوجانبه ایران و اعضای اکو، سهم تجارت ایران از تجارت کل هر یک از اعضای اکو مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودار (۳) روند زمانی سهم ایران از تجارت کل اعضای اکو را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۳ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تقریباً از روند یکنواخت افزایشی برخوردار می‌باشد. البته روند زمانی سهم ایران از تجارت کل کشور آذربایجان در ابتدا جهشی و سپس طی سال‌های ۹۸-۱۹۹۴ روند کاهشی داشته است. هم‌چنین مقایسه متوسط سهم ایران از تجارت کل هر یک از اعضای اکو طی دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهد در میان اعضای اکو، کشورهای آذربایجان و ترکیه به ترتیب، بیش‌ترین و کم‌ترین سهم از تجارت کل خود را به تجارت با ایران اختصاص داده‌اند (نمودار ۴).

نمودار ۳. روند سهم ایران از تجارت چندجانبه اعضای اکو طی دوره‌ی ۲۰۱۱-۱۹۹۳



منبع: تهیه شده با استفاده از آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۴. متوسط سهم ایران از تجارت چندجانبه اعضای اکو طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۱۱



منبع: تهیه شده با استفاده از آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران

### ۵. معرفی مدل و نتایج تجربی

هدف از این مطالعه، بررسی مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده هم‌زمانی ادوار تجاری بین اعضای اکو، با استفاده از یک شاخص جدید و پویا می‌باشد. بدین منظور از الگوی زیر استفاده می‌شود:

$$\rho_{ij,t} = f(TII_{ij,t}, IIT_{ij,t} * TII_{ij,t}, SE_{ij,t}, U_{ij,t}) \quad (12)$$

که در آن متغیر  $\rho_{ij,t}$  بیانگر شاخص هم‌زمانی (ضریب همبستگی تولید ناخالص داخلی) بین کشورهای  $i$  و  $j$  در دوره  $t$  می‌باشد. که بر اساس کرکوئیرا و مارتین<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

1. Cerqueira and Martins

$$\rho_{ij,t} = 1 - \frac{1}{2} \left[ \frac{(d_{j,t} - \bar{d}_j)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{j,t} - \bar{d}_j)^2}} - \frac{(d_{i,t} - \bar{d}_i)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{i,t} - \bar{d}_i)^2}} \right]^2 \quad (13)$$

به طوری که  $d_{j,t}$  و  $d_{i,t}$  به ترتیب نرخ‌های رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای  $i$  و  $j$  در دوره  $t$  را نشان می‌دهند. همچنین  $\bar{d}_i$  و  $\bar{d}_j$  به ترتیب بیانگر متوسط نرخ‌های رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای  $i$  و  $j$  می‌باشد. این شاخص با در نظر گرفتن تغییر پذیری زمان، برخی مزایای عمده نسبت به سایر شاخص‌های هم‌زمانی مورد استفاده در بررسی‌های قبلی دارد، از جمله امکان از دست دادن مشاهدات وجود ندارد و دیگر این که همبستگی‌های منفی ناشی از رویدادهای سالانه، رفتار ناهم‌زمانی در دوره‌های ناپایدار و رفتار هم‌زمانی در دوره‌های پایدار را تشخیص می‌دهد. بنابراین درک بهتری از موضوع می‌دهد.

متغیر  $TH_{ij,t}$ ، بیانگر شاخص شدت تجارت دوجانبه بین کشورهای  $i$  و  $j$  در دوره  $t$  می‌باشد که بر اساس مدل دیردورف<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$BT_{ij,t} = \frac{EXP_{ij,t} + IMP_{ij,t}}{GDP_{i,t} + GDP_{j,t}} \times \frac{GDP_{w,t}}{2} \quad (14)$$

به طوری که  $EXP_{ij,t}$  و  $IMP_{ij,t}$  به ترتیب صادرات و واردات از کشور  $i$  به کشور  $j$  در دوره  $t$  می‌باشند.  $GDP_{i,t}$  و  $GDP_{j,t}$  به ترتیب تولید ناخالص داخلی کشور  $i$  و کشور  $j$  در دوره  $t$  و  $GDP_{w,t}$ ، تولید ناخالص داخلی جهانی در دوره  $t$  را نشان می‌دهد.

متغیر  $IIT_{ij,t} * TH_{ij,t}$  بیانگر شدت تجارت درون صنعت دوجانبه است به طوری که تقابل شدت تجارت و تجارت درون صنعت را نشان می‌دهد که  $IIT_{ij,t}$ ، متغیر تجارت درون صنعت معرفی شده توسط گروبل- لایود<sup>۲</sup> (۱۹۷۵) به صورت زیر می‌باشد:

$$IIT_{ij,t} = 1 - \frac{\sum_k |X_{ij,t} - M_{ij,t}|}{\sum_k (X_{ij,t} + M_{ij,t})} \quad (15)$$

1 . Deardorff

2 . Grubel and Lloyd

که در آن  $X_{ij,t}$  و  $M_{ij,t}$ ، به ترتیب صادرات و واردات اسمی کالای  $k$  از کشور  $i$  به  $j$  می‌باشد. متغیر  $SE_{ij,t}$ ، بیانگر شاخص تشابه ساختار اقتصادی می‌باشد که توسط کروگمن (۱۹۹۳) مطرح شده و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$SE_{ij,t} = \sum_{k=1}^n |S_{i,t}^k - S_{j,t}^k|, \quad k \neq i, k \neq j \quad (16)$$

که در آن  $S_{i,t}^k$  و  $S_{j,t}^k$ ، به ترتیب سهم بخش  $k$  ام (صنعت، کشاورزی، خدمات) از GDP کشور  $i$  و  $j$  در دوره  $t$  می‌باشد. مطابق این شاخص، هرچه مقادیر به دست آمده بزرگ‌تر باشد، نشان دهنده‌ی عدم تشابه بیشتر ساختار اقتصادی کشورهاست.

دوره‌ی زمانی مورد نظر، دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۳ می‌باشد از آنجا که شاخص هم‌زمانی مورد استفاده در این مطالعه اثرات تغییرپذیری زمان را در نظر می‌گیرد در نتیجه پویاست. از سوی دیگر، با توجه به این که در مدل‌های مربوط به رشد، متغیرهای توضیحی مدل دارای خاصیت درون‌زایی قوی هستند، یا مقدار متغیر وابسته مدل در دوره‌های قبل نیز بر آن تاثیر دارد، یا هر دو در مدل وجود دارند. جهت رفع این مشکلات و تخمین این مدل‌ها، آرلانو-باند<sup>۱</sup> (۱۹۹۱)، روش پویای مبتنی بر گشتاورهای تعمیم‌یافته را ارائه نمودند. بنابراین در مطالعه‌ی حاضر، مناسب‌ترین روش جهت کنترل درون‌زایی متغیرها و تحلیل داده‌ها، روش GMM می‌باشد. اولین گام برای تخمین الگوی فوق این است که از ایستایی متغیرهای الگو، اطمینان حاصل شود. بدین منظور از آزمون ایستایی ایم، پسران و شین استفاده می‌شود. این آزمون برای هر متغیر به گونه‌ای انجام شده است تا در صورت لزوم، شرایط ویژه هر کشور را در یک جزء ثابت لحاظ کند. برای انتخاب وقفه بهینه، از معیار شوارز-بیزین استفاده شده است. نتایج آزمون ایستایی نشان می‌دهد همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ایستا هستند، به عبارت دیگر، دارای درجه هم‌جمعی  $I(0)$  می‌باشند.

---

1. Arellano-Bond

نتایج الگوهای برآورد شده در جدول (۱) نشان می‌دهد شاخص‌های شدت تجارت دوجانبه و شدت تجارت درون صنعت اثر مثبت و معناداری بر هم‌زمانی ادوار تجاری اعضای آکو دارند. به طوری که هر یک واحد افزایش تجارت دوجانبه و شدت تجارت درون صنعتی بین این کشورها به ترتیب، ۰/۱۲۹ و ۰/۰۰۴ واحد هم‌زمانی ادوار تجاری را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، گسترش روابط تجاری در این کشورها در نتیجه تخصص‌گرایی بر اساس وجود مزیت نسبی (نظریه هکچر-اوهلین) نمی‌باشد بلکه شوک‌های تقاضا و سرریزهای تکنولوژیکی عامل اصلی افزایش هم‌زمانی ادوار تجاری است. هم‌چنین شاخص عدم تشابه ساختار اقتصادی اثر منفی و معناداری بر هم‌زمانی دارد به طوری که هر یک واحد افزایش در تشابه ساختار اقتصادی، ۱/۲۴ واحد هم‌زمانی را افزایش می‌دهد.

جدول ۲. نتایج تخمین گشتاور تعمیم‌یافته GMM

متغیر	مقدار ضریب	
$\rho_{ij}(-1)$	۰.۴۹۱	(۵.۴۶)*
$III_{ij} * TH_{ij}$	۰.۰۰۴	(۲.۳۷)
$TH_{ij}$	۰.۱۲۹	(۲.۴۶)
$SE_{ij}$	-۱.۲۴	(-۱.۹۸)
R2 تعدیل یافته	۰.۵۶۴	
آماره آزمون سارگن	۰.۴۲۱	

\* اعداد داخل پرانتز، بیانگر آماره t است.

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۶. نتیجه‌گیری

هدف از مقاله‌ی حاضر، بررسی چگونگی اثر یکپارچگی تجاری و تخصص‌گرایی بر هم‌زمانی ادوار تجاری در کشورهای عضو آکو، با استفاده از یک شاخص جدید و پویا می‌باشد. شاخص هم‌زمانی مورد استفاده در این مطالعه با در نظر گرفتن تغییرپذیری زمان، درک بهتری از موضوع را فراهم



می‌آورد، زیرا امکان از دست دادن مشاهدات وجود ندارد و از سوی دیگر، همبستگی‌های منفی ناشی از رویدادهای سالانه، رفتار ناهم‌زمانی در دوره‌های ناپایدار و رفتار هم‌زمانی در دوره‌های پایدار را تشخیص می‌دهد. نتایج با استفاده از این شاخص جدید نشان می‌دهد شاخص‌های شدت تجارت دوجانبه و شدت تجارت درون صنعت اثر مثبت و معنادار بر هم‌زمانی دارند. به عبارت دیگر، گسترش روابط تجاری در این کشورها در نتیجه تخصص‌گرایی بر اساس وجود مزیت نسبی (نظریه هکچر- اوهلین) نمی‌باشد بلکه شوک‌های تقاضا و سرریزهای تکنولوژیکی عامل اصلی افزایش هم‌زمانی ادوار تجاری است. به عبارت دیگر، وجود مشترکات فرهنگی و جغرافیایی که تا حدی می‌تواند ساختار سلیقه و ترجیحات مصرفی را نشان دهد، عامل مهمی در جهت تسریع فرآیند تقاضا می‌باشد که هم‌زمانی ادوار تجاری را تقویت می‌نماید. هم‌چنین شاخص عدم تشابه ساختار اقتصادی اثر منفی و معناداری بر هم‌زمانی دارد. به عبارت دیگر، هرچه تشابه ساختار اقتصادی بیشتر باشد، هم‌زمانی قوی‌تر است. به عبارت دیگر، کشورهای با ساختار اقتصادی مشابه به طریق یکسانی تحت تاثیر شوک‌های بین‌المللی قرار می‌گیرند و در نتیجه همبستگی تولید بالاتری را تجربه می‌کنند.

با توجه به نتایج به دست آمده، پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران این کشورها با در نظر گرفتن موقعیت استراتژیکی منطقه، سیاست‌های مناسب در جهت گسترش یکپارچگی تجاری و هماهنگی اقتصادی اتخاذ نمایند، به طوری که با تقویت بیشتر هم‌زمانی حتی در آینده، زمینه‌های لازم برای ایجاد یک منطقه بهینه پولی فراهم شود تا از جایگاه اقتصادی ویژه‌ای در سطوح منطقه‌ای و جهانی برخوردار شوند.

### منابع

- کریمی، فرزاد و طیبی، کمیل (۱۳۸۹). یکپارچگی تجاری و هم‌زمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی برحسب ترتیبات منطقه‌ای. فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۱۸ (۵۴): ۱۴۶-۱۲۳.

- منطقی، خسرو، ضیغمی، محمدعلی، نوروزی، بیتا (۱۳۸۹). بررسی جریان تجارت خارجی و تقارن سیکل‌های تجاری ایران با کشورهای واقع در آسیای جنوب غربی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، (۵۶): ۳۳-۵۸.

- گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمارهای سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۳.

- Akin, C. (2007). Multiple determinants of business cycle synchronization. George Washington University, Department of Economics.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *The review of economic studies*, 58: 277-297.
- Calderón, C., & Chong, A., & Stein, E. (2007). Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different? *Journal of International Economics*, 71 (1): 2-21.
- Cerqueira, P. A., & Martins, R. (2009). Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach. *Economics Letters*, 102(2): 106-108.
- Coe, D. T., & Helpman, E. (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39(5): 859-887.
- Deardorff, A. (1998). Determinants of bilateral trade: Does gravity work in a neoclassical world. In: Frankel, J. (Ed.), *The regionalization of the world economy*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Eichengreen, B. (1992). *Should the maastricht treaty be saved? princeton studies in international finance*, Princeton University, New Jersey.
- Fichtner, F. (2003). Macroeconomic synchronization in Europe: Analysis in an international real business cycle model. Mimeo, Köln University, Köln.
- Frankel, J., & Rose, A. (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal*, 108(6): 1009-1025.
- Grubel, H. G., & Lloyd, P. J., (1975). *Intra-industry trade: The theory and measurement of international trade in differentiated products*. New York: Wiley.
- Hsu, C. C., & Wu, J. Y., & Yau, R. (2011). Foreign direct investment and business cycle co-movements: The panel data evidence. *Journal of Macroeconomics*.
- Imbs, J. (2004). Trade, finance, specialization, and synchronization. *The Review of Economics and Statistics*, 86(3): 723-734
- Inklaar, R., & Jong-A-Pin, R., & de Haan, J. (2008). Trade and business cycle synchronization in OECD countries – a re-examination. *European Economic Review*, 52(2): 646-666.
- Jules-Armand, T. (2007). Bilateral trade and business cycles synchronization: African monetary integration perspective. *Economics Bulletin*, 6(2):1-15.
- Kose, M. A., & Yi, K.-M. (2001). International trade and business cycles: Is vertical specialization the missing link. *American Economic Review*, 91(2): 371-375.

- Krugman, P. (1993). Lessons of Massachusetts for EMU. in F. Giavazzi & F. Torres (Eds.), the transition to economic and monetary union in Europe (pp. 241–261). New York: Cambridge University Press.
- Lichtenberg, F., & van Pottelsberghe, B. (1998). International R&D spillovers: A comment. *European Economic Review*, 42(3): 1483–1491.
- McKinnon, R. I. (1963). Optimum currency areas. *American Economic Review*, 53(4): 717–725.
- Mundell, R. (1961). A theory of optimum currency area. *American Economic Review*, 51(4): 657–665.
- Otto, G., & Voss, G., & Willard, L. (2001). Understanding OECD output correlations. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper No 2001/05.
- Rana, P. B. (2007). Economic integration and synchronization of business cycles in East Asia. *Journal of Asian Economics*, 8(6): 711–725.
- Shin, K., & Wang, Y. (2004). Trade integration and business cycle co-movements: The case of Korea with other Asian countries. *Japan and the World Economy*, 16(2): 213–230.
- Stockman, A. C. (1988). Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven European countries. *Journal of Monetary Economics*, 21(4): 387–410.