عوامل موثر بر همزمانی چرخه‌های تجاری شواهدی از کشورهای GCC (شورای همکاری خلیج فارس)

عاطفه حسینی | atefe.hoseini@gmail.com
کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه صنعتی شریف.

سیدمهدی برکچیان | barakchian@sharif.edu
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف
(نویسنده مسئول).

سیدعلی مدنی‌زاده | madanizadeh@sharif.edu
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.

دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۶ | پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۲۵

چکیده: آیا تشابه الگوی تجارت خارجی در شش کشور عضو شورای همکاری خلیج فارس (امارات، عربستان، قطر، بحرین، کویت، و عمان) که از نظر شرایط مکانی، جغرافیایی، و سیاسی با یکدیگر تشابه دارند و تمام آن‌ها کشورهایی وابسته به درآمد نفتی هستند، به همزمانی چرخه‌های تجاری و نزدیک شدن دوره‌های رونق و رکود آنها منجر می‌شود؟ در این پژوهش، با بررسی ارتباط شباهت الگوی تجارت و همزمانی چرخه‌های تجاری شش کشور نفتی عضو شورای همکاری خلیج فارس، قصد داریم تا این دو بخش از ادبیات اقتصادی را به‌هم پیوند زنیم. یافته‌های این پژوهش، با استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۱۲-۱۹۸۰ و با فرض وجود وابستگی مقطعی و روش تخمین‌های مختلف (اثرهای مشترک همبسته، اثر ثابت، حداقل مربعات معمولی، و حداقل مربعات تعمیم‌یافته) نشان می‌دهند که عامل شباهت الگوی تجارت، تاثیر مثبت و معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها با یکدیگر دارد. دانستن میزان همزمانی چرخه‌های تجاری بین کشورها و پی بردن به عوامل آن می‌توانند در تصمیم‌گیری سیاستگذاران مورد استفاده قرار گیرند.

کلیدواژه‌ها: همزمانی چرخه‌های تجاری، کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس، الگوی تجارت، روش تخمین اثرهای مشترک همبسته، کشورهای نفتی.

طبقه‌بندی JEL: F44, F13, E32.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیست و سوم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۷ | ص‌ص ۳۰-۳

مقدمه

چرخه‌های تجاری، یافتن عوامل تاثیرگذار، و روش‌های برخورد با آن‌ها یکی از مهم‌ترین مباحث مورد بررسی در اقتصاد کلان هستند. با مراجعه به ادبیات اقتصادی شواهد زیادی را می‌توان یافت که وقوع رونق و رکود در یک کشور موجب ایجاد رونق و رکود در سایر کشورها می‌شود (Kalemli-Ozcan *et al.*, 2013). به‌طور کلی، در صورت وجود تشابه ساختاری یا شراکت تجاری بین کشورها، مسئلهٔ همزمانی چرخه‌های تجاری[1] به‌وجود می‌آید (Imbs, 2003; Canova & Dellas, 1993). دانستن درجه همزمانی چرخه‌های تجاری بین کشورها و شناسایی علل آن‌ها، از جمله موارد مهمی هستند که تصمیم‌گیری سیاستگذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهند.

در ادبیات این موضوع، کم‌تر به بررسی همزمانی چرخه‌های تجاری کشورهای نفتی به‌ویژه از منظر تشابه الگوی تجارت آن‌ها پرداخته شده است. در مورد بررسی عامل تشابه الگوی تجاری نیز می‌توان گفت که در پژوهش‌هایی که تاکنون در این زمینه با رویکرد پانل صورت گرفته‌اند، اثر وابستگی در عبارت خطا در نظرگرفته نشده است. این موضوع می‌تواند به نتایج غیردقیق و حتی نادرست منجر شود.

در این پژوهش، با بررسی ارتباط شباهت الگوی تجارت و همزمانی چرخه‌های تجاری شش کشور نفتی عضو شورای همکاری خلیج فارس[2] (امارات، عربستان، قطر، بحرین، کویت، و عمان) قصد داریم این دو بخش از ادبیات اقتصادی را به‌هم پیوند زنیم. به‌طور مشخص، پرسش اصلی مورد بررسی این است که آیا تشابه الگوی تجارت خارجی در شش کشور عضو شورای همکاری خلیج فارس که از نظر شرایط مکانی، جغرافیایی، و سیاسی با یکدیگر تشابه دارند و تمام آنها کشورهایی وابسته به درآمد نفتی هستند، به همزمانی چرخه‌های تجاری و نزدیک شدن دوره‌های رونق و رکود آنها منجر شده‌اند؟ سپس به دنبال یافتن عوامل اصلی همزمانی چرخه‌های تجاری خواهیم بود.

بررسی این پرسش از این نظر اهمیت دارد که به دلیل سهم بزرگ نفت در این منطقه، می‌توان بررسی نمود که چرخه‌های اقتصادی کشورهای مورد نظر به قیمت و فروش نفت بیش‌تر وابسته است یا این‌که الگوی مشابه تجارت خارجی آن‌ها نیز بر همزمانی این چرخه‌ها تاثیرگذار است. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش به کمک تخمین مدل همزمانی چرخه‌های تجاری کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس با وجود کنترل اثر سه متغیر شباهت وابستگی به نفت، شباهت سیاست پولی، و مالی این کشورها نشان می‌دهند که شباهت الگوی تجارت عاملی است که به‌طور مثبت بر همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها تاثیرگذار است.

1. Business Cycles Synchronization
2. [Persian] Gulf Cooperation Council (GCC)

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

منظور از همزمانی چرخه‌های تجاری این است که نقاط فراز و فرود یکسانی داشته باشند. یکی از متغیرهایی که ممکن است عاملی برای همزمانی چرخه‌های تجاری باشد، شباهت الگوی تجارت خارجی کشورهای نفتی است. نظم‌های آماری حاکی از روند مشابه تجارت کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس با شرکای خارجی تجاری‌شان هستند (ر.ک. بخش تحلیل داده). به‌گونه‌ای که در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ به سمت افزایش تجارت با دو کشور چین و هند، و کاهش تجارت با سایر شرکای صنعتی تجاری‌شان پیش رفته است. بنابراین، افزایش شباهت الگوی تجارت بین دو کشور موجب انتقال شوک‌های مشترک به این کشورها و در نتیجه، اثر مشابه بر چرخه‌های تجاری آنها می‌شوند. علت این چرخه‌های تجاری همزمان، همبستگی متقابل اقتصادها در دنیا است. عواملی از قبیل تجارت، وجود اتحادیه پولی، تشابه ساختار صنعتی، همگرایی مالی، تشابه سبد صادرات و واردات، درجه توسعه‌یافتگی کشورها، وجود متغیرهای جاذبه مانند فاصله بین دو کشور و زبان مشترک از عوامل تاثیرگذار بر همزمانی چرخه‌های تجاری کشورها با یکدیگر هستند (صادقیان فرد، ۱۳۸۷).

در ادبیات نظری اقتصاد، برای افزایش تجارت بین کشورها، با توجه به طبیعت شوک‌ها و الگوهای تخصص‌گرایی کشورها دو اثر متفاوت پیش‌بینی شده است: یک رویکرد این است که تجارت و ارتباطات مالی بین دو کشور موجب افزایش وابستگی فعالیت‌های اقتصادی آن دو می‌شود (McKinnon, 1963) و شوک‌های اقتصادی که یک کشور را تحت تاثیر قرار می‌دهد، به کشور دیگر انتقال پیدا می‌کند. از طرف دیگر، کروگمن[1] (۱۹۹۱) استدلال می‌کند که اثر شوک‌های سمت عرضه بر همبستگی محصولات کشورها بسته به نوع تجارت است. اگر تجارت از نوع درون‌صنعتی باشد و شوک درون‌صنعتی اتفاق بیافتد، آن‌گاه همزمانی بیش‌تر می‌شود. ولی اگر تجارت بین‌صنعتی باشد (تخصص بالا)، آن‌گاه وقتی افزایش تجارت بین کشورها موجب تخصصی‌تر شدن آن‌ها بین صنایع متفاوت شود، شوک‌های خاص صنایع موجب کاهش همزمانی چرخه‌های تجاری آن‌ها می‌شوند.

از آن‌جایی که اثر تجارت خارجی و جریان‌های سرمایه بین کشورها بر همزمانی چرخه‌های تجاری از نظر ادبیات نظری اقتصاد-که اشاره شد- مبهم هستند، این مسئله را به‌طور تجربی بررسی می‌کنند. برای مثال، کانوا و دلاس (۱۹۹۳)، فرانکل و رز[2] (۱۹۹۸)، و سرکریا و مارتینز[3] (۲۰۰۹) با نمونه‌ای از کشورهای صنعتی نتیجه گرفتند که با افزایش تجارت بین کشورها، همبستگی چرخه‌های تجاری آن‌ها بیش‌تر

1. Krugman
2. Frankel & Rose
3. Cerqueira & Martins

می‌شود. از طرف دیگر، می‌توان به بررسی همبستگی چرخه‌های تجاری کشورهای ناحیه آسیا-اقیانوسیه توسط کروسبی [1](۲۰۰۳) اشاره کرد که یافته‌های او نتوانست همبستگی چرخه‌های تجاری را در این ناحیه شرح دهد. علاوه بر جریان تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[2] عامل مهمی در انتقال شوک‌ها از کشوری به کشور دیگر است. وانگ و یو[3] (۲۰۱۱) نشان دادند که تخصص‌گرایی در تولید تنها به‌طور غیرمستقیم از راه تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر همزمانی چرخه‌های تجاری اثر می‌گذارد.

تشابه ساختار صنعتی[4] (Imbs, 1998; 1999; 2003) و تخصص‌گرایی[5] از عوامل دیگر توضیح‌دهنده همزمانی چرخه‌های تجاری هستند. کشورهایی که ساختار صنعتی مشابه‌تری دارند، باید همزمانی بیش‌تری در چرخه‌های تجاری آن‌ها دیده شود. یافته‌های ایمبز (۲۰۰۳) فرضیه را این‌گونه تایید می‌کند که تشابه در ساختار تولید کشورها دلالت بر این مفهوم دارد که شوک‌های ویژه صنعتی تنها در شرایطی اثر مشابهی بر چرخه‌های تجاری کشورها دارند که اقتصادها از لحاظ ساختار تولید و صنعت شبیه یکدیگر باشند. ولی بکستر و کوپارتیز[6] (۲۰۰۴) به نتایجی خلاف این فرضیه رسیدند. عامل تاثیرگذار دیگر، درجه باز بودن مالی[7] و همگرایی مالی[8] کشورهاست که در فرایند جهانی شدن کشورها نقش موثری داشته است. ادبیات اقتصادی جواب دقیقی در مورد اثر درجه باز بودن مالی بر همزمانی چرخه‌های تجاری ندارند و دلیل آن، مشکلات محاسبه درجه باز بودن مالی و محدودیت داده دسترس‌پذیر است (Alsadoun, 2009). ایمبز (۲۰۰۳؛ ۲۰۰۶) نتیجه می‌گیرد که کشورهایی که ادغام مالی آن‌ها با یکدیگر بیش‌تر است، چرخه‌های تجاری آن‌ها همزمان‌تر است. کوز[9] و همکاران (۲۰۰۳) یافتند که کشورهای درحال‌توسعه با درجه مالی بازتر، با کشورهای G7 همزمانی چرخه‌های تجاری دارند، اما این نتیجه در کشورهای توسعه‌یافته به‌طور بسیار ضعیف دیده می‌شود.

قراردادهای تجاری مانند اتحادیه‌های پولی و هماهنگی سیاست‌های پولی (Rose & Engel, 2002) و مالی (Akın & Kose, 2008) نقش مهمی در حرکت‌های چرخه‌های تجاری دارند. کشورهایی با روابط تجاری عمیق‌تر، بیش‌تر تمایل دارند که به صورت صریح یا ضمنی سیاست‌های پولی یا حتی سایر

1. Crosby
2. Foreign Direct Investment (FDI)
3. Wang & Yu
4. Similarity in Industry Structure
5. Specialization
6. Baxter & Kouparitsas
7. Financial Openness
8. Financial Integration
9. Kose

سیاست‌های مشابه با یکدیگر را داشته باشند. این سیاست‌ها ممکن است بر چرخه‌های تجاری آنان نیز تاثیرگذار باشند. از این‌رو، علاوه بر عامل تجارت، تشابه سیاست‌های اقتصادی در همبستگی چرخه‌های تجاری کشورها دخیل هستند (Inklaar *et al*., 2008). گلیک و رز[1] (۲۰۰۲) استدلال کردند که عضو اتحادیه پولی شدن، موجب افزایش تجارت دوجانبه کشورها می‌شود و باعث می‌شود که شوک محصولات کشورها به‌هم منتقل شود و همزمانی چرخه‌های تجاری آن‌ها افزایش یابد.

کشورهایی که از لحاظ درجه توسعه‌یافتگی مشابه‌اند یا درون یک اتحادیه قرار دارند، روابط اقتصادی بیش‌تر و انتقال شوک‌ها را به صورت سریع‌تری تجربه می‌کنند و در نتیجه، همزمانی چرخه‌های بیش‌تری خواهند داشت. در بیش‌تر پژوهش‌های پیشین در ادبیات، همزمانی چرخه‌های تجاری کشورهایی مدلسازی شده‌اند که از نظر سطح توسعه دارای درجه مشابهی بوده‌اند. برای مثال، این‌گونه پژوهش‌ها، به‌طور معمول مربوط به کشورهای OECD (Inklaar *et al*., 2008)، کشورهای منطقه یورو (Calderón *et al*., 2007; Furceri & Karras, 2008) و کشورهای شرق آسیا (Choe, 2001) می‌شود. پژوهش‌های کمی در این زمینه برای کشورهای GCC انجام شده است. برای مثال، باشر[2] (۲۰۱۰) برخلاف پژوهش‌های بین‌کشوری[3] که شوک‌های خارجی مثل تجارت و ادغام مالی را عوامل تعیین‌کننده همزمانی چرخه‌های تجاری کشورها می‌داند، عوامل درون‌کشوری را در نظر گرفته و کانال‌های سیاست مالی و قیمت نفت را که شوک‌ها را از بخش نفتی به بخش غیرنفتی انتقال می‌دهد، بررسی می‌کند و به این نتایج دست یافته‌اند که متغیرهای مخارج دولت و قیمت نفت، همزمانی چرخه‌های تجاری بخش نفتی و غیرنفتی را در کشور عربستان توضیح می‌دهند؛ اما برای کشورهای کویت و قطر، این دو متغیر معناداری کمی دارند.

به‌طور خلاصه، در این پژوهش ما به دنبال یافتن تاثیر عامل شباهت الگوی تجارت بر همزمانی چرخه‌های تجاری بین شش کشور عضو شورای خلیج فارس در سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۰ هستیم. بدین منظور، ابتدا شاخص‌های مورد نظر را تعیین کرده و سپس با استفاده از یک معادله اقتصادسنجی پانل تاثیر، عامل مورد نظر را بر همزمانی چرخه‌های تجاری برآورد می‌کنیم. در این پژوهش، برای در نظرگرفتن وابستگی در عبارت خطا از تخمین‌گر اثرهای مشترک همبسته (CCE)[4] استفاده می‌شود که توسط پسران[5] (۲۰۰۶) ارائه شده است. استفاده از این روش تکنیک جدیدی در بررسی عوامل موثر بر همزمانی چرخه‌های تجاری در این شش کشور است.

1. Glick & Rose
2. Basher
3. Cross Country
4. Common Correlated Effect (CCE)
5. Pesaran

روش پژوهش

مدل

همان‌گونه که بیان شد، بیش‌تر نظریه‌های جدید در عرصه همزمانی چرخه‌های تجاری به این موضوع اشاره دارند که یکپارچگی تجاری و افزایش حجم تجارت کشورها می‌توانند همزمانی چرخه‌های تجاری را بین آن‌ها تقویت کنند. یکی از روش‌هایی که از راه آن می‌توان تاثیر تجارت را بر همزمانی چرخه‌های تجاری کشورها بررسی کرد، روش تخمین رگرسیون است. بر اساس این، سعی داریم تا از یک معادله اقتصادسنجی پانل، ارتباط همزمانی چرخه‌های تجاری را با شباهت الگوی تجارت شش کشور عضو شورای همکاری خلیج فارس، با لحاظ کردن عامل وابستگی به درآمدهای نفتی، به‌دست آوریم.

بنابراین، برای آزمون اثر متغیرهای اشاره‌شده بر همزمانی چرخه‌های تجاری، رگرسیون (۱) را تخمین می‌زنیم:

$$C_{ijt} = \alpha\, d_t + \gamma\, T_{ijt} + \beta\, S_{ijt} + \sum_k \delta_k x(k)_{ijt} + \gamma_{i,j} + \varphi_t + e_{ijt} \qquad (1)$$

که در آن C_{ijt} همبستگی بین جزء روندزدایی شده تولید کل دو کشور i و j در دوره t است. به عبارت دیگر، متغیر وابسته مقادیر ضرایب همبستگی پنج سال یک‌بار است. T_{ijt} متغیر شباهت الگوی تجارت بین کشور i و j در دوره t است. S_{ijt} متغیر شباهت وابستگی به نفت دو کشور i و j در دوره t $x(k)_{ijt}$ شامل سایر متغیرهای مستقل یعنی هماهنگی سیاست‌های پولی و هماهنگی سیاست‌های مالی هستند. علاوه بر متغیرهای اشاره‌شده، $\alpha\, d_t$ شامل مجموعه‌ای از متغیرهای توضیح‌دهنده مشترک قابل‌مشاهده و عرض از مبدا است. γ_{ijt} و φ_t نشان‌دهنده اثر ثابت زمان و کشورهاست. مدل مورد بررسی در این پژوهش به صورت یک معادله پانل است. در برآوردهای اقتصادسنجی داده‌های پانل در حالت کلی فرض می‌شود که داده‌های مورد استفاده دارای استقلال مقطعی هستند. این پیش‌فرض می‌تواند همانند سایر فروض برقرار نباشد و نادیده گرفتن آن موجب بروز مشکلاتی مانند اریبی، ناسازگاری، و نابهینگی تخمین مورد نظر می‌شود (Wooldridge, 2012). بنابراین، در اولین مرحله از اقتصادسنجی داده‌های پانل، انجام آزمون تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی، ضروری به نظر می‌رسد. آزمون‌های

متعددی برای این منظور پیشنهاد شده است. آزمون‌های فریدمن[1] (۱۹۳۷)، بروش-پاگان[2] (۱۹۷۹)، و آزمون CD پسران (۲۰۰۴) از جملهٔ این آزمون‌ها هستند.

در صورت تایید وابستگی مقطعی، روش تخمین مورد نظر، روش اثرهای مشترک همبسته است. این روش که توسط پسران (۲۰۰۶) ارائه شده است، از ساختار عاملی[3] برای مشخص نمودن منبع وابستگی مقطعی استفاده می‌کند. او اعتقاد دارد که شوک‌های مشترک مانند بحران‌های مالی بین‌المللی از منابع عمده وابستگی مقطعی در داده‌های کلان اقتصادی است. بنابراین، الگوهای عاملی روش موثری برای استخراج هم‌حرکتی‌های متغیرهای مختلف هستند. برای در نظرگرفتن بحث وابستگی مقطعی فرض می‌شود که جمله خطای معادله رگرسیون از مدل عاملی[4] زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

که در آن، f_t یک بردار $m\times1$ از عوامل مشترک و λ_i یک بردار $m\times1$ از بارهای عاملی است. بنابراین، مدل پانلی (۲) را می‌توان در این حالت به این صورت تعریف نمود:

$$C_{ijt} = \alpha\, d_t + \beta_{ij}\, S_{ijt} + \gamma_{ij}\, T_{ijt} + \sum_k \delta_k x(k)_{ijt} + \lambda_{ij} f_t + \varepsilon_{ijt} \qquad (۳)$$

که در آن ε_{it} یک فرایند نوفه سفید است. به‌طور کلی، f_t می‌تواند با d_t,$Soil_{ijt}$ و $Trade_{ijt}$ همبستگی داشته باشد و برای در نظرگرفتن این وابستگی، ساختار متغیرهای توضیح‌دهنده غیرمشترک را با رابطه (۴) نشان می‌دهیم:

$$x_{it} = A_i' + \Gamma_i' f_t + v_{it} \qquad (۴)$$

که در آن A'_i و Γ'_i ماتریس‌های بارهای عاملی با اجزای ثابت از مرتبهٔ $n\times k$ و $m\times k$ هستند. و v_{it} مستقل از عوامل مشترک در طول i است. پسران (۲۰۰۶) برای سادگی بیش‌تر فرض می‌کند که d_t و f_t فرایندهایی مانا هستند.

1. Friedman
2. Breusch & Pagan
3. Factor Structure
4. Factor Model

ساختار تعریف شده در بالا توسط پسران (۲۰۰۶) بسیار جامع است و طیف وسیعی از مدل‌ها را شامل می‌شود. برای مثال، مدل‌های متداول اثر ثابت و اثر متغیر[1] معادل مدل بالا در حالت $d_t=1$ $\beta_i=\beta$ و $\gamma_i=0$ هستند. همچنین، عوامل مشترک غیرقابل مشاهده، f_t می‌توانند با متغیرهای توضیحی x_{it} همبستگی داشته باشند و با در نظرگرفتن ساختار عاملی با بارهای عاملی متفاوت برای هر واحد، درجه‌های مختلفی از وابستگی میان واحدها می‌توانند وجود داشته باشند. تعداد عامل‌های مشترک قابل‌مشاهده، n و تعداد متغیرهای توضیحی، k ثابت فرض خواهد شد. تعداد عامل‌های مشترک غیرقابل مشاهده نیز می‌توانند ثابت فرض شوند، البته در روشی که ارائه خواهد شد، نیازی به تعیین آن‌ها نیست. در صورتی که عامل‌های مشترک با متغیرهای توضیحی رگرسیون همبستگی داشته باشند، ضرایب تخمین‌زده شده در مدل ناسازگار خواهند شد. پسران (۲۰۰۶) برای رفع این مشکل از متغیرهای پروکسی که میانگین ساده همه متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته هر واحد در زمان t است، به عنوان عوامل مشترک عبارت خطا در سمت راست رگرسیون استفاده کرده است. او نشان داده است که با در نظرگرفتن این متغیرها به عنوان پروکسی برای عوامل مشترک می‌توان به تخمین‌گری سازگار برای β_{ij} دست یافت[2]. به این تخمین‌گر، اثرهای مشترک همبسته (CCE) می‌گویند. امید ریاضی β_i ها یعنی β می‌تواند به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[3]، از مسیر رگرسیون y_{it} بر x_{it} و میانگین وزنی متغیرهای وابسته و توضیحی در میان واحدها به‌دست آید.

تحلیل داده‌ها

با مقایسه مقادیر همبستگی جزء روندزدایی شده تولید سرانه شش کشور در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰ در جدول (۱)، به همزمانی بالای چرخه‌های تجاری آنان پی می‌بریم. در پیوست (ب) اطلاعات جامع‌تری در این مورد ارائه شده است.

1. Fixed or Random Effects
2. Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogenous panels with multifactor error structure. *Econometrica, 74*(4), 967–1012.
3. Ordinary Least Squares (OLS)

جدول ۱: مقادیر همبستگی جزء چرخه‌ای تولید سرانه در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰

۲۰۱۲-۱۹۸۰	بحرین	کویت	عمان	قطر	عربستان	امارات
بحرین	۱	۰/۳۴	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۷۴
کویت	۰/۳۴	۱	۰/۳۸	۰/۵۶	۰/۳۰	۰/۴۰
عمان	۰/۷۰	۰/۳۸	۱	۰/۷۶	۰/۷۳	۰/۷۶
قطر	۰/۶۹	۰/۵۶	۰/۷۶	۱	۰/۸۸	۰/۸۶
عربستان	۰/۶۸	۰/۳۰	۰/۷۳	۰/۸۸	۱	۰/۸۸
امارات	۰/۷۴	۰/۴۰	۰/۷۶	۰/۸۶	۰/۸۸	۱

داده‌های مورد نیاز برای متغیر تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای اقتصادی با استفاده از مجموعه‌های شاخص‌های توسعه جهانی[1]، صندوق بین‌المللی پول[2]، و صندوق پول عرب[3]، آمارهای تجارت جهانی[4] و راه‌حل تجارت جهانی یکپارچه[5] تهیه شده‌اند و با توجه به نقص داده‌ها در برخی از کشورهای مورد نظر، داده‌های آن کشورها از گزارش‌های سالانه بانک مرکزی‌شان به‌دست آمده است.

در ابتدا نیاز به اشاره است که تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل از جنس دو کشوری (کشور i و کشور j) و با دوره‌های زمانی پنج‌ساله با همپوشانی و بدون همپوشانی سال‌ها در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰ محاسبه می‌شوند.

شاخص همزمانی چرخه‌های تجاری

یکی از متغیرهای اصلی در این پژوهش، درجه همزمانی چرخه‌های تجاری بین دو کشور i و j در دوره t است. برای به‌دست آوردن این متغیر، همبستگی بین جزء چرخه‌ای تولید سرانه را برای کشورهای i و j محاسبه می‌کنیم:

$$C_{ijt} = \frac{cov\,(Y_i, Y_j)}{\sqrt{var(Y_i)\ var(Y_j)}} \qquad (۵)$$

که Y نشان‌دهنده نسبت چرخه به روند (C/T) برای تولید (y) است. معیار تولید (y)، مقدار تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به قیمت‌های ثابت است. جزء چرخه‌ای تولید (C) با استفاده از تکنیک

1. World Development Indicators (WDI)
2. International Monetary Fund (IMF)
3. Arab Monetary Fund (AMF)
4. Direction of Trade Statistics (DOTS)
5. World Integrated Trade Solution (WITS)

روندزدایی کردن تولید به‌دست می‌آید. برای روندزدایی کردن تولید با استفاده از فیلتر ناپارامتریک هودریک-پرسکات[1] تولید واقعی را به دو جزء روند[2] بلندمدت و چرخه[3]، تجزیه کرده‌ایم. روند همان تولید بالقوه و چرخه همان انحراف تولید واقعی از سطح بالقوه آن است. هودریک و پرسکات (۱۹۹۷) مقدار پارامتر هموارسازی[4] λ را برای داده‌های فصلی ۱۶۰۰ پیشنهاد کرده‌اند. سپس راون و اوهلیگ[5] (۲۰۰۲) بیان کرده‌اند که λ باید با نرخ توان چهارم فرکانس مشاهده‌ها تغییر کند؛ بنابراین، برای داده‌های سالانه مقدار آن را ۶/۲۵ قرار می‌دهیم. پس از به‌دست آوردن مقادیر چرخه و روند تولید، همبستگی نرخ چرخه بر روند را به عنوان معیاری برای سنجش درجه همزمانی چرخه‌های تجاری در این کشورها در دوره زمانی مورد بررسی در نظر می‌گیریم.

شاخص شباهت الگوی تجارت

در این پژوهش، متغیر مستقل اصلی شاخص شباهت الگوی تجارت است. با توجه به روند مشابه تجارت کشورهای خلیج فارس با نه کشور اصلی شریک تجاری‌شان[6]، شاخصی برای اندازه‌گیری میزان شباهت الگوی تجارت هر کشور i و j را با کشور ثالث k مطابق شاخص کواک[7] (۲۰۰۴) از راه رابطه (۶) تعریف می‌کنیم:

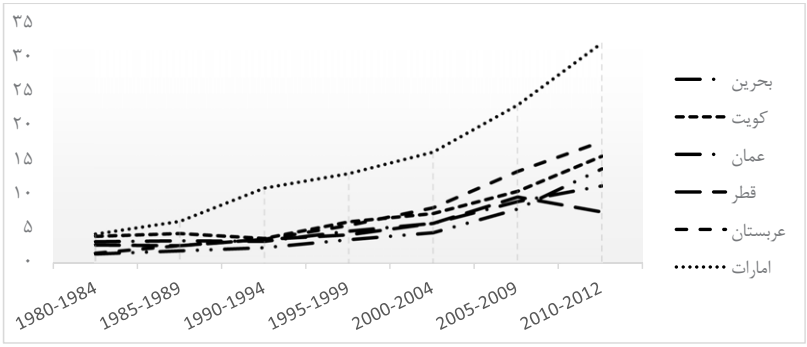
$$T_{ijt} = 1 - \sum_{t=1}^{T}\left[\frac{\sum_{k=1}^{n}(S_{ikt} - S_{jkt})^2}{\sum_{k=1}^{n} S_{ikt}^2 + \sum_{k=1}^{n} S_{jkt}^2}\right] \qquad (۶)$$

متغیر T_{ijt} شباهت الگوی تجارت دو کشور با کشور ثالث در زمان t را برابر مقداری در فاصله $[۰،۱]$ اندازه میگیرد. S_{ikt} سهم واردات کشور i ازکشور k و S_{jkt} سهم واردات کشور j از کشور k است. هرچه الگوی تجارت هر دو کشور با کشور ثالث مشابه‌تر باشد، مقدار این متغیر بیش‌تر است.

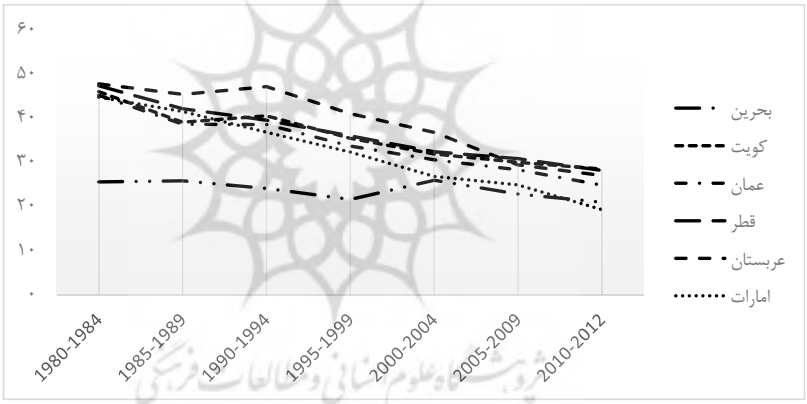
1. Hodrick-Prescott Nonparametric Filter
2. Trend Component
3. Cyclical Component
4. Smooting Parameter
5. Ravn & Uhlig

۶. این کشورها شامل آلمان، انگلستان، آمریکا، ایتالیا، چین، ژاپن، کره‌جنوبی، فرانسه، و هند هستند.

7. Kovács



نمودار ۱: درصد واردات کشورهای شورای همکاری خلیج فارس از چین و هند



نمودار ۲: درصد واردات کشورهای شورای همکاری خلیج فارس از OECD

در این پژوهش، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل را در مدل برای جلوگیری از تورش ضریب متغیر شباهت الگوی تجارت در نظر می‌گیریم. به این معنا که این متغیرها در جزء اخلال وجود دارند و در صورت حضور نداشتن در مدل منجر به تورش ضرایب می‌گردند. از جمله آن‌ها متغیر شباهت وابستگی به نفت، شباهت سیاست پولی، و مالی است. انتظار می‌رود که علامت ضرایب این سه متغیر کنترل دارای ضریب مثبت باشند. یعنی هرچه دو کشور شباهت وابستگی به نفت بیش‌تری داشته باشند یا دارای سیاست‌های پولی و مالی مشابه‌تر باشند، منجر به نوسان‌های همزمان‌تر چرخه‌های تجاری آن‌ها می‌شوند.

شاخص شباهت وابستگی به نفت

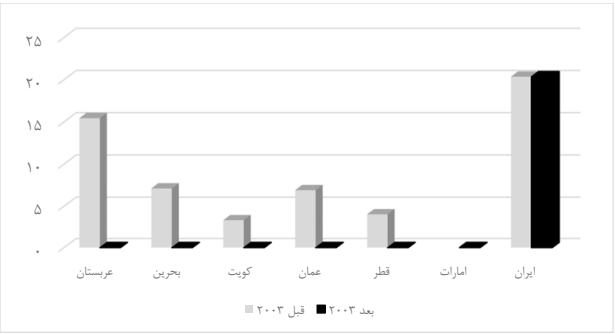
از آن‌جایی که شش کشور مورد بررسی در این پژوهش دارای منابع نفت و گاز فراوان هستند و بخش زیادی از درآمدشان وابسته به منابع نفتی است، شباهت ساختار اقتصادی این کشورها می‌تواند عامل کنترل‌کننده مهمی در همزمانی چرخه‌های تجاری این شش کشور با یکدیگر باشد. بدین منظور، از شاخص (۳-۳) برای یافتن شباهت وابستگی به نفت این کشورها استفاده خواهیم کرد. این معیار برای به‌دست آوردن شباهت ساختار صنعتی دو کشور مختلف توسط شی[1] (۱۹۹۶) پیشنهاد شده است و توسط ایمبز (۱۹۹۹؛ ۱۹۹۸) مورد استفاده قرار گرفته است. به‌طور مشابه، با استفاده از سهم نفت به‌جای سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی هر کشور، ما قادر به محاسبه همبستگی وابستگی به نفت دو کشور مختلف خواهیم بود:

$$S_{ijt} = \frac{\sum_{t=1}^{T} s_{it} s_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^{T} s_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^{T} s_{jt}^2}} \qquad (۷)$$

متغیر S به دو صورت تعریف می‌شود. یک‌بار متوسط سهم بخش نفتی از درآمد و بار دیگر متوسط سهم بخش نفتی از صادرات را برای کشور i در زمان t نشان می‌دهد. متغیر S_{ijt} ضریب همبستگی وابستگی به نفت دو کشور را در زمان ۱ تا T برابر مقداری در فاصله [۰،۱] اندازه می‌گیرد. هرچه ساختار اقتصادی نفتی کشورها مشابه‌تر باشد، مقدار این متغیر بیش‌تر است. وابستگی اقتصاد این کشورها به نفت باعث می‌شود که نوسان‌های نفتی بر چرخه‌های تجاری آن‌ها تاثیر مشابهی بگذارد.

برای استخراج متغیر شباهت سیاست پولی، مطابق شین و ونگ[2] (۲۰۰۴)، ابتدا نرخ رشد سالانه حجم پول (M2) برای دو کشور i و j را با داده‌های موجود محاسبه می‌کنیم و سپس با محاسبه همبستگی‌های پنج‌ساله نرخ رشد پول، متغیر شباهت سیاست پولی را می‌سازیم. برای استخراج متغیر شباهت سیاست مالی، مطابق اکین و کوز (۲۰۰۸)، ابتدا نسبت مخارج دولت را از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌کنیم و سهم سیاست مالی هر کشور را به‌دست می‌آوریم. سپس، میانگین پنج‌ساله قدر مطلق تفاضل این دو نسبت را برای کشور i و j را به عنوان متغیر شباهت سیاست مالی در نظر می‌گیریم. متغیر دیگری که در مدل از آن استفاده کرده‌ایم، متغیر مجازی اتحادیه گمرکی است. کشورهای عضو شورا از سال ۲۰۰۳ به بعد با حذف مقررات گمرکی و موانع تجارت و همچنین، اتخاذ تعرفه‌های گمرکی مشترک در مقابل کشورهای غیرعضو آن را تشکیل دادند. تشکیل این اتحادیه می‌تواند عاملی برای افزایش تجارت میان کشورهای عضو و در نتیجه، افزایش همزمانی چرخه‌های تجاری آن‌ها پس از سال ۲۰۰۳ باشد.

1. Shea
2. Shin & Wang



نمودار ۳: میانگین درصد تعرفه واردات هر کشور نسبت به کشورهای عضو در دوره زمانی پیش و پس از سال ۲۰۰۳

دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده سمت راست، متغیرهای مجازی اثر ثابت جفت کشورها و اثر ثابت سال هستند. همچنین، متغیرهای عوامل مشترک عبارت خطا را که نحوهٔ محاسبه آن به صورت میانگین ساده بین واحدهای هر کدام از متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در هر دوره پنج‌ساله انتخاب شده است، طبق روش پسران (۲۰۰۶) برای برطرف کردن وابستگی مقطعی، به عنوان متغیرهای توضیحی در سمت راست رگرسیون می‌آوریم.

از متغیرهای ابزاری مانند زبان مشترک، فاصله جغرافیایی، و آب و هوا برای متغیر تجارت دوجانبه که در پژوهش‌های گوناگون از آن‌ها استفاده شده است، به دلیل مشترک بودن این ویژگی‌ها در تمام واحدهای نمونه از آن‌ها استفاده نکردیم. خلاصه داده‌های مورد استفاده در پژوهش به شرح جدول (۲) هستند:

جدول ۲: خلاصه داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش

متغیر	تعداد مشاهده	میانگین	واریانس	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
همزمانی چرخه‌های تجاری	۱۰۵	۰/۶۹	۰/۱۶	۰/۴۰	-۰/۸۴	۰/۹۹
شاخص اول شباهت وابستگی به نفت	۱۰۵	۰/۸۲	۰/۰۹	۰/۳۰	-۰/۵۶	۱
شاخص دوم شباهت وابستگی به نفت	۱۰۵	۰/۶۳	۰/۱۲	۰/۳۵	-۰/۶۱	۰/۹۸
شباهت الگوی تجارت	۱۰۵	۰/۸۶	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۶۸	۰/۹۸
هماهنگی سیاست پولی	۱۰۵	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۵۰	-۰/۶۸	۰/۹۸
هماهنگی سیاست مالی	۱۰۵	۰/۹۲	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۶۹	۰/۹۹

نتایج تجربی

نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف در جداول (۳) تا (۷) آمده است.

نتایج آزمون وجود وابستگی مقطعی

پیش از برآورد مدل، وابستگی مقطعی متغیرها بررسی شده است. برای این منظور از آزمون‌های پسران (۲۰۰۴)، فریدمن (۱۹۳۷)، و بروش-پاگان (۱۹۷۹) استفاده شده است. توضیح‌هایی در مورد آزمون پسران (۲۰۰۴) در پیوست (الف) آمده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۳) ارائه شده است. فرضیه صفر هر سه آزمون، بیانگر نبود وابستگی مقطعی متغیرهاست. بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه‌شده در سطح معناداری ۵ درصد، نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و وجود وابستگی مقطعی متغیرها است.

جدول ۳: نتایج آزمون وابستگی مقطعی جمله‌های خطا

آزمون	آماره	احتمال
پسران (۲۰۰۴)	۱۲/۰۰۵	۰/۰۰۰
فریدمن (۱۹۳۷)	۱۱۲/۷۰۶	۰/۰۰۰
بروش-پاگان (۱۹۷۹)	۴۳۹/۴۱۰	۰/۰۰۰

با توجه به وجود مشکل وابستگی مقطعی بین متغیرها، از روش تخمین اثرهای مشترک همبسته پسران (۲۰۰۶) استفاده می‌کنیم.

تخمین به روش اثرهای مشترک همبسته

در این بخش، نتایج تخمین رگرسیون به روش اثرهای مشترک همبسته ارائه می‌شود[1]. در این روش، اگر بین متغیرهای مدل وابستگی مقطعی وجود داشته باشد، آن‌گاه وجود یک یا چند عامل مشترک مشاهده‌ناپذیر مانند بحران‌های بین‌المللی در جمله‌های خطای رگرسیون باعث می‌شوند که این جمله‌ها از یک فرایند تصادفی پیروی نکنند. بنابراین، استفاده از روش حداقل مربعات موجب نابهینگی تخمین مورد نظر خواهد شد. بدین منظور، پسران (۲۰۰۶) روش تخمینی را پیشنهاد

۱. برای انجام رگرسیون‌ها، از نرم‌افزار STATA 14 استفاده شده است.

می‌کند که نیازی به تعیین ضرایب عوامل مشترک مشاهده‌ناپذیر نیست و با استفاده از میانگین ساده، تمامی متغیرهای مستقل و وابسته بین واحدهای مورد نظر در هر دوره زمانی، در سمت راست رگرسیون می‌توانند به تخمین سازگار ضرایب دست یابند.

جدول ۴: نتایج حاصل از تخمین رگرسیون به روش اثرهای مشترک همبسته

CCE متغیر	همپوشان همزمانی چرخه‌های تجاری	همپوشان همزمانی چرخه‌های تجاری	بدون همپوشان همزمانی چرخه‌های تجاری	بدون همپوشان همزمانی چرخه‌های تجاری
شباهت وابستگی نفتی ۱	۰/۲۸۷*** (۰/۰۸۰)		۰/۳۱۹*** (۰/۱۲۱)	
شباهت وابستگی نفتی ۲		۰/۰۷۲ (۰/۰۶۳)		۰/۲۱۴** (۰/۰۹۲)
شباهت الگوی تجارت	۱/۷۵۰*** (۰/۳۲۸)	۱/۷۴۷*** (۰/۳۳۸)	۱/۳۸۶*** (۰/۳۷۲)	۱/۳۴۲*** (۰/۳۷۵)
اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳	-۰/۰۰۰ (۰/۱۵۸)	-۰/۰۰۰ (۰/۱۶۵)	۰/۰۰۰ (۱/۸۹۷)	-۰/۰۰۰ (۰/۱۴۲)
هماهنگی سیاست پولی	-۰/۰۰۵ (۰/۰۴۹)	-۰/۰۲۴ (۰/۰۵۰)	-۰/۰۵۹ (۰/۰۶۲)	-۰/۰۶۹ (۰/۰۶۲)
هماهنگی سیاست مالی	۰/۴۰۰ (۰/۵۵۹)	۱/۱۶۶** (۰/۵۲۶)	-۰/۵۱۰ (۰/۶۸۵)	-۰/۰۶۳ (۰/۶۳۲)
عرض از مبدا	-۰/۰۰۰ (۳/۵۹۰)	۰/۰۰۰ (۳/۲۶۴)	-۰/۰۰۰ (۱/۵۷۹)	۰/۰۰۰ (۲/۶۳۷)
تعداد مشاهده	۲۱۰	۲۱۰	۱۰۵	۱۰۵
R-squared	۰/۵۲۱	۰/۴۹۳	۰/۵۷۳	۰/۵۶۶

Standardized Beta Coefficients: * p<100/, ** p<050/, *** p<010/

ستون اول و دوم جدول (۴)، نتایج حاصل از داده‌های همپوشان و ستون سوم و چهارم، نتایج حاصل از داده‌های بدون همپوشانی است. شباهت الگوی تجارت این کشورها عاملی است که بر همزمانی چرخه‌های تجاری آنان اثر مثبت و معناداری دارد. مقادیر داده‌های پژوهش به صورت نسبت بین دو عدد (۰و ۱) است؛ بنابراین، تفسیر ضرایب به صورت درصد بیان می‌شود. مقدار ضریب متغیر الگوی تجارت در ستون اول بیانگر آن است که یک درصد افزایش در شباهت الگوی تجارت خارجی کشورها به صورت معنادار موجب افزایش ۱/۷۵ درصد همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها شده است. به همین ترتیب، در ستون دوم موجب افزایش ۱/۷۴۷ درصد در ستون سوم، موجب افزایش ۱/۳۸۶ درصد و در ستون چهارم، موجب افزایش ۱/۳۴۲ درصد همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها به صورت معنادار شده است. مقدار ضریب این متغیر در همه ستون‌ها به صورت معنادار توضیح‌دهنده همزمانی چرخه‌های تجاری است. بنابراین، با مقایسه نتایج جدول (۴) پی می‌بریم که

هرچه الگوی تجارت کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس با شرکای تجاری‌شان، با یکدیگر مشابه‌تر باشند، نوسان‌های چرخه‌های تجاری آنان نیز با یکدیگر مشابه‌تر می‌شوند. بنابراین، ساختار مشابه تجارت خارجی این شش کشور عاملی مهم بر انتقال شوک‌های مشابه و تاثیر بر هماهنگی چرخه‌های تجاری آنها است.

شباهت وابستگی به نفت کشورها، متغیر کنترلی است که در سمت راست رگرسیون وارد شد تا بتوان تخمین بهتری از اثر شباهت الگوی تجارت داشت؛ که مطابق با جدول (۴) اثر مثبت و معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس گذاشته است. مقدار ضریب متغیر وابستگی به نفت در ستون اول بیانگر آن است که یک درصد افزایش شباهت وابستگی به نفت به صورت معنادار موجب افزایش ۰/۲۸۷ درصد همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها شده است. به همین ترتیب، در ستون سوم موجب افزایش ۰/۳۱۹ درصد و در ستون چهارم، موجب افزایش ۰/۲۱۴ درصد همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها به صورت معنادار شده است. مقدار ضریب این متغیر در ستون دوم بی‌معنا است، یعنی شاخص دوم شباهت وابستگی به نفت به صورت معنادار توضیح‌دهنده همزمانی چرخه‌های تجاری نیست. بنابراین، با مقایسه نتایج جدول (۴) پی می‌بریم که هرچه ساختار اقتصادی کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس از نظر وابستگی به درآمدهای نفتی با یکدیگر مشابه‌تر باشند، نوسان‌های چرخه‌های تجاری آنان نیز با یکدیگر مشابه‌تر می‌شوند. بنابراین، وابستگی به درآمدهای نفتی عاملی مهم و تاثیرگذار بر چرخه‌های تجاری این شش کشور نفتی است. پس بهتر است که در این رگرسیون اثر آن را کنترل کنیم. متغیرهای دیگری که برای کنترل اثر متغیر مستقل اصلی، وارد مدل شده‌اند، هماهنگی سیاست‌های مالی و پولی هستند. هماهنگی سیاست‌های مالی نیز اثری مثبت بر همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها گذاشته است. ضریب این متغیر فقط در ستون دوم مثبت و معنادار است و یک درصد افزایش در آن به صورت معنادار موجب افزایش ۱/۱۶۶ درصد همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها می‌شود. مقدار آن در سه ستون دیگر بی‌معنا است. یعنی هماهنگی سیاست‌های مالی توضیح‌دهنده همزمانی چرخه‌های تجاری کشورها نیستند. تاثیر هماهنگی سیاست‌های پولی بر همزمانی چرخه‌های تجاری کشورها در همه ستون‌ها بی‌معنا و منفی است. تشکیل اتحادیه گمرکی نیز تاثیر معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها با یکدیگر نگذاشته است. در جدول (۵) نتایج تخمین به روش اثرهای مشترک همبسته را با حذف و اضافه کردن متغیرهای مستقل مشاهده می‌کنیم.

جدول ۵: نتایج تخمین به روش اثرهای مشترک همبسته با حذف و اضافه کردن متغیرهای مستقل

متغیر	CCE همزمانی	CCE همزمانی	CCE همزمانی	CCE همزمانی	CCE همزمانی	CCE همزمانی
شباهت وابستگی نفتی ۱	۰/۲۸۷*** (۰/۰۸۰)	۰/۱۶۴* (۰/۰۸۶)	۰/۲۸۷*** (۰/۰۸۲)	۰/۲۵۵*** (۰/۰۷۴)	۰/۲۵۵*** (۰/۰۷۴)	
شباهت الگوی تجارت	۱/۷۵۰*** (۰/۳۲۸)	۱/۳۳۷*** (۰/۴۱۵)	۱/۷۵۰*** (۰/۳۳۴)	۱/۳۲۱*** (۰/۴۰۸)	۱/۳۲۱*** (۰/۴۰۷)	۱/۵۲۶*** (۰/۴۱۳)
اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳	-۰/۰۰۰ (۰/۱۵۸)			-۰/۰۰۰ (۰/۰۷۱)		
هماهنگی سیاست پولی	-۰/۰۰۵ (۰/۰۴۹)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۵۰)	-۰/۰۰۵ (۰/۰۵۰)			
هماهنگی سیاست مالی	۰/۴۰۰ (۰/۵۵۹)	۱/۳۱۷** (۰/۶۱۲)	۰/۴۰۰ (۰/۵۶۹)			
عرض از مبدا	-۰/۰۰۰ (۳/۵۹۰)	-۲/۱۹۶*** (۰/۶۶۸)	-۱/۷۹۵*** (۰/۶۲۷)	۰/۱۳۵ (۱/۳۷۲)	۰/۱۳۵ (۱/۲۴۴)	۰/۱۰۶ (۱/۲۷۵)
تعداد مشاهده	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۰
R-squared	۰/۵۲۱	۰/۵۸۱	۰/۵۲۱	۰/۵۷۱	۰/۵۷۱	۰/۵۴۵
اثر ثابت سال	ندارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	ندارد
اثر ثابت کشور	ندارد	دارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد

Standardized Beta Coefficients: * p<100/, ** p<050/, *** p<010/

با مقایسه مقادیر جدول (۵) درمی‌یابیم که شباهت الگوی تجارت کشورها عامل مهمی بر همزمانی چرخه‌های تجاری آنان است. با وجود کنترل اثر سه عامل مهم شباهت وابستگی نفتی، شباهت سیاست‌های پولی، و مالی، دوباره عامل شباهت الگوی تجارت کشورها نقش مهمی بر همزمانی چرخه‌های تجاری آنان گذاشته است. در ادامه، برای تحلیل حساسیت، از سایر روش‌های تخمین استفاده خواهیم کرد. خلاصه نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف را در جداول (۶ و ۷) مشاهده می‌کنیم.

پرتال جامع علوم انسانی

سایر نتایج

در جداول (۶) و (۷) خلاصه نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف را مشاهده می‌کنیم. در پیوست (پ) نتایج رگرسیون‌های دیگری که انجام شده‌اند، ارائه می‌شود.

جدول ۶: خلاصه نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف با وجود داده‌های همپوشان

بدون همپوشانی	OLS	CCE	FE	GLS
متغیر	همزمانی چرخه‌های تجاری	همزمانی چرخه‌های تجاری	همزمانی چرخه‌های تجاری	همزمانی چرخه‌های تجاری
شباهت وابستگی نفتی ۱	۰/۴۰۴***	۰/۳۱۹***	۰/۲۷۹	۰/۴۵۲***
	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۲۱)	(۰/۱۷۳)	(۰/۱۰۹)
شباهت الگوی تجارت	۱/۴۰۱***	۱/۳۸۶***	۱/۱۰۰*	۰/۷۴۰**
	(۰/۴۴۷)	(۰/۳۷۲)	(۰/۵۸۶)	(۰/۳۷۱)
اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳	۰/۳۲۰***	۰/۰۰۰	۰/۳۲۵***	۰/۲۴۸***
	(۰/۰۸۱)	(۱/۸۹۷)	(۰/۰۸۳)	(۰/۰۶۵)
هماهنگی سیاست پولی	-۰/۱۵۵**	-۰/۰۵۹	-۰/۱۸۳**	-۰/۰۹۶*
	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۶۲)	(۰/۰۷۷)	(۰/۰۵۷)
هماهنگی سیاست مالی	۰/۳۵۸	-۰/۵۱۰	۱/۱۶۲	۰/۲۲۵
	(۰/۸۰۶)	(۰/۶۸۵)	(۱/۰۵۹)	(۰/۶۲۹)
عرض از مبدا	-۱/۲۵۵	-۰/۰۰۰	-۱/۶۳۲	-۰/۵۴۹
	(۰/۸۰۶)	(۱/۵۷۹)	(۱/۰۰۸)	(۰/۶۵۹)
تعداد مشاهده	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵
R-squared	۰/۳۳۱	۰/۵۷۳	۰/۳۴۱	

Standardized Beta Coefficients: * p<100/, ** p<050/, *** p<010/

جدول ۷: خلاصه نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف با وجود داده‌های بدون همپوشانی

بدون همپوشانی	OLS	CCE	FE	GLS
متغیر	همزمانی چرخه‌های تجاری	همزمانی چرخه‌های تجاری	همزمانی چرخه‌های تجاری	همزمانی چرخه‌های تجاری
شباهت وابستگی نفتی ۱	۰/۴۰۴***	۰/۳۱۹***	۰/۲۷۹	۰/۴۵۲***
	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۲۱)	(۰/۱۷۳)	(۰/۱۰۹)
شباهت الگوی تجارت	۱/۴۰۱***	۱/۳۸۶***	۱/۱۰۰*	۰/۷۴۰**
	(۰/۴۴۷)	(۰/۳۷۲)	(۰/۵۸۶)	(۰/۳۷۱)
اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳	۰/۳۲۰***	۰/۰۰۰	۰/۳۲۵***	۰/۲۴۸***
	(۰/۰۸۱)	(۱/۸۹۷)	(۰/۰۸۳)	(۰/۰۶۵)
هماهنگی سیاست پولی	-۰/۱۵۵**	-۰/۰۵۹	-۰/۱۸۳**	-۰/۰۹۶*
	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۶۲)	(۰/۰۷۷)	(۰/۰۵۷)
هماهنگی سیاست مالی	۰/۳۵۸	-۰/۵۱۰	۱/۱۶۲	۰/۲۲۵
	(۰/۸۰۶)	(۰/۶۸۵)	(۱/۰۵۹)	(۰/۶۲۹)
عرض از مبدا	-۱/۲۵۵	-۰/۰۰۰	-۱/۶۳۲	-۰/۵۴۹
	(۰/۸۰۶)	(۱/۵۷۹)	(۱/۰۰۸)	(۰/۶۵۹)
تعداد مشاهده	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵
R-squared	۰/۳۳۱	۰/۵۷۳	۰/۳۴۱	

Standardized Beta Coefficients: * p<100/, ** p<050/, *** p<010/

از مقایسه مقادیر جداول (۶) و (۷) درمی‌یابیم که در همه روش‌های تخمین با وجود کنترل سایر متغیرها، متغیر شباهت الگوی تجارت، تاثیر مثبت و معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری دارد. متغیر شباهت وابستگی نفتی نیز تاثیر مثبت و معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری دارد. اما متغیرهای هماهنگی سیاست‌های پولی و هماهنگی سیاست‌های مالی تاثیر چندانی بر همزمانی ندارند. همچنین، با مشاهده مقادیر جداول بالا پی می‌بریم که در همه روش‌های تخمین به‌جز روش CCE، تشکیل اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳ تاثیر مثبت و معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری آنان گذاشته است. اما وقتی طبق روش تخمین CCE، عامل مشترک مشاهده‌ناپذیری را که در جمله‌های خطای رگرسیون وجود دارد، از آن خارج می‌کنیم و به‌طور جداگانه در سمت راست رگرسیون می‌آوریم، آن‌گاه اثر اتحادیه گمرکی، به دلیل همخطی با عامل مشترک مشاهده‌ناپذیر در طول زمان، از بین می‌رود. یعنی این عامل مشترک است که بر همزمانی اثر گذاشته است نه تشکیل اتحادیه گمرکی. البته بی‌معنا بودن اثر تشکیل اتحادیه گمرکی بر همزمانی چرخه‌های تجاری بین کشورهای شورای همکاری خلیج فارس به علت ناچیز بودن حجم تجارت درون‌شان در مقایسه با تجارت سایر کشورهای جهان، به‌طور کامل قابل‌انتظار است.

پس به‌طور خلاصه، نتیجه می‌گیریم که متغیر شباهت الگوی تجارت، تاثیر مثبت و معناداری بر همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس دارد. حدود ۱/۵ درصد از تغییرهای همزمانی چرخه‌های تجاری شش کشور شورای همکاری خلیج فارس در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰را روند مشابه الگوی تجارت خارجی کشورها توضیح می‌دهند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش، به ارزیابی اثر عامل شباهت الگوی تجارت بر همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ می‌پردازد. از شاخص همبستگی جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی برای اندازه‌گیری میزان همزمانی چرخه‌های تجاری استفاده کرده‌ایم. در این پژوهش نشان می‌دهیم که همزمانی زیادی بین چرخه‌های تجاری این کشورها وجود دارد، و مشابهت زیادی بین شرکای تجاری این کشورها و روند مشابه تجارت خارجی آن‌ها مشاهده می‌شود که از نظر تئوری، به انتقال شوک‌های مشترک به این کشورها و افزایش همزمانی چرخه‌های تجاری آن‌ها منجر می‌شوند. اما عوامل دیگری بر همزمانی چرخه‌های تجاری تاثیر می‌گذارند و برای آن‌که بتوانیم تخمین بهینه‌تری از ضریب متغیر «شباهت الگوی تجارت»

به‌دست آوریم، اثر آن‌ها را نیز در نظر می‌گیریم. یکی از ویژگی‌های مهم اقتصاد این شش کشور، مشابهت ساختار اقتصادی از نظر وابستگی به منابع نفتی است، که باید نوسان‌های آن را به عنوان عاملی مهم بر هم‌حرکتی چرخه‌های تجاری این کشورها در نظر بگیریم. مشابهت سیاست پولی و مالی نیز عوامل دیگری هستند که اثر مثبتی بر همزمانی چرخه‌های تجاری کشورها می‌گذارند. بنابراین، با کنترل این سه عامل مستقل، ضریب متغیر شباهت خارجی را تخمین می‌زنیم. نتایج حاصل از تخمین مدل همزمانی چرخه‌های تجاری شش کشور عضو شورای همکاری خلیج فارس با وجود کنترل اثر سه متغیر شباهت وابستگی به نفت، شباهت سیاست پولی، و شباهت سیاست مالی نشان می‌دهند که شباهت الگوی تجارت این کشورها عاملی است که به‌طور مثبت بر همزمانی چرخه‌های تجاری این شش کشور تاثیر می‌گذارد و مقدار ضریب این متغیر بر همزمانی چرخه‌ای تجاری کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس به میزان ۱/۵ است. دانستن میزان همزمانی چرخه‌های تجاری این کشورها، می‌تواند در تصمیم‌گیری سیاستگذاران مورد استفاده قرار گیرد.

منابع

الف) فارسی

فریده، صادقیان فرد (۱۳۸۷). بررسی رابطه هم‌حرکتی و علیت بین ادوار تجاری ایران و شرکای اصلی تجاری‌اش. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.*

ب) منابع انگلیسی

Akın, C. & Kose, M.A. (2008). Changing Nature of North-South Linkages: Stylized Facts and Explanations. *Journal of Asian Economics, 19*(1), 1 -28.

Alsadoun, N. A. (2009). Essays on *Economic Integration Among the Gulf Cooperation Council Countrie*s. University of Southampton.

Basher, S. A. (2010). Has the Non-oil Sector Decoupled from Oil Sector? A Case Study of Gulf Cooperation Council Countries. *RePEc Working Paper*.

Baxter, M. & Kouparitsas, M. A. (2004). Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis. *Journal of Monetary Economics, 52*(1), 113- 157.

Breusch, T. S. & Pagan, A.R. (1979). A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica. 47(5),* 1287- 1294.

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.

Canova, F. & Dellas, H. (1993). Trade Interdependence and the International Business Cycle. *Journal of International Economics, 34*(1- 2), 23- 47.
Choe, J. I. (2001). An Impact of Economic Integration through Trade: On Business Cycles for 10 East Asian Countries. *Journal of Asian Economics, 12*(4), 569- 586.
Crosby, M. (2003). Business Cycle Correlations in Asia–Pacific. *Economics Letters, 80*(1), 35- 44.
Frankel, J. A., & Rose, A. K.)1998(. The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *Economic Journal, Royal Economic Society, 108*(449), 1009- 25.
Friedman, M. (1937). The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance. *Journal of the American Statistical Association, 32*(200), 675–701.
Furceri. D., & Karras. G. (2008). Business-Cycle Synchronization in the EMU. *Journal of Applied Economics,40*(12), 1491- 1501.
Glick, R., & Rose, A. K. (2002). Does a Currency Union Affect Trade? The Time-Series Evidence. *European Economic Review, 46*(6), 1125- 1151.
Hodrick, R., & Prescott E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking, 2*9(1), 1–16.
Inklaar R, & Jong-A-Pin. R., & Haan J. (2008). Trade and Business Cycle Synchronization in OECD Countries: A Re-Examination. *European Economic Review 52*(4), 646- 666.
Imbs, J. (1998). *Fluctuations, Bilateral Trade and the Exchange Rate Regime* [Cahiers de Recherches Economiques du Département d'économie]. Université de Lausanne, Faculté des HEC, Département d'économie.
Imbs, J. (1999). Technology, Growth and the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, *44*(1), 65–80.
Imbs, J. (2003). Trade, Finance, Specialization, and Synchronizatoin. *The Review of Economics and Statistics*, *86*(3), 723- 734.
Imbs, J. (2006). The Real Effects of Financial Integration. *Journal of International Economics*, *68*(2), 296–324.
Kovács, Z. A. (2004) *Is There Any Convergence in Trade Structures Following EU Accession? Some Trade Related Aspects of Enlargement* (Report No. 44).
Kalemli-Ozcan, S. & Papaioannou, E. & Peydro, J.L. (2013). Economic Integration, Industrial Specialization, and the Asymmetry of Macroeconomic Fluctuations. *The Journal of Finance, 68*(3). 1179- 1228.
Kose, M. A., & Prasad, E, &Terrones, M. (2003). How Does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles? *American Economic Review, 93*(2), 57- 62.
Cerqueira, P. A., & Martins, R. (2009). Measuring the Determinants of Business Cycle Synchronization Using a Panel Approach. *Economics Letters, 102*(2), 106- 108.
McKinnon, R.I. (1963). Optimum Currency Areas. *American Economic Review, 53*(4), 717- 725.
Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *CESifo Working Papers. 69.*
Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogenous Panels with Multifactor Error Structure. *Econometrica, 74*(4), 967–1012.
Ravn, M. & Uhlig, H. (2002). On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency

of Observations. *The Review of Economics and Statistics, 84*(2), 371- 375.
Rose, A. K, & Engel, C. (2002). Currency Unions and Internatoinal Integration. *Journal of Money, Credits and Banking, 34*(4), 1067- 1089.
Shea, J. (1996). Comovement in Cities. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 44*(1), 169- 206.
Shin, K. & Wang, Y. (2003). Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia, *Asian Economic Papers, 2*(3), 120-.
Wang, Z. & Yu, Z. (2011). An Empirical Research of the Business Cycle Synchronization among the GCC. EMEIT. Harbin, Heilongjang, *China International Conference on Electronic & Mechanical Engineering and Information Technology*, 12- 14.
Wooldridge, J. M. (2012). Introductory Econometrics : *A Modern Approach. Mason, Ohio :South-Western Cengage Learning*, Chapter 14.

پیوست الف

پسران (۲۰۰۴) آزمونی برای تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه کرده است. او نشان می‌دهد که آماره زیر برای طیف وسیعی از مدل‌های پانل شامل پانل‌های همگن و ناهمگن، پویا و تحت حالاتی که شامل شکست ساختاری می‌شوند، به‌درستی کاربرد دارد. برای پانل‌های متوازن، آماره آزمون CD به صورت رابطه (۸) قابل‌محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\rho_{ij}\right) \qquad (۸)$$

که در آن، ρ_{ij} ضرایب همبستگی دوبه‌دوی پیرسون از جمله‌های پسماند است. فرضیه‌های صفر و یک این آزمون به این صورت تعریف می‌شوند:

$$H_0: E(u_{it}v_{it}) = 0 \;\; For\ all\ \ i \neq j$$
$$H_1: E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \;\; For\ some\ \ i \neq j$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیش‌تر باشد در این صورت، فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری می‌شود. ضریب β_{ij} نیز از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{b}_i = (X_i'\bar{M}_\omega X_i)^{-1}X_i'\bar{M}_\omega y_i$$

که در آن:

$$\bar{M}_\omega = I_T - \bar{H}_\omega(\bar{H}'_\omega\bar{H}_\omega)^{-1}\bar{H}'_\omega$$

$$D = (d_1, \dots, d_T)\,,\ F = (f_1, \dots, f_T)\,,\ G = (D, F)\,,\ \bar{H}_\omega = (D, \bar{Z}_\omega)$$

فرض می‌شود که ضرایب از فرایند تصادفی زیر پیروی می‌کنند:

$$\beta_i = \beta + \upsilon_i\,,\quad \upsilon_i \sim IID(0, \Omega_\upsilon)\ \ for\ i = 1,2, \dots, N$$

که در آن Ω_υ ماتریسی متقارن و مثبت نیمه‌معین است و υ_i از Γ_i، γ_i و υ_{it} و ε_{it} به‌ازای همه i و j و t مستقل است.

پیوست ب

جدول ۸: مقادیر همبستگی جزء چرخه‌ای تولید سرانه به تفکیک سه دهه مورد بررسی

۱۹۹۰-۱۹۸۰	بحرین	کویت	عمان	قطر	عربستان	امارات
بحرین	۱	۰/۰۹	۰/۷۵	۰/۵۴	۰/۵۰	۰/۷۲
کویت	۰/۹۰	۱	۰/۰۹	۰/۳۹	-۰/۰۶	۰/۰۶
عمان	۰/۷۴	۰/۰۹	۱	۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۸۱
قطر	۰/۵۴	۰/۳۹	۰/۵۱	۱	۰/۸۲	۰/۶۹
عربستان	۰/۵۰	-۰/۰۶	۰/۵۲	۰/۸۲	۱	۰/۸۴
امارات	۰/۷۲	۰/۰۶	۰/۸۱	۰/۶۹	۰/۸۴	۱
۲۰۰۰-۱۹۹۱	بحرین	کویت	عمان	قطر	عربستان	امارات
بحرین	۱	۰/۰۲	۰/۵۰	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۶۰
کویت	۰/۰۲	۱	۰/۲۷	۰/۳۳	-۰/۴	۰/۱۵
عمان	۰/۵۰	۰/۲۷	۱	۰/۹۰	۰/۸۱	۰/۹۶
قطر	۰/۴۴	۰/۳۳	۰/۹۰	۱	۰/۷۷	۰/۸۴
عربستان	۰/۴۳	-۰/۴	۰/۸۱	۰/۷۷	۱	۰/۸۳
امارات	۰/۶۰	۰/۱۵	۰/۹۶	۰/۸۴	۰/۸۳	۱
۲۰۱۲-۲۰۰۱	بحرین	کویت	عمان	قطر	عربستان	امارات
بحرین	۱	۰/۸۴	۰/۷۲	۰/۸۸	۰/۹۰	۰/۸۳
کویت	۰/۸۴	۱	۰/۷۷	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۵
عمان	۰/۷۲	۰/۷۷	۱	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۶۷
قطر	۰/۸۸	۰/۹۶	۰/۸۵	۱	۰/۹۶	۰/۹۳
عربستان	۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۸۲	۰/۹۶	۱	۰/۹۳
امارات	۰/۸۳	۰/۹۵	۰/۶۷	۰/۹۳	۰/۹۳	۱

جدول ۹: درصد صادرات هر کشور به شرکای تجاری‌اش در سه دهه مورد بررسی (۱۹۹۰-۱۹۸۰، ۲۰۰۰-۱۹۹۱، ۲۰۱۲-۲۰۰۱)۱۹۹۱، ۲۰۱۲-۲۰۰۱)

درصد صادرات	GCC	OECD	اتحادیه اروپا	ایران	چین و هند
	۲۰/۵۰	۱۶/۲۸	۰/۴۶	۰/۱۸	۵/۲۱
بحرین	۹/۵۵	۱۶/۹۸	۱/۹۱	۰/۹۰	۸/۰۵
	۷/۱۴	۷/۰۳	۱/۳۸	۰/۳۶	۲/۵۹
	۳/۵۷	۲۷/۸۲	۹/۵۰	۰/۵۸	۳/۳۳
کویت	۱/۶۱	۳۹/۷۳	۴/۰۴	۰/۵۱	۱۳/۴۹
	۱/۶۵	۴۵/۷۸	۲/۱۲	۰/۱۷	۱۳/۱۹
	۷/۵۲	۳۳/۸۷	۶/۹۰	۰/۸۲	۱/۰۱
عمان	۲/۸۰	۴۶/۴۸	۰/۳۸	۱/۹۱	۱۲/۲۸
	۳/۸۲	۳۲/۹۸	۰/۴۰	۱/۸۰	۲۷/۸۲
	۴/۶۳	۴۳/۸۳	۱۳/۷۹	۰/۳۳	۲/۲۳
قطر	۵/۳۸	۶۵/۸۳	۰/۷۷	۰/۳۶	۳/۷۹
	۳/۳۳	۵۸/۰۱	۱/۲۸	۰/۱۰	۷/۸۱
	۴/۹۹	۴۱/۶۸	۱۳/۲۶	۰/۰۳	۲/۲۱
عربستان	۶/۷۵	۴۴/۹۳	۸/۹۳	۰/۲۹	۳/۹۹
	۴/۲۶	۴۲/۷۶	۵/۳۶	۰/۱۹	۱۳/۲۷
	۳/۹۵	۴۴/۵۶	۸/۳۷	۲/۰۳	۳/۰۲
امارات	۶/۶۶	۴۷/۴۶	۱/۶۴	۳/۱۹	۵/۱۲
	۵/۹۳	۳۳/۱۰	۱/۵۶	۷/۵۳	۱۰/۰۶

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۰: درصد واردات هر کشور به شرکای تجاری‌اش در سه دهه مورد بررسی (۱۹۹۰-۱۹۸۰، ۲۰۰۰-۱۹۹۱، ۲۰۱۲-۲۰۰۱)

درصد واردات	GCC	OECD	اتحادیه اروپا	ایران	چین و هند
	۴۹/۷۱	۲۵/۰۹	۷/۸۵	۰/۱۶	۱/۶۳
بحرین	۳۸/۷۵	۲۳/۵۹	۱۱/۳۸	۰/۳۸	۳/۰۱
	۳۱/۰۸	۲۳/۵۳	۱۲/۱۲	۰/۰۰	۸/۲۷
	۲/۹۸	۴۱/۸۰	۱۹/۳۷	۰/۲۳	۴/۰۸
کویت	۷/۹۳	۳۷/۹۲	۱۹/۳۴	۰/۹۹	۵/۲۱
	۱۱/۵۶	۳۰/۳۰	۱۶/۷۳	۱/۴۹	۱۰/۶۶
	۲۲/۳۴	۴۱/۶۳	۱۲/۲۱	۰/۰۱	۳/۲۱
عمان	۳۰/۴۹	۳۵/۶۶	۱۰/۶۷	۰/۴۸	۴/۱۳
	۳۱/۷۱	۲۸/۰۹	۹/۴۶	۰/۷۲	۸/۵۵
	۵/۰۹	۴۴/۳۸	۱۸/۸۲	۰/۰۷	۲/۶۲
قطر	۱۳/۴۰	۳۷/۲۶	۱۹/۴۲	۰/۷۸	۴/۱۲
	۱۷/۲۷	۳۰/۵۹	۲۰/۸۰	۰/۳۹	۷/۸۲
	۱/۷۰	۴۶/۴۷	۲۰/۵۴	۰/۰۷	۲/۱۱
عربستان	۲/۸۰	۴۳/۴۰	۱۶/۲۹	۰/۱۹	۴/۸۷
	۴/۳۶	۳۱/۱۷	۱۵/۸۲	۰/۶۵	۱۲/۸۲
	۶/۵۴	۴۲/۷۲	۱۷/۱۸	۱/۰۳	۵/۵۳
امارات	۴/۶۴	۳۳/۹۴	۱۷/۴۶	۱/۷۰	۱۲/۵۶
	۵/۱۳	۲۳/۸۶	۱۴/۲۷	۰/۶۹	۲۳/۱۶

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست پ

جدول ۱۱: خلاصه نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف با وجود داده‌های همپوشان

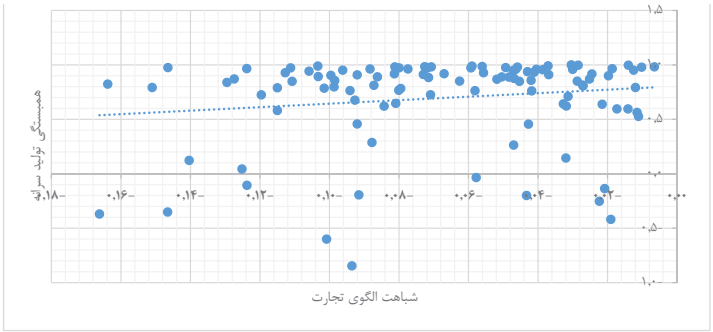
همپوشان متغیر	OLS همزمانی چرخه‌های تجاری	CCE همزمانی چرخه‌های تجاری	FE همزمانی چرخه‌های تجاری	GLS همزمانی چرخه‌های تجاری
شباهت وابستگی نفتی ۲	۰/۲۳۱*** (۰/۰۶۴)	۰/۰۷۲ (۰/۰۶۳)	۰/۱۳۹** (۰/۰۶۵)	۰/۲۲۵*** (۰/۰۵۵)
شباهت الگوی تجارت	۱/۹۸۰*** (۰/۳۷۵)	۱/۷۴۷*** (۰/۳۳۸)	۱/۸۲۴*** (۰/۴۸۳)	۱/۵۷۰*** (۰/۳۴۱)
اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳	۰/۳۴۰*** (۰/۰۷۴)	-۰/۰۰۰ (۰/۱۶۵)	۰/۳۰۵*** (۰/۰۷۱)	۰/۳۰۶*** (۰/۰۶۱)
هماهنگی سیاست پولی	-۰/۰۳۲ (۰/۰۵۴)	-۰/۰۲۴ (۰/۰۵۰)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۵۵)	-۰/۰۱۰ (۰/۰۴۴)
هماهنگی سیاست مالی	۲/۱۵۰*** (۰/۵۴۹)	۱/۱۶۶** (۰/۵۲۶)	۳/۴۰۷*** (۰/۶۲۹)	۱/۳۸۷*** (۰/۴۷۰)
عرض از مبدا	-۳/۲۷۱*** (۰/۶۲۷)	۰/۰۰۰ (۳/۲۶۴)	-۴/۲۳۶*** (۰/۶۷۱)	-۲/۱۷۵*** (۰/۵۵۲)
تعداد مشاهده	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۰
R-squared	۰/۳۳۰	۰/۴۹۳	۰/۳۶۲	

Standardized Beta Coefficients: * * p<100/, ** p<050/, *** p<010/

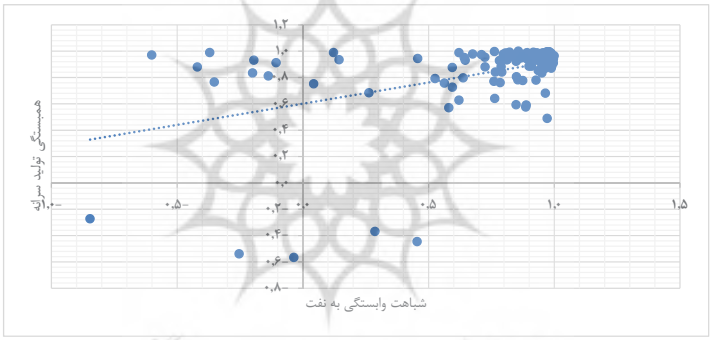
جدول ۱۲: خلاصه نتایج حاصل از تخمین‌های مختلف با وجود داده‌های بدون همپوشانی

بدون همپوشانی متغیر	OLS همزمانی چرخه‌های تجاری	CCE همزمانی چرخه‌های تجاری	FE همزمانی چرخه‌های تجاری	GLS همزمانی چرخه‌های تجاری
شباهت وابستگی نفتی ۲	۰/۲۴۵** (۰/۱۰۷)	۰/۲۱۴** (۰/۰۹۲)	۰/۱۷۲ (۰/۱۲۳)	۰/۲۹۷*** (۰/۰۸۷)
شباهت الگوی تجارت	۱/۳۸۰*** (۰/۴۵۳)	۱/۳۴۲*** (۰/۳۷۵)	۱/۱۴۹* (۰/۵۸۸)	۰/۷۲۷* (۰/۳۸۵)
اتحادیه گمرکی ۲۰۰۳	۰/۳۴۰*** (۰/۰۸۲)	-۰/۰۰۰ (۰/۱۴۲)	۰/۳۳۵*** (۰/۰۸۳)	۰/۲۶۵*** (۰/۰۶۵)
هماهنگی سیاست پولی	-۰/۱۶۹** (۰/۰۷۲)	-۰/۰۶۹ (۰/۰۶۲)	-۰/۱۸۹** (۰/۰۷۷)	-۰/۱۰۵* (۰/۰۵۸)
هماهنگی سیاست مالی	۱/۰۸۲ (۰/۷۱۵)	-۰/۰۶۳ (۰/۶۳۲)	۱/۷۹۵** (۰/۸۵۹)	۰/۷۸۱ (۰/۶۰۳)
عرض از مبدا	-۱/۷۳۲** (۰/۷۷۴)	۰/۰۰۰ (۲/۶۳۷)	-۲/۱۴۱** (۰/۸۸۵)	-۰/۸۷۸ (۰/۶۶۴)
تعداد مشاهده	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵
R-squared	۰/۳۱۳	۰/۵۶۶	۰/۳۳۶	

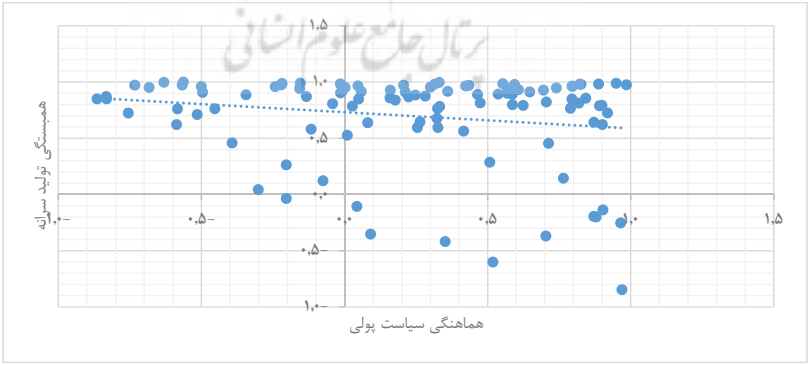
Standardized Beta Coefficients: * p<100/, ** p<050/, *** p<010/



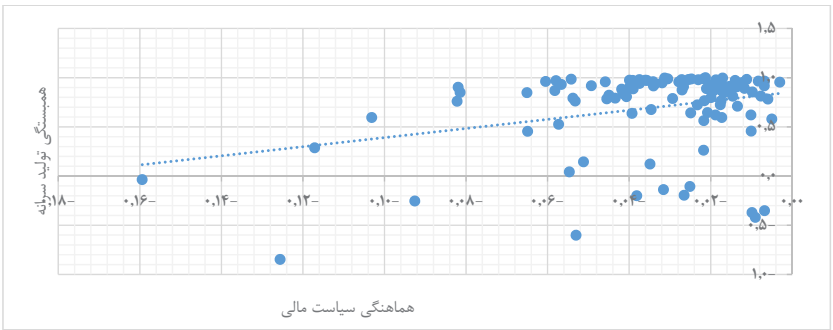
نمودار ۴: رابطه همبستگی جزء چرخه‌ای تولید سرانه و شباهت الگوی تجارت کشورها



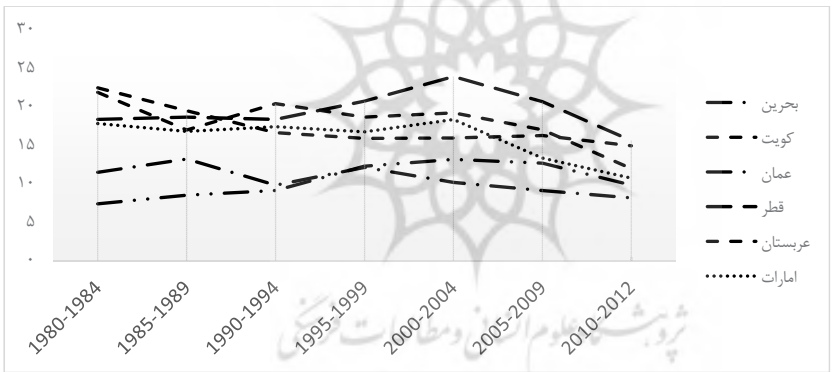
نمودار ۵: رابطه همبستگی جزء چرخه‌ای تولید سرانه و شباهت وابستگی به نفت کشورها



نمودار ۶: رابطه همبستگی جزء چرخه‌ای تولید سرانه و هماهنگی سیاست پولی کشورها



نمودار ۷: رابطه همبستگی جزء چرخه‌ای تولید سرانه و هماهنگی سیاست مالی کشورها



نمودار ۸: درصد واردات کشورهای شورای همکاری خلیج فارس از اتحادیه اروپا

Business Cycle Synchronization and Patterns of Trade: Cases from Gulf Cooperation Council Countries

Atefeh Hosseini[1] | atefe.hoseini@gmail.com
Seyed Mahdi Barackchian[2] | barakchian@sharif.edu
Seyed Ali Madanizadeh[3] | madanizadeh@sharif.edu

Abstract Do similarities in trade patterns of GCC countries (UAE, KSA, Qatar, Bahrain, Kuwait, and Oman), which are geographically and politically alike and also enjoy oil income, affect the synchronization of their business cycles and make them have similar booms and busts? In this paper, we attempt to connect these two features and explore this question. Using various estimation methods (Common Correlated Effect Estimation, OLS, and GSL) and the data for these 6 countries from 1980-2012, we show that the trade patterns of the countries have a significant and positive effect on the synchronization of their business cycles. Knowing such Business Cycle Synchronization among countries and exploring its effective factors can be helpful for policymakers in making decisions.

Keywords: Business Cycle Synchronization, GCC Countries, Trade Pattern, Common Correlated Effects Estimation, Oil-Producing Countries.

JEL Classification: F44, F13, E32.

1. M.A in Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Faculty of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).
3. Assistant Professor, Faculty of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING
Vol. 23 | No. 2 | Summer 2018 | PP 3-30
Indexed In ISC | ISSN: 2251-9092