Financial Research Journal
Vol. 19, No. 3
Fall 2017
DOI: 10.22059/jfr.2018.246959.1006561

University of Tehran
Faculty of Management
Page: 1

Investigating the Impact of Iran-Germany Business Cycle Synchronization on the Friction and Depth of Financial Markets in Iran (Markov Switching Bayesian VAR Method)

Raziyeh Amir Teimoori [1], Sayed AbdolMajid Jalaee [2], Mohsen Zayandeh Roodi [3]

Abstract: The synchronization of business cycles is one of the latest issues that has been raised recently in the field of international trade as economic integration between countries has increased. Accordingly, considering the impact of the flow of business cycles on the economy of Iran and the process of integration of domestic market with the international financial markets, it is important to determine the impact of their business cycles synchronization and the effect of synchronization on the friction of financial markets and the financial depth. Due to the formation of business cycles and the process of friction and financial depth, the Switching Bayesian VAR (MSBVAR) method was used. The results showed that the synchronization of trade cycles between Iran and Germany during the 1985-2015 indicates the high coincidence and symmetry between the two business cycles. It was also found that the financial friction plays a significant role in justifying the degree of synchronization of business cycles during global financial crises. The regime 1 (the recession) has been more stable than the regime 2 (inflation) and it is highly probable to remain within the regime 1.

Keywords: ***Business cycles synchronization, Financial depth, Financial friction, Markov Switching Bayesian VAR.***

1. Ph.D. Candidate in Economy, Faculty of Management and Economic, Islamic Azad University, Kerman Branch, Iran
2. Prof. in Economic, Faculty of Management and Economic, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
3. Assistant Prof. in Economic, Faculty of Management and Economic, Islamic Azad University, Kerman Branch, Iran

Submitted: 10 / April / 2017
Accepted: 01 / August / 2017
Corresponding Author: Sayed AbdolMajid Jalaee
Email: jalaee@uk.ac.ir

تحقیقات مالی
Financial Research Journal
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۹، شمارهٔ ۳
پاییز ۱۳۹۶
صص. ۳۶۴- ۳۴۱
DOI: 10.22059/jfr.2018.246959.1006561

بررسی تأثیر همزمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان بر اصطکاک و عمق بازارهای مالی ایران (رهیافت مارکوف سوئیچینگ بیزین ور)

راضیه امیر تیموری[۱]، سید عبدالمجید جلائی[۲]، محسن زاینده‌رودی[۳]

چکیده: همزمانی چرخه‌های تجاری از موضوعات جدیدی است که در دهه‌های اخیر در حوزهٔ تجارت بین‌الملل همزمان با افزایش یکپارچگی‌های اقتصادی میان کشورها مطرح شده است. بر این اساس با توجه به تأثیرپذیری اقتصاد ایران از جریان چرخه‌های تجاری و همچنین روند ادغام بازار مالی با بازارهای مالی بین‌المللی، مهم است که بتوان تأثیر چرخه‌های تجاری و همزمانی آنها را مشخص کرد و تأثیر همزمانی را بر اصطکاک بازارهای مالی و عمق مالی بررسی نمود. با توجه به شکل‌گیری چرخه‌های تجاری و روند اصطکاک و عمق مالی، روش به‌کار گرفته شده، تحلیل مارکوف سوئیچینگ بیزین ور (MSBVAR) است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، همزمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان طی سال‌های ۱۳۹۴- ۱۳۶۵ نشان‌دهندهٔ همزمانی و تقارن زیاد بین چرخه‌های تجاری این دو کشور است. نقش اصطکاک مالی در توجیه درجهٔ همزمانی چرخه‌های تجاری طی بحران‌های مالی جهانی، شایان توجه است. رژیم ۱ (رکود) نسبت به رژیم ۲ (تورم) پایدارتر بوده و احتمال ماندن در رژیم ۱ بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: اصطکاک مالی، روش بیزین مارکف سوئیچینگ ور، عمق مالی، همزمانی چرخه‌های تجاری.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۱/۲۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۰۵/۱۰
نویسندهٔ مسئول مقاله: سید عبدالمجید جلایی
E-mail:jalaee@uk.ac.ir

مقدمه

همزمانی چرخه‌های تجاری[1] از موضوعات جدیدی است که در دهه‌های اخیر همزمان با افزایش یکپارچگی‌های اقتصادی میان کشورها در حوزهٔ تجارت بین‌الملل مطرح شده است. همزمانی چرخه‌های تجاری که در مطالعات بسیاری هم‌حرکتی یا «هم‌تغییری» بین چرخه‌های تجاری نام برده شده، در واقع به معنای این است که زمان وقوع اوج‌ها و حضیض‌ها در چرخه‌ها یکی باشد (کریمی، پیراسته و طیبی، ۱۳۸۸)، یا به بیان دیگر، دوره‌ها زمان‌بندی یکسانی داشته باشند. همزمانی چرخه‌های تجاری، ارتباط بسیار نزدیکی با تئوری منطقهٔ پولی بهینه[2] دارد. در واقع، موضوع همزمانی برای نخستین‌بار با مطرح‌شدن تئوری منطقهٔ پولی بهینه به‌عنوان یکی از معیارهای مختلف مهم برای شناسایی سطح آمادگی کشورها برای ایجاد یک منطقهٔ پولی بهینه مطرح شد و در بسیاری از مطالعات تجربی در ارتباط با اتحادیهٔ پولی و یکپارچگی اقتصادی، در کانون توجه محققان و اقتصاددانان قرار گرفت. از سوی دیگر، یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر همزمانی چرخه‌های تجاری، گسترش روابط تجاری و افزایش یکپارچگی تجاری بین کشورهاست (شین و ونگ، ۲۰۰۴). چنانچه گسترش تجارت به افزایش در همزمانی دوره‌های تجاری کشورها منجر شود، آنها می‌توانند منطقهٔ پولی بهینه‌ای را تشکیل دهند و از برقراری اتحادیهٔ پولی در مقابل وجود یک سیستم ارز شناور، سود به‌دست آورند. در واقع در چنین موقعیتی، وقوع شوک‌های نامتقارن در گسترهٔ کشورهای تجاری که نیاز به اتخاذ سیاست‌های پولی مستقل و تغییر در نرخ بهره یا ارز برای مواجهه با آنها باشد، وجود ندارد یا حداقل کم‌رنگ خواهد بود، بنابراین منافع حاصل از پیوستن به اتحادیهٔ پولی، از زیان‌های احتمالی آن بیشتر خواهد بود (فرانکل و رز، ۱۹۹۸). بر این اساس، با توجه به تأثیرپذیری اقتصاد ایران از جریان چرخه‌های تجاری و همچنین روند ادغام بازار مالی با بازارهای مالی بین‌المللی، مهم است که بتوان تأثیر چرخه‌های تجاری و همزمانی آنها را مشخص کرد و تأثیر همزمانی را بر اصطکاک بازارهای مالی و عمق مالی بررسی نمود (واعظی، ۱۳۸۸). طبیعی است که با توجه به نحوهٔ شکل‌گیری چرخه‌های تجاری و روند شکل‌گیری اصطکاک و عمق مالی، روشِ ترکیبیِ تحلیل مارکوف سوئیچینگ بیزین ور[3] استفاده شود. از آنجا که آلمان یکی از شرکای عمدهٔ تجاری ایران است، این تحقیق تلاش می‌کند تأثیر همزمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان را بر اصطکاک و

1. Business Cycle Synchronization
2. Optimum Currency Area
3. Markov switching bayesian var

عمق بازارهای مالی ایران بررسی کند و به‌دنبال پاسخ به سؤال‌های زیر با روش بیزین مارکوف سوئیچینگ ور است:

۱. آیا همزمانی چرخه‌های تجاری بین ایران و آلمان وجود دارد؟
۲. آیا همزمانی جریان چرخه‌های تجاری بر درجهٔ اصطکاک بازارهای مالی تأثیرگذار است؟
۳. آیا همزمانی جریان چرخه‌های تجاری بر درجهٔ عمق مالی تأثیرگذار است؟

در ادامه، به چند مطالعهٔ تجربی در زمینهٔ موضوع پژوهش اشاره شده است. در بخش بعد، به تصریح و تخمین مدل پرداخته می‌شود. در بخش چهارم نتایج مدل بیان می‌شود. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی در این زمینه اختصاص دارد.

پیشینهٔ نظری پژوهش

همزمانی چرخه‌های تجاری

اقتصادهای مدرن معمولاً بین دورانی از رونق و رکود قرار دارند. به بیان دیگر، دورانی وجود دارد که اقتصاد در حال گسترش است و بعد از مدتی وضعیت رکود را تجربه می‌کند. چنین دوره‌هایی از رونق اقتصادی که متعاقب آن دوران رکود نیز تجربه شده باشد، چرخه‌های تجاری نامیده می‌شود. یکی از معتبرترین تعاریف برای چرخهٔ تجاری، تعریفی است که بورنز و میچل (۱۹۴۶) بیان کرده‌اند: «چرخه‌های تجاری نوعی نوسان هستند و در کل فعالیت‌های اقتصادی کشورهایی که اقتصاد خود را عمدتاً بر اساس اقتصاد بازار یا فعالیت آزاد بنگاه‌های تجاری استوار کرده‌اند، به‌وجود می‌آیند. هر چرخهٔ تجاری، شامل دوره‌ای از رونق است که کمابیش همزمان در بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی به وقوع می‌پیوندد. این رونق پس از مدتی با رکود عمومی و انقباضی در فعالیت‌های اقتصادی مواجه می‌شود که پس از مدتی بار دیگر وارد مرحلهٔ دیگری از رونق یا چرخهٔ بعدی می‌شود. این توالی تغییرات تکراری است، اما از دورهٔ تناوب مشخصی تبعیت نمی‌کند. از لحاظ دورهٔ تداوم زمانی، چرخه‌های تجاری از یک سال تا ۱۰ یا ۱۲ سال متغیرند که خود به چرخه‌های کوتاه‌تر با خصوصیت‌ها و نوسان‌های کمابیش مشابه، دسته‌بندی می‌شوند». آنها در این تعریف تلاش کرده‌اند که بین چرخه‌های تجاری و نوسان‌های موجود در فعالیت‌های اقتصادی تفاوت قائل شوند و چرخه‌های تجاری را از سایر نوسان‌های اقتصاد مدرن جدا کنند. همزمانی بین چرخه‌ها از مباحث علم فیزیک شمرده می‌شود که به علم اقتصاد راه یافته است. طی دو دههٔ گذشته، همزمانی میان ادوار تجاری در حوزهٔ تجارت بین‌الملل مطرح شده است. هاردینگ و پاگان (۲۰۰۲) ضمن تعریف چرخه به‌عنوان الگویی در سطح مجموعهٔ فعالیت‌های اقتصادی، بیان کردند که اگر نقاط چرخش در مجموعه‌ای از چرخه‌های خاص، در زمان‌های

مشخص به وقوع بپیوندند، ادوار تجاری همزمان شده‌اند، یعنی هنگامی که در یک زمان، چرخش از دوران رونق و انبساط به دوران رکود یا انقباض رخ دهد. چو (۲۰۰۱) با تفسیر همزمانی ادوار تجاری به تقارن بین چرخه‌های تجاری، بر این ادعا است که همزمانی هنگامی رخ می‌دهد که شوک‌های نامتقارن از بین‌رفته یا تضعیف شده باشند. با گسترش تحقق ادغام‌های پولی و تجاری و افزایش یکپارچگی‌های اقتصادی میان کشورها، بحث‌های همزمانی یا هم‌حرکتی ادوار تجاری نیز بیشتر از قبل مطرح شده‌اند. از لحاظ اقتصادی، تشابه چرخه‌های تجاری نقش بارز و مهمی در پیوستن کشورها به اتحادیه‌ها بازی می‌کند. با همزمان شدن ادوار تجاری، هزینهٔ احتمالی اتخاذ سیاست‌های اقتصادی ضدچرخه‌ای به حداقل می‌رسد. نظریه‌های جدید در عرصهٔ تجارت بین‌الملل بر این نکته تأکید دارند که افزایش شدت تجارت دو جانبهٔ کشورها و حرکت به سمت یکپارچگی‌های تجاری، می‌تواند سبب ایجاد همزمانی یا حتی ناهمزمانی در این نوسان‌ها شود.

اصطکاک مالی

بحران مالی سال ۲۰۰۷ نشان داد تأثیر بازارهای مالی در تحولات اقتصاد کلان تا چه اندازه عمیق است. از آنجا که بازار مالی یکی از شیوه‌هایی است که از طریق آن سیاست پولی بر اقتصاد اثر می‌گذارد، برجسته و پررنگ شده است. امروزه پیشروی روزافزون بحران مالی و آثار مخرب برآمده از جهانی‌شدن آن، توجه اقتصاددانان و محققان بسیاری را جلب کرده است. از آنجا که این بحران‌ها سابقهٔ طولانی‌ای دارند، همبستگی و ارتباط متقابل کشورها موجب سرایت آن به کشورهای دیگر می‌شود و هیچ کشوری از آسیب و پیامدهای مخرب آنها در امان نمی‌ماند. تلاش‌های زیادی برای شناسایی عوامل وقوع بحران و جلوگیری از پیشرفت آن صورت گرفته است؛ زیرا بحران نه تنها به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر تمام کشورها تأثیر می‌گذارد، بلکه در تمام بخش‌های اقتصادی یک کشور نیز نفوذ کرده و بر آنها اثر می‌گذارد و می‌تواند زیان‌های جبران‌ناپذیری را بر اقتصاد کشورها وارد کند؛ به‌خصوص بخش مالی که نسبت به سایر بخش‌ها، به‌شدت از بحران تأثیر می‌پذیرد. بحران نظام مالی، زیرمجموعهٔ بحران‌های جهانی است، به همین دلیل بحران مالی که اغلب در قالب سقوط بازار سهام، نوسان‌های آن و بحران ارزی نمود پیدا می‌کند، به‌سرعت به بحران جهانی مبدل می‌شود. البته میزان تأثیرپذیری بازار سهام از بحران و نوسان‌های آن در کشورهای مختلف، متفاوت است و حتی برخی کشورها ممکن است تغییر چندانی در بازار سهام خود نداشته باشند. بررسی موضوع سهام و نوسان‌های آن به ما کمک می‌کند که موقعیت مالی را در زمان بحران بیشتر درک کنیم؛ زیرا شاخص قیمت سهام یکی از شاخص‌های مالی اصلی فعالیت‌های اقتصادی هر کشور است و یکی از مهم‌ترین کانال‌هایی محسوب می‌شود که شوک‌های اقتصادی را از کشور دارای بحران به سایر کشورها منتقل

می‌کند. علاوه بر این، حرکت بازار سهام در نهایت می‌تواند اقتصاد واقعی را تحت تأثیر قرار دهد؛ زیرا این شاخص از جمله شاخص‌های حساس نسبت به شوک اقتصادی بوده و منعکس‌کنندهٔ فوری آثار بحران به‌صورت کاهش ارزش بازار اوراق بهادار است و سقوط شاخص بورس هر کشور، نشان‌دهندهٔ وقوع بحران اقتصادی است که می‌توان با توجه به آن، از پیشروی بیشتر بحران و آثار مخرب آن جلوگیری کرد (ژانگ، ۲۰۱۱).

یکی از بحران‌هایی که به تازگی در کانون توجه اغلب کشورها قرار گرفته، بحران سال ۲۰۰۷ است که علت وقوع آن، اعطای وام‌های آسان و بی‌رویهٔ آمریکا در بخش ساختمان و مسکن بود که به‌تدریج با ترکیدن حباب قیمت در بخش مسکن، به بحرانی بزرگ مبدل شد و بسیاری از بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری در آستانهٔ ورشکستگی قرار گرفتند. در نهایت، بحران مالی اثر خود را بر کل پیکر اقتصادی آمریکا نشان داد و به‌دلیل وابستگی متقابل و درهم‌تنیدهٔ اقتصاد جهانی، بحران مالی آمریکا به‌سرعت به بحران جهانی تبدیل شد و در درجه‌های مختلفی بر کشورهای بسیاری تأثیر گذاشت و رویکرد سیستمی در بحران جهانی اقتصاد شد که امواج این بحران به لایه‌های اقتصادی دیگری مانند تجارت، مالیه، سرمایه‌گذاری، بورس، بانکداری، بیمه، بازار کالا و خدمات و سایر بخش‌ها نفوذ کرد (واعظی، ۱۳۸۸). تکانه‌ها از بازار وام مسکن آمریکا به سراسر جهان گسترش یافتند و بر بازارهای بین بانکی و بازارهای مالی در اقتصاد توسعه‌یافته و در حال توسعه، تأثیر گذاشتند و مؤسسه‌های مالی این تکانه‌ها را از طریق ایجاد محدودیت در اعطای وام و افزایش هزینه‌های استقراض (اصطکاک مالی) به وام‌گیرندگان انتقال دادند. در نتیجه، مصرف خانوارها و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها کاهش یافت و اقتصاد جهانی بزرگ‌ترین رکورد را پس از جنگ جهانی دوم تجربه کرد. اصطکاک از طریق هزینهٔ نظارت بر متقاضی وام و ایجاد شکاف بین نرخ بهرهٔ متقاضی و بهرهٔ بدون ریسک به‌وجود می‌آید؛ به این معنا که اصطکاک مالی[1] بیشتر از طریق قیمت وام و نه از طریق مقدار آن، بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. سه نوع اصطکاک مالی شناسایی شده عبارت‌اند از: هزینه‌های محدب انتشار سهام، انباشت بدهی و قیدهای وثیقه‌ای (فرزین وش، احسانی و کشاورز ۱۳۹۴).

عمق مالی

یکی از مهم‌ترین و متعارف‌ترین شاخص‌هایی که برای بررسی سطح توسعهٔ مالی یا به بیان دیگر، عمق مالی[2] استفاده می‌شود، نسبت پول به تولید است. تقریباً بین اقتصاددانان این توافق

1. Financial friction
2. Financial depth

وجود دارد که توسعهٔ مالی در کشور می‌تواند به رشد اقتصادی آن کشور کمک کرده و راه را برای تسریع رشد، هموار کند. در واقع توسعهٔ مالی در هر کشوری، از یک سو با تأمین مالی بخش تولید، شرایط لازم برای رشد در بخش عرضه را فراهم می‌کند و از سوی دیگر، با به‌وجود آوردن تقاضا برای محصولات مالی، رشد بخش تقاضا را پدید می‌آورد (لوین، ۱۹۹۷). مطالعات تجربی نیز مؤید رابطهٔ بین توسعهٔ بخش مالی و رشد اقتصادی هستند. نخستین اشخاصی که بحث توسعه و گسترش بازار مالی و اثر آن بر رشد اقتصادی را مطرح کردند و به اندازه‌گیری بخش مالی توجه نشان دادند، گلداسمیت (۱۹۶۹)، مک‌کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) بودند. شاو تغییر در سیستم مالی را با عبارت تعمیق مالی بیان کرد. در فرهنگ‌نامهٔ مفاهیم پولی و بانکی خلعتبری (۱۳۷۱)، تعمیق مالی مترادف با تعمیق دارایی‌های مالی انگاشته شده و حالتی تعریف شده است که سرعت افزایش دارایی‌های مالی بیش از سرعت افزایش دارایی‌های غیرمالی باشد. در این حالت نسبت دارایی‌های مالی به دارایی‌های غیرمالی رو به افزایش می‌گذارد. مطالعات بسیاری برای مقایسهٔ بین کشورها، معیارهای مختلفی از توسعهٔ مالی و تعمیق مالی را (مانند دارایی‌های بازار مالی، تعهدات نقدی مؤسسه‌های مالی، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، تشکیل سرمایهٔ بازار سهام و اوراق قرضه و...) معرفی کرده‌اند. در ادبیات نظری، تعریف تعمیق مالی با شاخص نسبت پول به GDP همراه است. مطابق نظریهٔ مک‌کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) ، پولی شدن اقتصاد می‌تواند بیان‌کنندهٔ توسعه و تعمیق بازار مالی باشد. از این رو، شاخص‌های مقداری بر اساس پول و اعتبارات کل، از شاخص‌های سنتی توسعه و تعمیق مالی محسوب می‌شوند. شاخص‌های مقداری بر اساس پول و اعتبارات کل، معیارهای جایگزین واسطه‌گری‌های اعتباری و پس‌اندازی در اقتصاد هستند (لینچ، ۱۹۹۶). متداول‌ترین شاخص اندازه‌گیری تعمیق مالی، نسبت پول به GDP است که درجهٔ پولی شدن اقتصاد را تعیین می‌کند. علت در نظرگرفتن نسبت پول به GDP به‌عنوان شاخص تعمیق مالی به این دلیل است که پول نقد در دسترس، فرصت‌های بیشتری را برای تداوم رشد اقتصادی فراهم می‌کند (نزوتا و اکرک، ۲۰۰۹).

پیشینهٔ تجربی

بحث همزمانی چرخه‌های زمانی و دو شاخص مالی مهم به نام‌های اصطکاک مالی و عمق مالی، همواره یکی از موضوعات بحث‌برانگیز اقتصاددانان بوده و پژوهش‌های تجربی داخلی و خارجی مختلفی در این زمینه ارائه شده است.

شکیبایی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی اقتصادی و همزمانی چرخه‌های تجاری در گروه شانگهای»، از روش اقتصادسنجی و مدل جاذبهٔ تعمیم‌یافته در دورهٔ زمانی ۱۹۹۶

تا ۲۰۰۹ استفاده کرد و به‌کمک آن به این سؤال‌ها که آیا بین ایران و کشورهای عضو شانگهای همگرایی تجاری وجود دارد و آیا همزمانی چرخه‌های تجاری بر همگرایی تجاری این کشورها مؤثر است، پاسخ داد. وی به این نتیجه دست یافت که بین ایران و اعضای گروه شانگهای همگرایی تجاری وجود ندارد، بلکه روابط تجاری واگرا هستند. همچنین بین همزمانی چرخه‌های تجاری و همگرایی (واگرایی) این کشورها رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد.

تقوی (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «تعمیق مالی و توسعهٔ نظام مالی» به این نتیجه رسید که توسعهٔ مالی و سرمایه‌گذاری از جمله نشانه‌ها، علامت‌ها و مشخصه‌های عمق مالی است که بر رشد و توسعهٔ اقتصادی تأثیر معنادار، مثبت و مستقیم دارد. تعمیق مالی، نشانهٔ توسعهٔ مالی و معرف توسعهٔ نظام مالی است. پژوهش‌های مختلفی، نشان داده‌اند که توسعهٔ مالی از جمله مؤلفه‌های توسعه‌یافتگی کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی است. تقوی (۱۳۸۸) مبتنی بر تحقیق گوپتا (۲۰۰۵)، بیان کرد که عمق مالی بیشتر در اقتصاد، معرف توسعهٔ مالی بیشتر بوده و برای سنجش آن به شاخص‌هایی نیاز است که نمایندهٔ این متغیر باشند. وی مطالعهٔ خود را به‌کمک روش شناخت تاریخی (بررسی مبانی علمی و نظری در چارچوب مطالعهٔ کتابخانه‌ای) و با هدف ارائهٔ شاخص‌های اندازه‌گیری عمق مالی و همچنین تبیین ارتباط آن با توسعهٔ نظام مالی و رشد و توسعهٔ اقتصادی مبتنی بر تحقیقات پیشین، انجام داد. نتایج مطالعه به شناسایی و معرفی شاخص‌های سنجش عمق مالی انجامید. همچنین مشخص شد بین تعمیق مالی و توسعهٔ نظام مالی و رشد و توسعهٔ اقتصادی رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد.

صادقی (۱۳۹۳) در مقالهٔ خود اثر یکپارچگی‌های تجاری و مالی بر همزمانی ادوار تجاری اعضای اکو را با استفاده از یک شاخص همبستگی جدید و پویا، طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۱- ۱۹۹۳ بررسی کرد. نتایج با استفاده از این شاخص همزمانی نشان داد افزایش مبادلات تجاری و مالی و همچنین تشابه ساختار اقتصادی، سبب تقویت همزمانی ادوار تجاری در اکو می‌شود؛ البته تشابه ساختار اقتصادی اثر بزرگ‌تری دارد.

فرزین وش و همکارانش (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار» با بسط یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران در سه زمینهٔ اقتصاد باز (در نظر گرفتن اصطکاک در بازار مالی و بازار کار)، تأثیر تکانه‌های مالی را بر نوسان‌های بازار کار با وجود اصطکاک مالی بررسی کرد. نتایج نشان داد اصطکاک مالی در اثرگذاری این تکانه‌ها بر نوسان‌های بازار کار تأثیر مهمی دارد.

کالملی و اوزکان (۲۰۱۰) اثر یکپارچگی مالی بر درجهٔ همزمانی ادوار تجاری را با رویکرد پانل دیتا در ۲۰ کشور توسعه‌یافته طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۷- ۱۹۸۷ به‌صورت تجربی ارزیابی کردند.

بدین منظور، از یکپارچگی بانکداری بین‌المللی به‌عنوان معیاری برای یکپارچگی مالی بهره بردند. نتایج، همزمانی کمتر ادوار تجاری بین کشورها را در پی داشته است؛ به‌طوری که هر ۱۰ درصد افزایش در یکپارچگی مالی، سبب ۱/۹ درصد کاهش در همبستگی تولید کشورها شده است.

الجرت و ایسادی (۲۰۱۱)، امکان تشکیل یک اتحادیهٔ پولی در کشورهای آسیای شرق را با تمرکز بر پویایی همزمانی ادوار تجاری، به‌کمک داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد در بلندمدت، افزایش تجارت دوطرفه در منطقهٔ آسیای شرق به‌طور معنادار سبب تقویت همزمانی ادوار تجاری می‌شود؛ در حالیکه در کوتاه‌مدت، اثر تجارت دوطرفه بر همزمانی تحت تأثیر دو فاکتور شوک‌های خاص هر کشور و واکنش‌های سیاستی قرار می‌گیرد. آنها نتیجه گرفتند افزایش تجارت دوطرفه و هماهنگی در سیاست اقتصادی، دو فرایند مکمل برای تشویق همزمانی ادوار تجاری به‌شمار می‌روند.

هسو (۲۰۱۱) با استفاده از روش ۳SLS، به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و تخصص‌گرایی تولید (عدم تشابه ساختار صنعتی) بر همزمانی ادوار تجاری در ۷۷ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۸۸ پرداخت. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کانال مهم انتقال بین‌المللی ادوار تجاری به‌شمار می‌رود که اثر مثبتی بر همزمانی ادوار تجاری دارد. همچنین تشابه نداشتن ساختار صنعتی، اثر منفی و غیرمستقیمی بر همزمانی دارد؛ به‌طوری که با تجارت رابطهٔ مثبت و با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطهٔ منفی دارد.

یائو (۲۰۱۲) در مقاله‌ای چرخه‌های تجاری و اصطکاک مالی را با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای دو کشوری، هنگامی که سرمایه‌گذار در معرض دارایی خارجی قرار دارد، بررسی کرد. نتایج نشان داد اصطکاک مالی در معرض دارایی خارجی، به چند برابر انتقال شوک بین کشورها منجر می‌شود. هر شوک منفی در کشور، ثروت سرمایه‌گذار را در هر دو کشور کاهش می‌دهد؛ به این صورت که محدودیت اهرم را می‌بندد و سبب کاهش سرمایه‌گذاری، مصرف و ساعت کاری در کشور خارجی می‌شود. هنگامی که سرمایه‌گذار خارجی نسبت به کشور دیگر بیشتر در معرض دارایی خارجی است، ارتباط بین خروجی دو کشور افزایش می‌یابد.

مک‌دونالد (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان «اصطکاک بازار سرمایه و سرریز ناشی از کاهش آن»، به بررسی اثر مقیاس بزرگی از خرید دارایی پوشش داده نشده توسط کشورهای توسعه‌یافته بر کشورهای در حال توسعه طی سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴ پرداخت. نتایج وی نشان داد ناهمگونی این دارایی بر سهام و بازار اوراق بدهی بلند مدت اثر می‌گذارد.

با توجه به سؤال‌های تحقیق و روش اجرا، جنبه‌های نوآوری این مطالعه عبارت‌اند از:

۱. به‌کارگیری روش جدید مارکوف سوئیچینگ بیزین ور در تبیین و تعیین روند چرخه‌های تجاری در ایران؛
۲. مشخص‌کردن همزمانی چرخه‌ها بین ایران و کشور عمدهٔ تجاری ایران؛
۳. بررسی تأثیر فرایند چرخه‌های تجاری بر دو شاخص اصطکاک مالی و عمق مالی.

روش‌شناسی پژوهش

الگوی مارکوف سوئیچینگ بیزین ور

اهداف این الگو را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد (بیلو، کاسارین، دیجک، مازی و روازولو، ۲۰۱۱):

۱. امکان ارائهٔ سیستمی مشتمل بر دو متغیر اصلی و کمکی، به‌منظور اجتناب از خطای تبیین به‌دلیل نادیده‌گرفتن اثرهای غیرمستقیم؛
۲. لحاظ کردن ویژگی تغییر رژیم متغیرهای مورد بررسی در الگو؛
۳. امکان تبیین بیش از دو رژیم در الگو؛
۴. استفاده از روش بیزی برای لحاظ‌کردن نااطمینانی‌ها و اجتناب از کاستی‌های روش کلاسیک از جنبهٔ اقتصادسنجی (انتقال از رژیمی به رژیم دیگر بر رفتار داده مؤثر بوده و لازم است در ساخت الگو مدنظر قرار گیرد).

بنابراین، در این مقاله از الگوی خودبازگشت برداری مارکوف سوئیچینگ با رهیافت بیزی استفاده می‌شود. پیچیدگی الگوهای زنجیرهٔ مارکف پنهان با بالا رفتن ابعاد الگو، افزایش یافته و استنباط را مشکل می‌کند. مشکلات این نوع الگوها در دو موضوع خلاصه می‌شود: نخست، با افزایش تعداد وضعیت‌های زنجیره، تعداد پارامترهای آزاد در ماتریس تغییر وضعیت به‌طور فزاینده افزایش می‌یابد. دوم، چگالی حاشیه‌ای به دشواری محاسبه می‌شود. از این رو، در این مقاله تلاش می‌شود که ضمن حفظ شکل مناسب برای توزیع پسین ماتریس تغییر وضعیت، این ماتریس به نحو مناسبی مقید شود. علاوه‌بر آن، از روش بهینه‌یابی مناسب برای مقابله با پیچیدگی شکل درستنمایی استفاده می‌شود. ابتدا لازم است که مفروضات الگو و همچنین نمادهایی برای تبیین الگو معرفی شود.

رابطهٔ ۱) $$y_t = (y_1, \dots, y_t) \in (R^n)^t$$

رابطهٔ ۲) $$\Theta = \left(\Theta i\right)_{i \in H} \in (R^r)^h$$

رابطهٔ ۳) $$Q = (qi,j)_{i,j\in H\times H} \in (R^h)^2$$

رابطهٔ ۴) $$s_t = (s_0, \dots, s_t) \in H^{t+1}$$

رابطهٔ ۵) $$s_{t+1}^T = (s_{t+1}, \dots, s_T) \in H^{T-1}$$

در این روابط، S_t متغیرهای درون‌زا، H مجموعهٔ محدود با h مؤلفه و Q ماتریس تغییر وضعیت مارکف و $q_{i,j}$ نیز احتمال آن است که متغیر وضعیت s_t برابر با i باشد، مشروط بر آن که s_{t-1} برابر j باشد. ماتریس Q مقید به شرط زیر است:

رابطهٔ ۶) $$\sum_{i\in H} q_{i,j} = 1$$

چنانچه تابع چگالی دو بردار تصادفی با نماد در نظر باشد، توابع چگالی حاشیه‌ای و شرطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطهٔ ۷) $$P(\mathrm{v}) = \int P(u,\mathrm{v})du$$

رابطهٔ ۸) $$p(u|\,\mathrm{v}) = P(u,\mathrm{v}) / \int P(u,\mathrm{v})du$$

در این رابطه، Θ مجموعهٔ پارامترها، y_t مجموعهٔ داده‌ها و S_t دنباله‌ای از متغیرهای غیرقابل مشاهده است. فرض می‌شود که شروط زیر برای تابع چگالی توأم $p(Y_t, \Theta, \mathrm{Q}, S_t)$ با معیار لیگ[1] $(R^n)^t \times (R^r)^h$ و معیار شمارش[2] H^{t+1} برقرار است:

رابطهٔ ۹) $$p(s_t|y_{t-1}, \Theta\,, Q, S_{t-1}) = q_{s_t, s_{t-1}}$$

رابطهٔ ۱۰) $$p(y_t|y_{t-1}, \Theta\,, Q, S_t) = p(y_t|y_{t-1}, \Theta\,,\ S_t)$$

بر اساس شرط اول (رابطهٔ ۹)، دنبالهٔ S_t بر اساس فرایند مارکف برون‌زا با ماتریس تغییر وضعیت Q پویا است.

1. Lebesgue measure
2. Counting measure

برقراری شرط دوم (رابطهٔ ۱۰) نیز به‌دست آوردن تابع چگالی پسین[1] استاندارد Q مشروط بـر S_t الزامی است. با برقراری شروط بیان شـده، گزارهـای زیـر را کـه در پـژوهش‌هـای همیلـتن (۱۹۸۹)، چیب (۱۹۹۶) و کیم نلسون (۱۹۹۹) به اثبات رسیده است، می‌توان نتیجه گرفت:

رابطهٔ ۱۱) $$p(s_t|y_{t-1},\Theta\,,Q,S_{t-1}) = \sum S_{t-1} \in H q_{s_t,s_{t-1}} p(\,s_{t-1}|\,y_{t-1},\Theta\,,Q)$$

رابطهٔ ۱۲) $$p(s_t|y_t,\Theta\,,Q) = p(y_t|y_{t-1},\Theta\,,s_t)p(s_{t-1}|\,y_{t-1},\Theta\,,Q) \Big/ \sum S_{t-1} \in H p(\,y_t|\,y_{t-1},\Theta\,,s_t)p(s_t|y_{t-1},\Theta\,,Q)$$

و برای $0 \le t < T$

رابطهٔ ۱۳) $$p(s_t|y_t,\Theta\,,Q,S_{t+1}) = p(s_t|y_t,\Theta\,,Q,S_{t+1}^T)\,,\ S_{t+1}^T = \{s_t,\dots.,s_{t+1}\}$$

رابطهٔ ۱۴) $$p(y_t|y_{t-1},\Theta\,,Q,s^T) = p(Y_t|y_{t-1},\Theta\,,Q,S_t)$$

ماتریس تغییر وضعیت Q با چگالی دریکله[2] به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

رابطهٔ ۱۵) $$p(Q) = \prod_{i\in H}[(\mathrm{T}(\sum_{i\in H}\alpha_{i,j}) \Big/ \prod_{i\in H}(\mathrm{T}\alpha_{i,j})) \times \prod_{i\in H} q_{i,j}{}^{\alpha_{i,j}-1}]$$

که در آن تابع $\mathrm{T}(0)$ گاما استاندارد[3] است. چگالی توأم پیشین Θ, s^T, Q عبارت است از:

رابطهٔ ۱۶) $$\mathrm{P}((\Theta.Q.S_t)) = P(\Theta.Q)P(S_0|(\Theta.Q)\prod_{t=1}T\,P(S_T|(\Theta.Q,S_{T-1})$$

که با تعریف $P(S_0|(\Theta.Q) = 1/h, S_0 \in \mathrm{H}$ ، همچنین فرض آن که چگالی پیشـین Θ از چگالی پیشین Q مستقل باشد و بنابر رابطهٔ ۱، عبارت زیر نتیجه می‌شود:

رابطهٔ ۱۷) $$P(\Theta.Q.S_t)) = P(Q)P(Q)/h\prod_{t=1}^{T} q_{s_{t,}s_{t-1}}$$

درستنمایی نیز، به طریق بازگشتی معین می‌شود.

---

1. Posterior
2. Dirichlet
3. Standard gamma

رابطهٔ ۱۸) $$p(y_t|y_{t-1},\Theta,Q)=\sum_{S_{t\in H}} P(\,p(y_t|y_{t-1},\Theta\,,Q)p(S_t|y_{t-1},\Theta\,,Q)$$

با استفاده از قانون بیز، توزیع پسین Θ و Q عبارت است از:

رابطهٔ ۱۹) $$P(\Theta.Q|\,Y_T)\propto P(\Theta,Q)P(\,Y_T|\Theta.Q)$$

از آنجا که چگالی پسین نامشخص است، شبیه‌سازی مونت کارلو کارایی ندارد، برای به‌دست آوردن چگالی پسین توأم تجربی $P(\Theta.Q,S_T|\,Y_T)$ از توزیع‌های پسین شرطی به‌طور متناوب نمونه‌گیری می‌شود.

رابطهٔ ۲۰) $$P(S_T|\,Y_T,\Theta.Q)$$

رابطهٔ ۲۱) $$P(Q|\Theta,S_T\,Y_T)$$

رابطهٔ ۲۲) $$P(\Theta|Q,S_T\,Y_T)$$

توزیع پسین شرطی S_T عبارت است از:

رابطهٔ ۲۳) $$P(S_T|\,Y_T,\Theta.Q)=P\left(P(S_T|\,Y_T,\Theta.Q)\prod\prod_{t=0}^{T-1}P(\,S_T\Big|\,Y_T,\Theta.Q,S_{t+1}^{T})\right.$$

بنا بر گزاره‌های بالا می‌توان عبارت زیر را نوشت.

رابطهٔ ۲۴) $$p(S_T|Y_T,\Theta.Q,S_{t+1}^{T})=p(S_T|\,Y_T,\Theta.Q,s_{t+1})$$

رابطهٔ ۲۵) $$p(s_t,s_{t+1}|Y_T,\Theta,Q)/p(s_t,s_{t+1}|\,Y_T,\Theta,Q)$$

$$=\frac{p(s_{t+1}|\,Y_T,\Theta.Q,s_t)\,p(s_t|Y_T,\Theta.Q)}{p(s_t,s_{t+1}|\,Y_T,\Theta.Q)}$$

$$=q_{s_t,s_{t+1}|}\,p(s_t|\,Y_T,\Theta.Q)/p(p(s_t,s_{t+1}|Y_T,\Theta.Q)$$

این چگالی به‌صورت بازگشتی با نقطهٔ شروع s_t تعیین می‌شود. توزیع پسین شرطی ماتریس تغییر وضعیت Q، با توجه به قیود اعمال شده بر آن به‌دست می‌آید. فرایندهای مارکوف از حاصل ضرب تانسور[1] ماتریس‌های تغییر وضعیت مستقل به‌دست آمده‌اند.

1. Tensor

چنانچه k فرایند مارکوف مستقل در نظر گرفته شود، می‌توان عبارت زیر را تعریف کرد.

رابطهٔ ۲۶) $$S_t^K \in H^K . H^K = \{1, \dots, h^k\}, H = \prod_{K=1}^{K} H^K , h = \prod_{k=1}^{k} h^k$$

رابطهٔ ۲۷) $$s_t = (s_t^1, \dots, s_t^k)$$

بر این اساس، ماتریس تغییر وضعیت Q به شکل زیر مقید می‌شود.

رابطهٔ ۲۸) $$Q = Q^1 \otimes \dots \dots \otimes Q^K$$

که در آن $q_{i.j}^k = Q^K$ یک ماتریس $h^k \times h^k$ با شرط زیر است.

رابطهٔ ۲۹) $$q_{i.j}^k \geq 0 \quad \text{و} \quad \sum_{i \in H^K} q_{i.j}^k$$

نمایش Q به صورت حاصل ضرب تانسور، دلالت بر آن دارد که اگر $i = (i^1, \dots, i^k) \in H$ و $j = (i^1, \dots, j^k) \in H$.

رابطهٔ ۳۰) $$q_{i,j} = \prod_{k=1}^{k} q_{i^k, j^k}^k$$

با اعمال چنین قیدی، فرایند مارکوف مرکب s_t شامل k فرایند مارکوف مستقل s_t^k خواهد بود. تابع درستنمایی شرطی الگو به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

رابطهٔ ۳۱) $$y = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^{p} y'_{t-i} A_i(s_t) + \varepsilon'_t$$

که در آن ε_t تکانه‌های تصادفی غیر قابل مشاهده با تعریف نمادهای زیر است.

رابطهٔ ۳۲) $$y_{t-i} = \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{pmatrix}, A(S_t) = \begin{pmatrix} A(S_t) \\ \vdots \\ A_P(S_t) \end{pmatrix}, y_t = \begin{pmatrix} y'_1 \\ \vdots \\ y'_p \end{pmatrix}, s_t = \begin{pmatrix} s_0 \\ \vdots \\ s_t \end{pmatrix}$$

فرض بر آن است که چگالی شرطی y_y از توزیع نرمال چند متغیره با میانگین μ و واریانس Σ پیروی می‌کند.

رابطهٔ ۳۳) $$p\left(y_t \middle| y_{t-1}, \Theta \text{و} Q, s_t\right) = norm(y_t | \mu(s_t), \sum s_t))$$

همچنین، چگالی شرطی ε_t نیز نرمال است.

رابطهٔ ۳۴) $$p\left(\varepsilon_t \middle| y_{t-1}, \Theta, Q, s_t\right) = norm(\varepsilon_t|0, I_n)$$

که در آن، 0 نشان‌دهندهٔ ماتریس صفر و I_n معرف ماتریس یکه است. تابع درستنمایی شرطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

رابطهٔ ۳۵) $$p(y_t|y_{t-1}, \Theta, Q, s_t) = \left|\sum(s_t)\right|^{-1/2} \exp\left(-1/2(y_t - s_t)\right) \sum(s_t)^{-1}(y_t - \mu(s_t))$$

برای اینکه دنبالهٔ طولانی‌ای از قرعه‌های پسین[1] با احتمال پایین در ناحیه باقی نماند، ضروری است که Θ در قلهٔ توزیع پسین برآورد شود. با توجه به پیچیدگی الگوی ارائه شده در این مقاله، به جای استفاده از الگوریتم‌های رایج بیشینه‌یابی انتظاری، بیشینه‌یابی انتظاری مونت‌کارلو استفاده می‌شود.

همزمانی چرخه‌های تجاری

با توجه به آمار گمرک ایران، در سال‌های گذشته آلمان یکی از شرکای عمدهٔ تجاری ایران بوده و ایران با این کشور صادرات و واردات شایان توجهی داشته است.

برای بررسی تأثیر همزمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان بر اصطکاک و عمق مالی، ضروری است ابتدا به بررسی وجود همزمانی در تولید ناخالص این دو شریک تجاری بپردازیم. بدین منظور مطابق مطالعات تجربی (فرانکل و رز، ۱۹۹۸ و کالدرون، ۲۰۰۲؛ شین و وانگ، ۲۰۰۴ و اکین، ۲۰۰۶)، از معیار ضریب همبستگی تولید ناخالص داخلی روندزدایی شدهٔ کشورهای i و j به روش زیر استفاده می‌شود. در این صورت رابطهٔ ۳۶ برقرار می‌شود.

رابطهٔ ۳۶) $$corr(y_i^c, y_j^c) \frac{cov(y_i^c, y_j^c)}{\sqrt{var(y_i^c) var(y_j^c)}}$$

عبارت y^c، لگاریتم تولید ناخالص داخلی روندزدایی شده بر اساس ارزش GDP به قیمت‌های ثابت و بر حسب دلار (برگرفته از شاخص‌های توسعهٔ بانک جهانی) است. علامت مثبت ضریب همبستگی، همزمانی چرخه‌های تجاری بین ایران و آلمان را نشان می‌دهد و

1. Posterior draws

ضریب منفی نشان‌دهندهٔ ناهمزمانی چرخه‌های تجاری بین آنها است. پیش از محاسبهٔ ضریب همبستگی میان کشورها، تولید ناخالص داخلی این دو کشور روندزدایی می‌شود. روش‌های مختلفی برای روندزدایی سری‌های زمانی وجود دارد که در این مطالعه، فیلتر هدریک پرسکات استفاده شده است. بسیاری از مطالعات تجربی از جمله مطالعهٔ کالدرون و دیگران (۲۰۰۲) از تکنیک یاد شده استفاده کرده‌اند.

برآورد همزمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان طی سال‌های ۱۳۹۴- ۱۳۶۵، نشان‌دهندهٔ همزمانی و تقارن زیاد بین چرخه‌های تجاری این دو کشور است. ضریب همبستگی برآورد شده بین تولید ناخالص داخلی ایران و آلمان (۰/۸۲۶) نیز، همزمانی مستقیم و زیاد بین این دو کشور را نشان می‌دهد.

در ادامه برای بررسی اثر این همزمانی بر اصطکاک و عمق مالی، ابتدا این دو شاخص تعریف می‌شود، سپس با استفاده از نرم‌افزار R-Studio به بررسی این اثر پرداخته خواهد شد.

شاخص عمق مالی

رایج‌ترین شاخص برای تعمیق مالی، نسبت پول به GDP است که درجهٔ پولی‌شدن[1] اقتصاد را اندازه‌گیری می‌کند. برای محاسبهٔ شاخص متعارف تعمیق مالی، یعنی نسبت پول به GDP، از تعاریف مختلف پول (M_1, M_2, M_3) استفاده می‌شود.

شاخص اصطکاک مالی

در این مدل، اصطکاک از طریق هزینهٔ نظارت بر متقاضی وام و ایجاد شکاف بین نرخ بهرهٔ متقاضی و نرخ بهرهٔ بدون ریسک به‌وجود می‌آید. داده‌های به‌کار رفته در این مقاله برای دو کشور ایران و آلمان از سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۴ است و داده‌ها از آمار بانک جهانی (WBD)[2] و فدرال رزرو آمریکا (FRED)[3] به‌دست آمده‌اند.

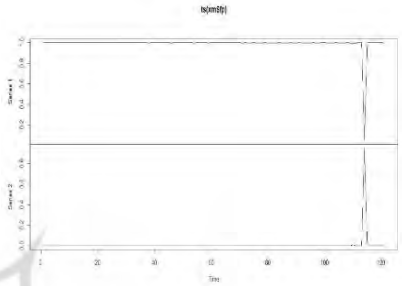
برآورد مدل

برای برآورد الگو لازم است ابتدا مرتبهٔ تأخیری الگو تعیین شود. بر اساس معیار اطلاعات بیزی[4] و در نظر گرفتن حداکثر ۱۲ مرتبهٔ تأخیری[5]، مرتبهٔ تأخیر ۱ انتخاب شد. پس از تعیین مرتبهٔ تأخیری

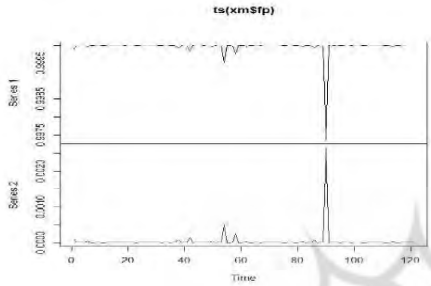
1. Monetization
2. World bank data
3. Federal Reserve Economic Data
4. Bayesian information criterion (BIC)
5. Lag

باید تعداد رژیم نیز تعیین شود. بر اساس معیار بیز که در جدول ۱ ارائه شده است، دو رژیم تعیین شد. نمودار رژیم‌های برآورد شده در شکل ۱ ارائه شده است و نشان می‌دهد نیمهٔ دوم دوره در مقایسه با نیمهٔ اول، کاملاً تحت تأثیر رژیم‌ها قرار دارد؛ به‌گونه ای که ورود و خروج به رژیم‌های تبیین شده شایان توجه است؛ به این معنا که پایداری رژیم‌ها در نیمهٔ دوم کمتر است.

رژیم برآورد شده در ایران



رژیم برآورد شده در آلمان



شکل ۱. رژیم‌های برآورد شده

نتایج تعیین الگوی بهینه برای کشورهای منتخب

جدول ۱. تعیین رژیم بهینه

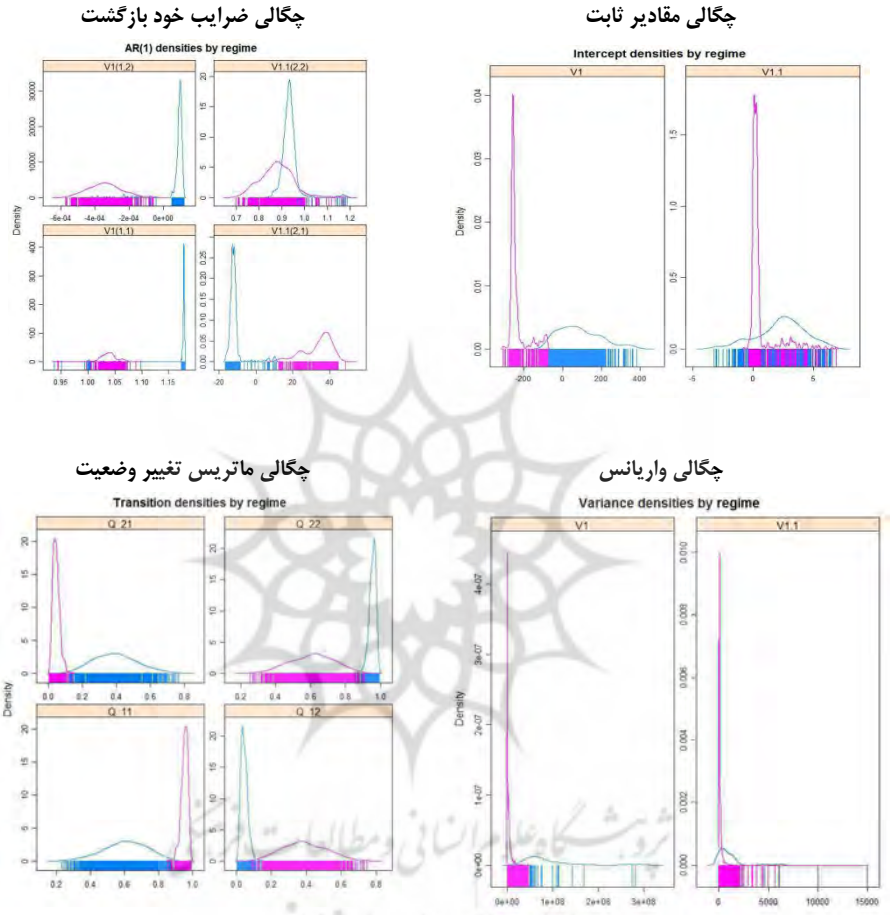
	دو رژیم در قیاس با یک رژیم	دو رژیم در قیاس با سه رژیم
آمارهٔ معیار بیز	۱/۶۲۰۰۰	۱/۶۰۳۲۲

جدول ۲. مقدار وقفهٔ بهینه

BIC	Lags
-۱۵/۲۵۵۴۴	۱
-۱۴/۶۱۵۵۳	۲
-۱۴/۵۷۳۳۵	۳

بر اساس مطالب بیان شده، الگوی خودبازگشت برداری بیزی مارکوف سوئیچینگ با مرتبهٔ تأخیری ۱ و دو رژیم برای تبیین رفتار متغیر مالی، مناسب به نظر می‌رسد. نمودارهای مربوط به

پارامترهای چگالی ضرایب خودبازگشت، مقدار ثابت و پارامترهای ماتریس تغییر وضعیت، در شکل ۲ مشاهده می‌شود.



شکل ۲. چگالی

برآورد ماتریس پسین تغییر وضعیت

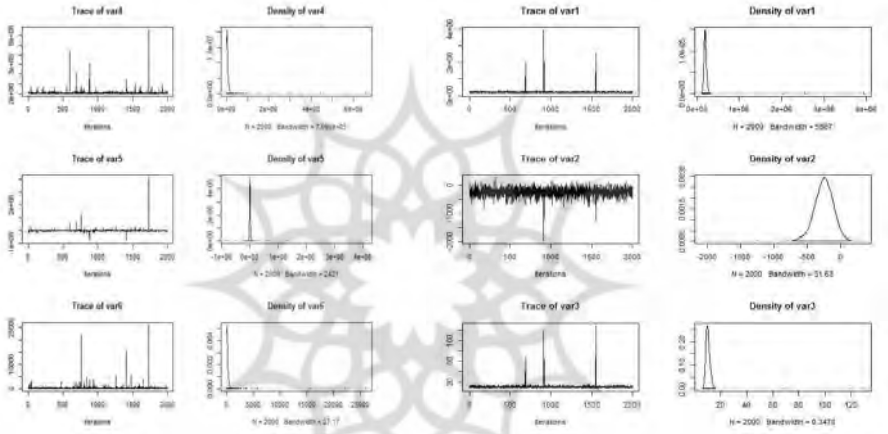
جدول ۳ نشان می‌دهد رژیم ۱ نسبت به سایر رژیم‌ها پایدارتر بوده و احتمال ماندن در رژیم ۱ بیشتر است. توزیع پسین ضرایب مدل رگرسیونی بر اساس الگوریتم نمونه‌گیری گیبس[1] که یکی از روش‌های متداول بیزی است (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲) انجام گرفت. نمونه‌گیری گیبس،

1. Gibbs sampling

نوعی روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت‌کارلوی زنجیرهٔ مارکوف (MCMC)[1] محسوب می‌شود. الگوریتم گیبس ابزار قدرتمندی برای شبیه‌سازی توزیع پسین به‌شمار می‌رود. نتایج نشان داد توزیع پسین تمام ضرایب نرمال است.

جدول ۳. ماتریس پسین تغییر وضعیت

P_{11}	P_{12}	P_{21}	P_{22}
۰/۹۸۹۲۴۶۵	۰/۰۱۰۷۵۳۴۶	۰/۴۰۰۲۴۶۷	۰/۵۹۹۷۵۳۳۰



شکل ۳. نمودارهای اثر و توزیع حاشیه‌ای پسین

با استفاده از اطلاعات توزیع توابع چگالی پیشین، می‌توان اطلاعاتی دربارهٔ توزیع پسین به‌دست آورد. چندک‌های مونت‌کارلو (MCMC) بر اساس ۱۰۰۰ قرعه[2] به‌دست آمده است. نتایج چندک‌ها در جدول ۴ مشاهده می‌شود. جدول ۴ نشان می‌دهد که دورهٔ رژیم ۱ نسبت به رژیم دیگر بیشتر بوده و این رژیم ماندگارتر است.

جدول ٤. برآورد پسین از دورهٔ هر رژیم بر حسب چندک‌های پسین

	٪۲۵	٪۵۰	٪۷۵	٪۹۷/۵
رژیم ۱	۰/۹۴۱۴۰	۰/۹۵۵۸۲	۰/۹۶۷۹	۰/۹۸۳۵۹
رژیم ۲	۰/۳۰۷۷۸	۰/۳۹۸۵۴	۰/۴۹۳۸	۰/۶۷۴۲۹

1. Markov Chain Monte Carlo
2. Draw

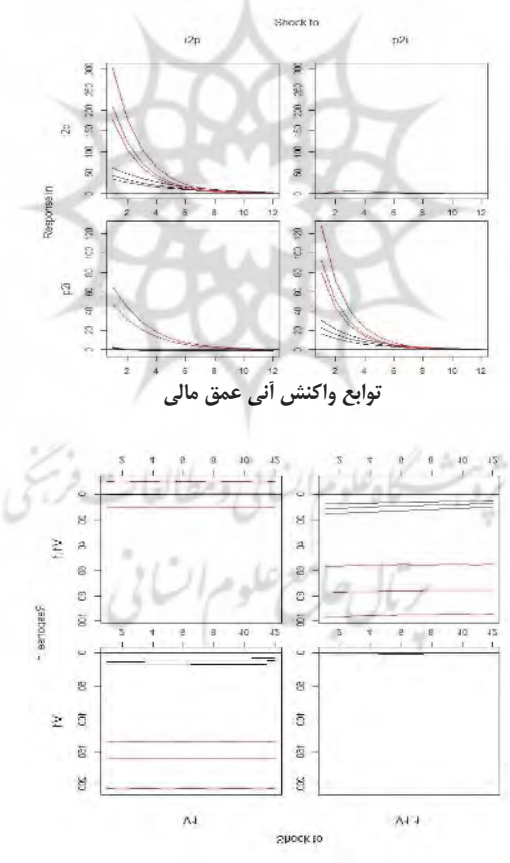
میانگین پسین و انحراف استاندارد متغیر در هر رژیم در جدول ۵ ارائه شده است. بـر اسـاس نتایج این جدول، رشد در رژیم ۲ مثبت و در رژیم ۱ منفی است. رژیم ۱ کمترین واریانس و رژیم ۲ بیشترین واریانس را نشان می‌دهد. بر این اساس، رژیم ۲ دوران رونق همراه با نوسان بیشتر و رژیم ۱ دوران کسادی و نوسان کمتر را معین می‌کند.

جدول ۵. برآورد پسین و انحراف استاندارد در هر رژیم

	رژیم۱	رژیم۲
انحراف استاندارد	۰/۰۰۰۵۷۲	۰/۰۰۰۶۵۹۸
میانگین	−۰/۹۵۲۶	۰/۰۲۵۵۸

توابع واکنش آنی اصطکاک مالی

توابع واکنش آنی عمق مالی



شکل ٤. توابع واکنش آنی

نقش اصطکاک مالی در توجیه درجهٔ همزمانی چرخه‌های تجاری طی بحران‌های مالی جهانی، شایان توجه است. شوک مالی اصطکاک مالی، بر همزمانی چرخه‌های تجاری تأثیر دارد، به‌طوری که همزمانی چرخه‌ها موجب کاهش شوک اصطکاک مالی شده و در نهایت به روند تعادل بلند مدت خود بازمی‌گردد و نسبت به شوک عمقی مالی بی‌اثر است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تأثیر همزمانی چرخه‌های تجاری بر اصطکاک بازارهای مالی و عمق مالی بررسی شده است. طبیعی است که با توجه به نحوهٔ شکل‌گیری چرخه‌های تجاری و روند شکل‌گیری اصطکاک و عمق مالی، از روش تحلیل مارکوف سوئیچینگ بیزین ور استفاده شود. داده‌های به‌کار رفته در این مقاله از دو کشور ایران و آلمان، طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۴ جمع‌آوری شدند. با توجه به نتایج به‌دست آمده، همزمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۴، نشان‌دهندهٔ همزمانی و تقارن زیاد میان چرخه‌های تجاری این دو کشور است. از آنجا که تأثیر رکود و رونق حاکم بر اقتصاد کشورهای پیشرفته (مانند آلمان)، بر اقتصاد کشورهای در حال توسعه (مانند ایران) با تأخیر چند ساله ظاهر می‌شود، می‌توان با رصد رکود و رونق آن کشورها، رکود و رونق ایران را پیش‌بینی کرد و برای جلوگیری از آثار منفی اقدام نمود. نقش اصطکاک مالی در توجیه درجهٔ همزمانی چرخه‌های تجاری طی بحران‌های مالی جهانی، شایان توجه است. اساساً آنچه در تبادلات مالی تداخل ایجاد می‌کند، اصطکاک مالی در نظر گرفته می‌شود. تکانهٔ مالیِ اصطکاک مالی، بر همزمانی چرخه‌های تجاری تأثیر دارد، به‌طوری که همزمانی چرخه‌ها موجب کاهش شوک اصطکاک مالی شده و در نهایت به روند تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد و نسبت به شوک عمق مالی بی‌اثر است و رژیم ۱ (رکود) نسبت به رژیم ۲ (تورم) پایدارتر بوده و احتمال ماندن در رژیم ۱ بیشتر است. اصطکاک مالی در لغت شاید مطلوب نباشد، اما در این مطالعه نشان داده شد که به اصلاح چرخه‌ها کمک می‌کند. علت وجود اصطکاک مالی را در اصلاح چرخه‌ها که اجتناب ناپذیرند، می‌توان تعریف کرد.

منابع

تقوی، م. (۱۳۸۸) توسعهٔ مالی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی. *مطالعات مالی*، ۲(۲)، ۶۴-۵۱.

خلعتبری، ف. (۱۳۷۱). *مجموعه مفاهیم پولی، بانکی و بین‌المللی*. تهران، انتشارات شباویز.

راشدی، آ.؛ فیاضی، ج.؛ وطن‌خواه، م.؛ بیگی نصیری، م. (۱۳۹۲). برآورد اجزای (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری بختیاری با استفاده از روش نمونه‌گیری گیبس. *مجلهٔ پژوهش در نشخوارکنندگان*، ۱(۳)، ۱۲۸-۱۰۹.

رهنمای رودپشتی، ف.؛ تقوی، م.؛ شاوردیانی، ش. (۱۳۹۲)، تعمیق مالی و توسعهٔ نظام مالی. *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶ (۱۷)، ۲۸- ۱۵.

شکیبایی، ع.؛ شاه سنایی، ح. (۱۳۹۱). بررسی همگرایی اقتصادی و همزمانی چرخه‌های تجاری در گروه شانگهای. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۲(۳)، ۱۰۵-۸۹.

صادقی، س. (۱۳۹۳). اثر یکپارچگی تجاری و مالی بر همزمانی ادوار تجاری در اکو: شواهدی از یک شاخص همبستگی پویا. *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹(۲)، ۱۶۸-۱۵۱.

فرزین وش، ا، احسانی، م، کشاورز، ه (۱۳۹۴). تکانه‌های مالی و نوسانات بازار کار با وجود اصطکاک مالی. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵۰(۲)، ۴۴۷-۴۱۵.

کریمی، ف.؛ پیراسته، ح.؛ طیبی، س.ک. (۱۳۸۸). ارزیابی عوامل مؤثر بر همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۹(۴)، ۲۸۸- ۲۶۵.

واعظی، م. (۱۳۸۸). بحران اقتصادی جهان، زمینه‌ها، ابعاد و پیامدها. *فصلنامهٔ روابط خارجی*، ۱(۱)، ۱۸۷-۱۵۵.

References

Akin, C. (2006). *Multiple Determinants of Business Cycle Synchronization.* Paper Presented at the 2006 Annual Meeting of the Canadian Economic Association, Montreal. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract= 1022648.

Allegret, J. P., & Essaadi, E. (2011). Business Cycles Synchronization in East Asian Economy: Evidences from Time-varying Coherence Study. *Economic Modeling*, 28(1-2), 351-365.

Billio, M., Casarin, R., Herman, K., Dijk, V., Mazzi, G., Ravazzolo, F. (2011). Turning point detection with bayesian panel Markov-Switching VAR. *Statisticalworking papers Eurostat.*

Burns, A. & Mitchell, W. (1946). *Measuring Business Cycles*. NBER Paper, NY.

Calderón, C., & Chong, A., & Stein, E. (2002). Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing Countries any Different*? Central Bank of Chile Working Paper,* No. 195.

Chib, S. (1996). Calculating Posterior Distributions and Model Estimated in Markov Mixture Models. *Journal of Econometrics*, 75(1), 79-97.

Choe, J. (2001). An Impact of Economic Integration through Trade: on Business cycle for 10 East Asian Countries. *Journal of Asian Economics*, 12(4), 569-586.

Farzin Wash, A, Ehsani, M, Keshavarz, E. (2015). Financial shocks and labor market volatility with financial friction. *Iranian Economic Studies Journal*, 50 (2), 415- 447. (*in Persian*)

Frankel, J. A. & Rose, A. K. (1998). The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal*, 108(449), 1009-1025.

Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*. New Haven, CT: Yale University Press.

Gupta, R. (2005). *Essays of Financial Repression*. Ph.D. Dissertation, University of Connecticut.

Harding, D. & Pagan, A. (2002). Dissecting the Cycle. A Methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381.

Hmailton, J. D. (1989). A New Aproach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.

Hsu, C. C., Wu, J. Y., & Yau, R. (2011). Foreign direct investment and business cycle movements. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 770-783.

Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., Peydró, J. L. (2010). Financial integration and Business Cycle Synchronization, The panel data evidence. *NBER Working Papers no14887*.

Karimi, F, Pirasteh, H., Tayebi, S.K. (2009). Assessing the Factors Affecting the Synchronization of Business Cycles in the Members of the Organization of the Islamic Conference. *Journal of Economic Research*, 9 (4), 265-288. (*in Persian*)

Khalatbari, F. (1992). *Collection of monetary, banking and international concepts.* Tehran, Shabaviz Publishers. (*in Persian*)

Kim, C., Nelson, R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching*. MIT Press.

Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726.

Lynch, D. (1996). Measuring Financial Sector Development: A Study of Selected Asia-Pacific Countries. *Developing Economies*, 32(1), 3-33.

MacDonal, M. (2016). International Capital Market Frictions and Spillovers from Quantitative Easing. *Working Paper No. 1346*, Queen's Economics Department.

McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington: Brookings Inst.

Nzotta, S.M, & Okereke, E.J, (2009), "Financial Deepening and Economic Development of Nigeria: an Empirical Investigation". *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research*, 5(5), 52-66.

Rahnama Roodposhti, F., Taqavi, M., Shawrdiyni, Sh. (2013). Financial deepening and development of the financial system. *Financial Markets Analysis of Securities*, 6 (17), 15-28. (*in Persian*)

Rashedi, A., Fayyazi, J., Vatankhah, M. And Beigi Nasiri, M. (2013). Estimation of Co (Co) variances and genetic parameters of growth traits in Lori Bakhtiari lambs using Gibbs sampling method. *Journal of Research in Ruminants*, 1(3), 109-128. (*in Persian*)

Sadeghi, S. (2014). The Effect of Trade and Financial Integrity on the Synchronization of the Business Period in ECO: Evidence from a Dynamic Correlation Index. *Planning and Budget Schedule*, 19(2), 151-168. (*in Persian*)

Shakibaee, A., Shah Sanai, H. (2012). Review of economic convergence and business cycle synchronization in the Shanghai Group. *Economic Research Journal*, 12 (3), 89-105. (*in Persian*)

Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.

Shin, K. & Wang, Y. (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.*

Taghavi, M. (2009). Financial Development, Investment and Economic Growth. *Financial Studies*, 2(2), 51-64. (*in Persian*)

Vaezi, M. (2009). World Economic Crisis, Fields, Dimensions and Consequences. *Foreign Relations Journal*, 1 (1), 155-187. (*in Persian*)

Yao, W. (2012). International Business Cycles and Financial Friction. *Bank of Canada Working Paper, No. 2012-19.*

Zhang, Y. (2011). Financial Factors and Labour Market Fluctuations. Bank of Canada. *Working Paper No.2011-12*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی