Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Analysis of the Relationship between Business Cycles and Financial Market Indices in Iran Using an Error Correction Model

Vali Lotfi
Lecturer, Department of Economics, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran. E-mail: vali_lotfi@yahoo.com

Mehdi Moradi
*Corresponding author, Assistant Prof., Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. E-mail: moradi@pnu.ac.ir

Hossein Mirzaei
Assistant Prof., Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. E-mail: mirzaeidrh@gmail.com

Lorence Anvieh
Assistant Prof., Department of Agricultural Economics, Agricultural Research Institute, West Azerbaijan, Iran. E-mail: dr.lorence_anvieh@yahoo.com

Abstract

Objective: The main objective of this paper is to identify the factors affecting the business cycle in Iran through analyzing financial market indicators including, money supply, loans and deposits of banks (from the money market), and the stock price index (from the capital market).

Methods: First, using Hodrick Prescott filter, we extract the business cycles. Then, Markov Switching model estimates the optimal interrupt, and then revealed facts regarding the business cycle, including the momentum indicators, their relative variability, and their stability throughout the cycles between the variables of the financial market are compared. We used the Johansson coincidence test to recognize co integration. Finally, the model estimation is performed using Vector Error Correction Model (VECM).

Results: The evaluated indices, regarding various facts about business cycles, show that money supply and loans are the two variables that can result in the mentioned cycles. The Johansen test and the Wald test respectively confirm the relation between the variables in both the long-term and short-term. Meanwhile, the variance analysis table shows that money supply and loans, each respectively cause, 13% and 9% of business cycles' fluctuations.

Conclusion: The results show that the stock market does not affect business cycles and its fluctuations. Meanwhile, the estimated error correction term in the model for the money market and business cycle variables is -0.55. This shows that every year 55% of

imbalances present in the aforementioned relations are corrected in the following year. Hence, the equilibrium quickly moves towards a long-term equilibrium.

Keywords: Business cycle, Financial market, Hodrick Prescott filter, Markov switching model, vector error correction model.

Citation: Lotfi, V., Moradi, M., Mirzaei, H., & Anvieh, L. (2020). Analysis of the Relationship between Business Cycles and Financial Market Indices in Iran Using an Error Correction Model. *Financial Research Journal*, 22(1), 110-130. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2020, Vol. 22, No.1, pp. 110-130
DOI: 10.22059/frj.2019.281257.1006867
Received: May 26, 2019; Accepted: October 21, 2019
© Faculty of Management, University of Tehran

تحقیقات مالی
شاپا چـــاپـــی: ۸۱۵۳-۱۰۲۴
شاپا الکترونیکی: ۵۳۷۷-۲۴۲۳

تحلیل رابطه شاخص‌های بازار مالی و ادوار تجاری در ایران با استفاده از مدل تصحیح خطا

ولی لطفی
مربی، گروه علوم اقتصادی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران. رایانامه: vali_lotfi@yahoo.com

مهدی مرادی
* نویسنده مسئول، استادیار، گروه علوم اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. رایانامه: moradi@pnu.ac.ir

حسین میرزایی
استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. رایانامه: mirzaeidrh@gmail.com

لورنس انویه
استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، مؤسسه تحقیقات کشاورزی، آذربایجان غربی، ایران. رایانامه: dr.lorence_anvieh@yahoo.com

چکیده

هدف: هدف اصلی در این مقاله شناسایی عوامل مؤثر بر ادوار تجاری در ایران از میان شاخص‌های بازار مالی به‌عنوان نمونه تسهیلات و سپرده بانک‌ها (از بازار پول) و شاخص قیمت سهام (از بازار سرمایه) است.

روش: ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات، ادوار تجاری استخراج شدند. در ادامه، مدل مارکوف سوئیچینگ وقفه بهینه برای آن برآورد شده و پس از آن، حقایق آشکارشده ادوار تجاری، شامل شاخص‌های هم‌حرکتی، تغییرپذیری نسبی و پایداری آنها طی چرخه‌ها میان متغیرهایی از بازار مالی مقایسه شدند. برای تشخیص هم‌گرایی، از آزمون هم‌جمعی جوهانسون استفاده کردیم. در نهایت، تخمین مدل به روش تصحیح خطای برداری (VECM) انجام گرفت.

یافته‌ها: نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ نشان داد که متوسط چرخه‌های رونق و رکود به‌ترتیب ۵۳۹۲۸/۹۲ و ۱۳۷۸۷/۵۱- است. دوره‌های رونق بیش از سه دوره و دوره‌های رکود بیش از ده دوره طول کشید. بنابراین، هرچند شدت دوره‌های رونق بیشتر بود، اما طول این دوره‌ها کمتر به‌دست آمد. شاخص‌های ارزیابی‌شده از حقایق ادوار تجاری نشان داد تنها متغیری که می‌تواند علت ادوار تجاری باشد، سپرده‌های غیردیداری بانک‌هاست. آزمون جوهانسون نیز هم‌گرایی متغیرها در بلندمدت را تأیید می‌کند.

نتیجه‌گیری: مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی، نشانگر آن است که ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۸۱- برآورد شده، بدین معنا که در هر دوره ۸۱ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره، در رابطه ذکرشده در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعادل با سرعت به‌سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند.

کلیدواژه‌ها: ادوار تجاری، بازارهای مالی، مدل تصحیح خطای برداری، فیلتر هودریک پرسکات، مدل مارکوف سوئیچینگ.

استناد: لطفی، ولی؛ مرادی، مهدی؛ میرزایی، حسین؛ انویه، لورنس (۱۳۹۹). تحلیل رابطه شاخص‌های بازار مالی و ادوار تجاری در ایران با استفاده از مدل تصحیح خطا. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۱)، ۱۱۰- ۱۳۰.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۹، دوره ۲۲، شماره ۱، صص. ۱۱۰- ۱۳۰
DOI: 10.22059/frj.2019.281257.1006867
دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۰۵، پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۲۹
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

پس از گذشت حدود یک قرن از نخستین بررسی‌های علمی درباره سیکل‌های تجاری، هنوز بر سر علل پیدایش و سازوکار سرایت آنها منازعات زیادی وجود دارد. این موضوع به این دلیل دارای اهمیت است که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون شناخت چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و ریشه آن مفهومی ندارد (هوشمند، فلاحی و توکلی، ۱۳۸۷).

امروزه بازارهای مالی در تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها نقش مهم و تعیین‌کننده‌ای به عهده دارند و به‌عنوان پایه اصلی توسعه اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته در نظر گرفته می‌شوند. در همین راستا در میان عوامل مختلف تأثیرگذار بر اقتصاد کلان، مدت زمانی طولانی است که جنبه‌های پولی و مالی نوسانات توجه اقتصاددانان و علاقه‌مندان به ادوار تجاری را به خود جلب کرده است. شواهد تجربی مربوط به بحران مالی اخیر نیز نشان داده‌اند که بخش مالی در انتقال شوک‌ها به بخش حقیقی اقتصاد نقش مهمی بازی کرده و به‌عنوان یک عامل مهم ادوار تجاری مطرح است (ژرمن و کوادرینی[1]، ۲۰۰۹). بدین ترتیب مستندسازی و بررسی نقش واسطه‌های مالی در نوسانات اقتصاد کلان به‌منظور شناسایی منابع نوسانات و نیز طراحی سیاست‌های مناسب اقتصادی برای مقابله با نوسانات از اهمیت چشمگیری برخوردار است.

هر نظام مالی به دو بخش بازار پولی و بازار سرمایه تقسیم می‌شود. کارکرد بازار پول که به‌طور عمده اداره نظام بانکی کشور را بر عهده دارد، تأمین اعتبارات کوتاه‌مدت و کارکرد بازار سرمایه تأمین مالی بلندمدت مورد نیاز فعالیت‌های تولیدی و خدماتی مولد است. از نهادهای بسیار مهم بازار پول برای اعمال سیاست‌های پولی، می‌توان به بانک مرکزی و واسطه‌گرهای دیگر مالی بانکی مانند بانک‌های تجاری و مؤسسه‌های اعتباری غیربانکی اشاره کرد و از نهادهای بسیار مهم بازار سرمایه، می‌توان بورس و اوراق بهادار را برشمرد.

طی بحران جهانی که از سال ۲۰۰۷ آغاز شد، بسیاری از بانک‌های مرکزی با به‌کارگیری ابزارهای سیاست پولی سعی داشتند تورم را مهار کنند، تولید را افزایش دهند و در بازارهای مالی، ثبات را حاکم کنند. این در حالی است که سیاست پولی در ثبات و کاهش بحران بازارهای مالی تا حد زیادی موفقیت‌آمیز بود، اما کاهش تورم و افزایش تولید در نتیجه به‌کارگیری سیاست پولی حتی در بسیاری از اقتصادهای پیشرفته مطابق با انتظار نبود، در نتیجه مشاهدات تجربی پس از بحران مالی، با وجود آشکار ساختن نقش مهم سیاست پولی در کاهش نوسان‌ها و ایجاد ثبات در اقتصاد، این بحث مهم و گسترده را مطرح کرد که آیا کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی طی بحران‌ها (به‌خصوص بحران مالی) با اختلال مواجه می‌شوند و در این دوره‌ها از اثرگذاری مناسبی برخوردار نیستند؟ (جانسن و پوتجاگایلو[2]، ۲۰۱۵).

با وجود پیشرفت‌هایی که در بازارهای مالی رخ داده است، نظام بانکی در اقتصاد ایران همچنان یکی از ارکان اصلی تأمین مالی در سطح کل کشور است و نکته درخور تأمل اینکه سپرده‌گذاران نیز به‌طور کلی به سپرده‌گذاری بانکی و ابزارهای موجود در بازار پول متکی هستند، همچنین وضعیت تولیدی بنگاه‌ها نیز به چگونگی پرداخت بانکی وابسته است. در واقع حتی می‌توان سیستم بانکی در اقتصاد ایران را مهم‌ترین مجرای ارتباطی میان عرضه و تقاضای منابع پولی دانست، به‌حدی که هرگونه نقصان و ناکارآمدی عملکرد آن، زمینه‌های بروز اخلال در سایر بخش‌ها و ایجاد شوک‌های

1. Jerman & Quadrini
2. Jannsen & Potjagailo

گوناگونی را نیز فراهم می‌آورد. به بیان دیگر سیستم بانکی دو عملکرد مهم اقتصادی را انجام می‌دهد که عبارت‌اند از: خلق پول و اداره سازوکار پرداخت‌ها و بر عهده داشتن مسئولیت به هم رساندن سرمایه‌گذاران و پس‌اندازکنندگان. بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌های دولتی و خصوصی و تصمیم‌های مصرفی خانوارها با نحوه فعالیت سیستم بانکی کشور ارتباط نزدیکی دارد (محبی، شهرستانی و هژبر کیانی، ۱۳۹۶).

نتایج و یافته‌های پژوهش‌ها نشان می‌دهند که اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷، چهار چرخه کامل (حضیض ـ حضیض) در تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت‌های پایه را تجربه کرده است. از این رو، پرسش اصلی این مقاله این است که آیا سیاست‌های پولی و مالی از طرف عاملان اقتصادی مربوطه و ایجاد شوک یا تکانه در متغیرهای تسهیلات بانکی و مؤسسه‌های اعتباری غیربانکی و سپرده‌های غیردیداری از بازار پول و نیز شاخص کل قیمت سهام از بازار سرمایه می‌توانند به‌عنوان متغیر پیشرو، علت و محرک وقوع چرخه‌های تجاری در کشور بوده باشند؟ فرضیه پژوهش این است که متغیرهای بازار پول و سرمایه به‌عنوان متغیرهای پیشرو، علت و محرک وقوع چرخه‌های تجاری در کشور هستند.

پیشینه پژوهش

پیشینه پژوهش در این پژوهش از سه جهت بررسی می‌شود. نخست پیشینه نظری که به بیان نظریه‌ها، دیدگاه‌ها و رویکردهای موجود در رابطه با موضوع پژوهش می‌پردازیم، دوم پیشینه تجربی که پژوهش‌های پیشین و روش‌شناسی آنها بررسی می‌شوند و در بخش سوم به‌طور مختصر به مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR)[1] و تصحیح خطای برداری (VECM)[2] اشاره می‌شود.

پیشینه نظری

در این بخش به این مسئله می‌پردازیم که تعریف ادوار تجاری چیست، چه ویژگی‌هایی دارد و چه عواملی بر آن اثر می‌گذارند؟

تعریف ادوار تجاری

اصطلاح دور تجاری یا دور اقتصادی، به نوسانات اقتصاد در تولید یا فعالیت‌های اقتصادی طی چند ماه یا چند سال اشاره دارد. این نوسان‌ها برای روند رشد بلندمدت اتفاق می‌افتند و به‌طور معمول شامل تغییرات طی زمان بین دوره‌های رشد به‌نسبت سریع اقتصادی (انبساط یا رونق) و دوره‌های رکود نسبی یا تنزل (انقباض یا رکود) است (اوسالیوان و شفرین[3]، ۲۰۰۳).

شایع‌ترین مفهوم ادوار تجاری، تعریف لوکاس (۱۹۷۷) است. وی در مقاله خود با عنوان شناخت ادوار تجاری،

1. Vector Auto Regression
2. Vector Error Corection Model
3. O'Sullivan & Sheffrin
4. Lucas

سیکل‌های تجاری را انحراف‌های تکرارپذیر تولید ناخالص داخلی حقیقی حول روند بلندمدت آن می‌داند. بر اساس نظر لوکاس شناخت و فهم این نوع چرخه‌های تجاری نخستین گام در طراحی سیاست‌های تثبیتی است. وی معتقد است که اکثر چرخه‌های تجاری از ویژگی مشترکی برخوردارند که شامل موارد زیر است (قلیچ، ۱۳۹۳):

- میزان تولید بخش‌های مختلف اقتصادی هم‌جهت تغییر می‌کنند.
- تولید کالاهای بادوام و سرمایه‌ای در مقایسه با تولید کالاهای بی‌دوام، نوسان‌های بیشتری دارند و سودهای تجاری، سازگاری بیشتر و نوسان‌های شدیدتری از سایر متغیرها دارند.
- قیمت‌ها و نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت دارای نوسان‌های تجاری هم‌جهت هستند.
- حجم پولی به‌همراه افزایش سرعت گردش پول در مرحله رونق چرخه‌های تجاری افزایش می‌یابد. بنابراین مشخص می‌شود که تحلیل و بررسی چرخه‌های تجاری، همان تحلیل و بررسی نوسان‌های اقتصادی تولید ناخالص داخلی پیرامون مسیر بلندمدت خود است. هنگامی که این سطح در مقایسه با روند بالاتر باشد، دوران رونق و اوج و هنگامی که در مقایسه با روند پایین‌تر باشد، دوران حضیض و رکود در یک چرخه تجاری است.

دورنبوش[1] (۲۰۰۲) نیز چرخه‌های تجاری را فراز و فرودهای منظم رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد بلند مدت اقتصادی می‌داند. به عقیده وی چرخه‌های تجاری نوسان‌های منظم و قاعده‌مند فعالیت‌های کلان اقتصادی هستند. از این رو هر نوسان مشاهده‌شده را نمی‌توان چرخه تجاری نامید (سلمان‌پور، جهاندیده و بهلولی، ۱۳۹۰).

بسیاری از اقتصاددانان بر سر این موضوع که محرک و علت ادوار تجاری می‌تواند شامل تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی، تغییر در تقاضای مصرفی و سرمایه‌گذاری و تکانه‌های تجاری مانند تکانه ناشی از تغییر قیمت نفت و فناوری باشد، توافق دارند، اما درباره اینکه کدام یک از این تکانه‌ها برای توصیف نوسان‌های ادوار تجاری اهمیت بیشتری دارند، توافق ندارند.

اقتصاددانانی نظیر شومپیتر[2] (۱۹۱۲)، گلداسمیت[3] (۱۹۶۹)، مکینون[4] (۱۹۷۳) و شاو[5] (۱۹۷۳) بر این باورند که بازارهای مالی در فرایند توسعه و رشد اقتصادی نقش دارند و تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه‌شده توسط مؤسسه‌های مالی، می‌تواند بخش مهمی از تفاوت نرخ رشد کشورها را توضیح دهد. گلد اسمیت جزء نخستین پژوهشگرانی است که تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی را نشان داد و به تبیین کانال‌هایی پرداخت که به‌واسطه آنها بازارها و نهادهای مالی بر توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارند (صمدی، نصرالهی و سیچانی، ۱۳۸۶).

پیشینه تجربی

اهمیت اعمال سیاست‌های ضدچرخه‌ای به‌منظور جلوگیری از نوسان‌های شدید تولید ناخالص داخلی و تقویت سطح ثبات و پایداری اقتصاد منجر به آن شده است که پژوهش‌هایی که درباره چرخه‌های تجاری انجام شده در بین

1. Dornbushc
2. Shumpeter
3. Goldsmith
4. Mckinnon
5. Shaw

پژوهشگران اقتصادی نقش مهمی داشته باشند. در این بخش به پژوهش‌های مهم چرخه‌های تجاری به‌ترتیب تاریخ انجام‌شده اشاره می‌شود.

پرابهیش و ویدیا[1] (۲۰۱۸)، در پژوهشی با عنوان آیا چرخه‌های تجاری، شوک‌های تکنولوژی خاص سرمایه‌گذاری برای بازده سهام مهم هستند؟ بدین نتیجه رسیدند که بین شوک‌های تجاری و بازده بازار سهام، به‌ویژه در زمان آزادسازی بازار مالی رابطه وجود دارد، چرخه‌های جهانی نقش غالبی بر چرخه کشور در توضیح بازده سهام دارند، نرخ بهره نقش مهمی در تعامل چرخه تجاری پویا و بازده سهام دارد و یک اثر به‌نسبت ضعیف از شوک‌های تکنولوژیکی سرمایه‌گذاری در چرخه تجاری و بازده سهام است.

پیتز و گوپتا[2] (۲۰۱۶) در پژوهشی با یک مدل تعادل عمومی برای اقتصاد باز در آفریقای جنوبی به این نتیجه دست یافتند که حدود ۹ درصد از نوسان‌های محصول به‌وسیله شوک‌های مالی توضیح داده می‌شوند و بانک مرکزی درباره شاخص کل قیمت سهام واکنش مثبتی نشان نداده و شاخص کل قیمت سهام نیز بر نوسان‌های نرخ بهره تأثیر صریحی نداشته است.

پردهان، آروین، هال و بهمنی[3] (۲۰۱۴)، در پژوهشی با استفاده از روش VAR برای آزمایش علیت گرنجری، به بررسی رابطه بین توسعه بخش بانکداری، توسعه بازار سهام، رشد اقتصادی و چهار متغیر کلان اقتصادی در کشورهای ASEAN برای دوره ۱۹۶۱–۲۰۱۲ پرداختند. این پژوهش نشان می‌دهد که توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام و سایر متغیرهای اقتصاد کلان در تعیین رشد اقتصادی بلندمدت تأثیرگذارند. همچنین توسعه بخش بانکی، توسعه بازار سهام، رشد اقتصادی و چهار متغیر کلیدی اقتصاد کلان هم انباشته‌اند و بین آنها رابطه بلندمدت وجود دارد. تمولا، آددیسی و اولاویل[4] (۲۰۱۲) ارتباط بین وام‌های بانکی، رشد اقتصادی و بخش صنعت در نیجریه در یک سری زمانی ۳۶ساله (۲۰۰۹–۱۹۷۳) را با روش تصحیح خطای برداری (VECM) بررسی کرده و نشان می‌دهند که نرخ وام‌های بانکی تولید صنعت را به‌طور معناداری تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ژاوو و هسو[5] (۲۰۰۸) با بررسی چرخه‌های تجاری حقیق و سیاست‌های مالی کشور چین دریافتند که نرخ رشد بهره‌وری عوامل کل دلیل اصلی نوسان‌های اقتصادی بوده است. همچنین مشخص شد، تغییر سیاست در مخارج دولت قادر است دلیل نوسانی‌تر شدن مصرف در مقایسه با تولید را بیان کند. کاواتا و راماسوامی[6] (۱۹۹۸) در پژوهش خود با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری به بررسی علل رکود سال‌های ۱۹۹۲–۱۹۹۰ در انگلستان پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش مبتنی بر این است که رکود این سال‌ها بیشتر به‌دلیل تکانه‌های تصادفی بوده و عوامل پولی فقط قسمتی از این رکود را توضیح می‌دهند. تکانه‌های مصرف که از طریق ترکیبی از تکانه‌های پولی و حقیقی ایجاد می‌شوند، تأثیری طولانی بر اقتصاد دارند که این خود توضیحی بر استمرار مدت زمان رکود در انگلستان است.

1. Prabheesh & Vidya
2. Paetz & Gupta
3. Pradhan, Arvin, Hall, & Bahmani
4. Tomola, Adedisi & Olawale
5. Zhao & Hsu
6. Catao & Ramaswamy

الس بولیر[1] (۱۹۹۶) در پژوهش خود به بررسی رابطه میان اعتبارهای بانکی و ادوار تجاری در چکسلواکی (تحت برنامه‌ریزی مرکزی) پرداخته است. وی برای این منظور از داده‌های فصلی ۱۹۹۰-۱۹۷۶ و روش‌های هم‌انباشتگی و خودهم‌بستگی برداری استفاده کرده تا ارتباط بلندمدت و علیت گرنجری مستقیم بین معیارهای متفاوت اعتبارهای بانکی و بازده صنعتی را آزمون کند. نتایج آزمون، وجود ارتباط بلندمدت میان بخش‌های واقعی مالی در اقتصاد برنامه‌ریزی‌شده را نشان می‌دهد.

بیات، افشاری و توکلیان (۱۳۹۵)، به‌منظور بررسی رفتار بانک مرکزی در وضعیت بی‌ثباتی مالی، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) در اقتصاد ایران طراحی کرده‌اند. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نشان می‌دهند که وضعیت شوک شاخص کل قیمت سهام، واکنش ملایم بانک مرکزی به انحراف‌های شاخص کل قیمت سهام از سطح تعادلی آن، به کاهش دامنه نوسان‌های اقتصادی منجر شده و ثبات کلی اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد.

غفاری، سعادت مهر، سوری و رنجبر فلاح (۱۳۹۲)، بر اساس دیدگاه مکینون و شاو، تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری و تولید در اقتصاد ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج این بررسی نشان داد که در اثر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، حجم سپرده‌های بانکی افزایش می‌یابد اما سرمایه‌گذاری، تسهیلات بانکی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت کاهش یافته و به زیر مقدار بلندمدت خود کشیده می‌شوند. از این رو، افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی نه‌تنها رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد، بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین فرضیه مکینون شاو در اقتصاد ایران رد می‌شود.

حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۰)، در مقاله خود تأثیر شوک‌های اعتباری شامل شوک نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد و تصمیم‌های بهینه سرمایه‌گذاری بخش خانوار را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که یک شوک مثبت به نرخ سود سپرده‌ها از یک سو سبب کاهش تقاضای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی و مالی و از سوی دیگر از کانال افزایش هزینه تأمین مالی، سبب افزایش هزینه نهایی می‌شود.

گرجی و اقبالی (۱۳۸۸)، در مقاله خود به بررسی نقش عوامل پولی و مالی بر نوسان‌های تولید در اقتصاد ایران با استفاده از روش خودتوضیح‌برداری (VAR) پرداخته‌اند. نتایج مقاله نشان داد که اگرچه هر دو ابزار سیاستی یعنی سیاست‌های مالی و پولی در ایجاد سیکل تجاری نقش داشته‌اند، ولی اثرگذاری سیاست‌های مالی در ایجاد سیکل تجاری بیشتر از سیاست پولی است.

آنچه سبب تمایز این پژوهش با سایر پژوهش‌ها می‌شود، بررسی هم‌زمان حقایق ادوار تجاری و شاخص‌های منتخب از بازار سرمایه و پول است. انتخاب شاخص‌های سپرده‌های غیردیداری و تسهیلات بانکی از بازار پول و مقایسه آن با شاخص کل قیمت سهام از بازار سرمایه برای بررسی اثرهای شوکی بر ادوار تجاری نیز ایده جدیدی است که در پژوهش‌های قبلی کمتر به آن پرداخته شده است.

1. Bulir

بررسی مدل‌های VECM

در دهه ۱۹۷۰ برای نخستین بار مفهوم نامانایی مطرح شد و نخستین واکنش‌ها این بود که برای مانا کردن سری‌های زمانی، از تفاضل مرتبه اول استفاده شود. اما در مواقعی که رابطه بین خود متغیرها مد نظر باشد، چنین روشی نمی‌تواند مناسب باشد. هرچند ممکن است این روش از نظر آماری معتبر باشد، ولی چنین مدل‌هایی که بر مبنای تفاضل مرتبه اول هستند، نمی‌توانند بیانگر راه حل‌های بلندمدت باشند. در واقع ایراد اساسی این روش این است که با تفاضل‌گیری اطلاعات بلندمدت از بین می‌رود. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطای را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از کاربردهای فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل گسترش کاربرد الگوهای تصحیح خطا (VECM) آن است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

با توجه به اینکه مدل VAR همان خودرگرسیون اما به‌صورت برداری و شامل n متغیر است، در صورت وجود بردار هم‌جمعی بین متغیرهای انباشته مدل، به‌جای الگوی VAR از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌شود. برای تخمین ضرایب الگوی VECM کافی است هر یک از معادلات الگو را به روش OLS برآورد کنیم، زیرا از آنجا که مجموعه متغیرهای (با وقفه) توضیح‌دهنده در همه معادلات الگو یکسان است، برآوردکننده‌های OLS کارا خواهند بود. در عین حال با توجه به اینکه تمامی متغیرهای الگو I(0) هستند، انجام آزمون‌های فرضیه با استفاده از آماره‌های t و F از اعتبار برخوردار هستند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

دلیل انتخاب مدل VAR برای این پژوهش به این منظور بوده است که این الگو رابطه بلندمدت بین متغیرها را تعیین می‌کند و از طرفی توانایی توضیح روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها را نیز دارد و در نهایت رابطه VAR در راستای ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهاست. دلایلی که مدل VAR برای بررسی در این پژوهش استفاده کرده به شرح زیر است:

- می‌توان رابطه علت و معلولی را با استفاده از سری‌های زمانی این سیستم در هر اقتصاد خاص بررسی کرد. این رهیافت برای اقتصاد کلان و برخی از سنجی‌های دیگر در کشورهای جهان سوم که نظریه اقتصادی منسجمی (همانند اقتصادهای پیشرفته و مبتنی بر بازار) ندارند، بسیار مفید است و بدین وسیله می‌توان متغیرهای کلیدی را در آن اقتصاد خاص شناخته و تئوری به‌دست‌آمده درباره آن اقتصاد را توسعه داد.
- کاربرد مفید دیگر سیستم‌های VAR بررسی زمان‌بندی شوک‌های اقتصادی است. اگر سیستم، نمایش واقعی اقتصاد باشد، آنگاه می‌توان دریافت که شوک‌های وارده بر اقتصاد چه مدت به‌طول می‌انجامد. حداکثر اثرهای آنها در چه دوره زمانی پس از وقوع شوک حاصل می‌شود. بررسی این شوک‌ها و زمان‌بندی آنها روشی برای شناسایی پویایی اقتصادها است، زیرا در هر اقتصاد متناسب با خصوصیت‌های خاص آن شوک‌های یکسان اثرهای متفاوتی به جا می‌گذارند و بررسی شوک‌ها و دوره‌های زمانی متناظر با آنها می‌تواند سیاست‌گذاران را از طریق اثرگذاری بر کل سیستم اقتصاد یاری دهد.

- سومین کاربرد این رهیافت، تجزیه واریانس متغیرهای اقتصادی طی زمان است که به کاربرد دوم مرتبط می‌شود. به این معنا که در این پژوهش‌ها بررسی می‌شود که هر متغیر کلیدی در اقتصاد تا چه حد در تغییرات متغیر دیگر دارای سهم است.
- در مدل VAR به نگرانی در رابطه با درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها نیازی نیست، تمامی متغیرها در مدل درون‌زا هستند.
- تخمین مدل ساده و آسان است و می‌توان از روش متعارف OLS برای هر یک از معادلات به‌صورت جداگانه استفاده کرد.
- پیش‌بینی‌هایی که از این روش به دست می‌آید در بسیاری از موارد از نتایج مدل‌های مربوط به معادلات پیچیده هم‌زمان بهتر است (ابونوری و همدانی، ۱۳۸۹).

روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر سعی بر این است که ارتباط متقابل شاخص‌های بازار مالی و ادوار تجاری بررسی شود. برای این منظور ابتدا به محاسبه ادوار تجاری از روش هودریک پرسکات و نقاط اوج و حضیض آن از روش مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم. پس از آن با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری که در آن متغیرهای مورد بررسی این پژوهش لحاظ شده است، رابطه بلندمدت برآورد می‌شود.

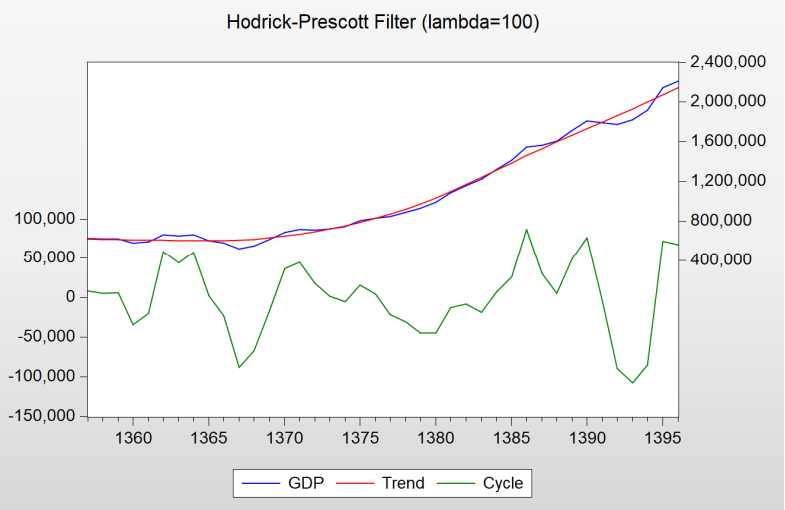
فیلتر هودریک پرسکات

در سال‌های اخیر روش‌های متعددی برای استخراج چرخه‌ها و روندهای زمانی از یک سری زمانی طراحی و معرفی شده‌اند که هر یک از دریچه‌ای سعی در نیل به هدف مد نظر داشته‌اند. در این بین الگوی معرفی‌شده دو تن از اقتصاددانان برجسته، هودریک و پرسکات، توجه بسیاری از پژوهشگران را به خود جلب کرده و در این راستا این روش، یکی از روش‌های پرکاربرد است. این فیلتر در واقع با حداقل کردن مجموع مجذور انحراف متغیر از روند آن ادوار تجاری را به دست می‌آورد:

$$\sum_{t=1}^{T}(Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1}[(Y_{t+1}^{tr} - Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \qquad \text{رابطه ۱)}$$

که در آن Y_t متغیر و Y_{tr} روند آن و T تعداد مشاهدات است و همچنین λ عامل موزون‌کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند که با توجه به پژوهش ماراول و دل ریو[1] (۲۰۰۱) برای داده‌های سالیانه ۱۰۰ لحاظ می‌شود. در شکل ۱ منحنی تولید به‌همراه روند بلندمدت آن و نیز ادوار تجاری که با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۷ استخراج‌شده نشان داده شده است.

1. Maravall & Del Rio



شکل ۱. تولید ناخالص داخلی، روند بلندمدت و ادوار تجاری ایران ۱۳۹۶-۱۳۵۷ (میلیارد ریال)

بر اساس داده‌های مربوط به سری زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و با به‌کارگیری فیلتر نام‌برده چهار دوره تجاری به‌صورت نقطه حضیض تا حضیض در فاصله زمانی بالا شناسایی شد که می‌توان نقاط چرخشی (نقاط اوج و حضیض) مربوط به هر دوره تجاری را بر اساس زمان و توالی وقوع در جدول ۱ نشان داد.

جدول ۱. فهرست نقاط اوج و حضیض طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۷

سال	۱۳۶۰	۱۳۶۴	۱۳۶۷	۱۳۷۱	۱۳۸۰	۱۳۸۶	۱۳۸۸	۱۳۹۰	۱۳۹۳	۱۳۹۵
ویژگی	حضیض	اوج	حضیض	اوج	حضیض	اوج	حضیض	اوج	حضیض	اوج

در ادامه به تحلیل ادوار تجاری ایران به کمک مدل مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم. برای استفاده از این مدل باید مقادیر وقفه متغیر n و تعداد رژیم‌های مد نظر m را به دست آورد. تعداد رژیم‌ها در این پژوهش دو (n=۲) یعنی رژیم‌های رونق و رکود لحاظ می‌شود. همچنین برای به دست آوردن وقفه بهینه در مدل مارکوف سوئیچینگ از معیارهای آکائیک، بیزی شوارتز و هنان کوئین کمک گرفته شده است. نتایج آن در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. معیارهای سنجش وقفه بهینه برای مدل مارکوف سوئیچینگ

مدل	آکائیک	بیزی شوارتز	هنان کوئین
مارکوف سوئیچینگ با یک وقفه AR(۱)	۲۴/۲۵	۲۴/۵۱	۲۴/۳۴
مارکوف سوئیچینگ با دو وقفه AR(۲)	۲۳/۹۲	۲۴/۲۲	۲۴/۰۳
مارکوف سوئیچینگ با سه وقفه AR(۳)	۲۴/۰۰	۲۴/۳۵	۲۴/۱۲
مارکوف سوئیچینگ با چهار وقفه AR(۴)	۲۴/۰۷	۲۴/۴۷	۲۴/۲۱

مقدار آماره‌های بالا در وقفه اول AR(۱) بالاترین مقدار را دارا هستند، اما از آنجا که علاوه بر حداکثر مقدار آماره‌های آکائیک و شواترز بیزین و هنان کوئین (پس از وقفه اول)، معناداری متغیرها نیز در وقفه چهارم اتفاق می‌افتد، در نتیجه AR(۴) به‌عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم و چهار وقفه در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ

متغیر	C۱	C۲	AR۱	AR۲	AR۳	AR(٤)	Sigma	DW
ضریب	۵۳۹۲۸/۹۲	-۱۳۷۸۷/۵۱	۱/۰۲	-۰/۶	-۰/۲۱	۰/۱۸	۱۰/۰۱	۲/۰۱
آماره t	۴/۲۲	-۱/۶۲	۵/۲۶	-۲/۰۲	-۰/۶۸	۰/۸۳	۶۴/۳	---

نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ در جدول ۳ حاکی از آن است که متوسط چرخه‌های رونق و رکود در مدل به‌ترتیب ۵۳۹۲۸/۹۲ و ۱۳۷۸۷/۵۱- بوده است. طبق این نتایج اولاً چرخه‌های تجاری در ایران طی دوره مورد بررسی نامتقارن بوده و ثانیاً چرخه‌های رونق در مقایسه با چرخه‌های رکود از شدت بیشتری برخوردار بوده‌اند.

مدل مارکوف سوئیچینگ همچنین احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز محاسبه می‌کند که نتایج در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ٤. احتمال انتقال رژیم در مدل مارکوف سوئیچینگ

	رونق	رکود
رونق	۰/۷۱۷۰۳۳	۰/۲۸۲۹۶۷
رکود	۰/۰۹۹۰۷۹	۰/۹۰۰۹۲۱

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهند که احتمال وقوع رونق به شرط رونق و رکود به شرط رکود به‌ترتیب بیش از ۷۰ و ۹۰ درصد است. از سوی دیگر احتمال وقوع رکود، زمانی که دوره فعلی رونق است، بیش از ۲۸ درصد بوده و احتمال وقوع رونق، اگر دوره کنونی رکود باشد، حتی کمتر از یک درصد است.

با استفاده از نتایج بالا می‌توان متوسط دوره باقی ماندن در رکود یا متوسط دوره باقی ماندن در وضعیت رونق را محاسبه کرد:

- متوسط باقی ماندن در دوره رونق = ۱/(۱-۰/۷) = ۳/۵۳
- متوسط باقی ماندن در دوره رکود = ۱/(۱-۰/۹) = ۱۰/۰۹

بنابراین در دوره مد نظر، دوره‌های رونق بیش از سه دوره و دوره‌های رکود بیش از ده دوره طول کشیده‌اند. هرچند پیش‌تر نشان داده شد که شدت دوره‌های رونق بیشتر بوده، اما طول این دوره‌ها کمتر است.

از جمله عواملی که ممکن است مسبب نوسان‌های ادوار تجاری باشند، بازارهای مالی از طرف تقاضای اقتصاد است.

برای بررسی صحت این مسئله و شناسایی حقایق آشکارشده از ادوار تجاری (ماچادو[1]، ۲۰۰۱) و محرک اصلی آن برای اقتصاد ایران ابتدا باید شاخص‌های هم‌حرکتی، تغییرپذیری و پایداری برای متغیرهای رون‌دزدایی‌شده، بررسی شده و متغیرها از لحاظ جهت و زمان حرکت طی چرخه‌ها طبقه‌بندی شوند.

هم‌حرکتی

یکی از حقایق آشکارشده ادوار تجاری، وجود هم‌حرکتی بین متغیرهای کلان اقتصادی است. در پژوهش‌های انجام‌شده برای محاسبه شدت هم‌حرکتی، از شاخص ضریب هم‌بستگی متقابل[2] استفاده می‌شود که شدت هم‌حرکتی بین متغیر مورد بررسی و تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. ضریب مثبت نشان‌دهنده رابطه هم‌حرکتی هم‌جهت بین دو متغیر و ضریب منفی نشان‌دهنده رابطه خلاف جهت بین دو متغیر است. ضریب هم‌بستگی متقابل از رابطه ۲ محاسبه می‌شود:

رابطه ۲)
$$\rho_{xy} = \frac{c_{xy}(l)}{\sqrt{c_{xx}(0)c_{yy}(0)}}$$

$$l = 0. \pm 1. \pm 2 \ldots . \pm n$$

که در آن l بیانگر وقفه و c_{xx} نشان‌دهنده واریانس متغیر و c_{xy} معرف کواریانس دو متغیر است و مقدار بحرانی ضریب در سطح ۵ درصد توسط رابطه $\pm \frac{۱/۹۶}{\sqrt{T}}$ محاسبه می‌شود. برای داده‌های اقتصاد ایران از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ یعنی با مقدار T برابر با ۴۰ حدود ۰/۳ است. همچنین شدت و جهت هم‌بستگی بین متغیرها طبق قواعد زیر نشان داده می‌شود:

۱. متغیر اقتصادی x با تولید دارای هم‌بستگی بالاست اگر $|\rho_{xy}(۰)| \geq$ ۰/۴ و این هم‌بستگی پایین خواهد بود اگر ۰/۴ $\leq \left|\rho_{xy}\right| \leq$ ۰/۳ و زمانی بدون هم‌بستگی است که ۰/۳ $\leq |\rho_{xy}|$ و حالت اخیر غیرچرخه‌ای نامیده می‌شود.

۲. اگر ضریب هم‌بستگی برای مقادیر قبل از وقفه ۰ = l بیشترین مقدار را داشته باشد، آن متغیر پیشرو و در صورتی که مقادیر بعد از وقفه ۰ = l بیشترین مقدار را اتخاذ کند، آن متغیر مؤخر محسوب می‌شود. همچنین، اگر حداکثر ضریب در وقفه ۰ = l باشد، متغیر هم‌زمان تشخیص داده می‌شود (هادیان و هاشم پور، ۱۳۸۲).

تغییرپذیری

به‌منظور محاسبه تغییرپذیری نسبی متغیرها، انحراف معیار آنها نسبت به انحراف معیار تولید ناخالص داخلی (متغیر مرجع) $(\frac{\sigma_x}{\sigma_y})$ محاسبه شده است. تغییرپذیری بالای یک متغیر نسبت به متغیر مرجع و پیشرو بودن آن، معیاری برای انتخاب علت ادوار تجاری است. بر اساس پژوهش کامیل و لورنزو[3] (۱۹۹۸) متغیری که از تغییرپذیری نسبی بالاتر از عدد ۲ برخوردار

1. Machado
2. Cross Correlation Coefficient
3. Kamil & Lorenzo

باشد، متغیر با تغییرات بالا معرفی می‌شود و اگر تغییرات نسبی بین ۱ و ۱/۹۹ باشد، بیانگر تغییرات ملایم و کمتر از عدد ۱ بیانگر تغییرات پایین است.

پایداری

پایداری به این معناست که نوسان‌های یک متغیر تا چه حد به تداوم قبل از برگشتن به روند بلندمدت تمایل دارد. شاخص پایداری، ضریب خودهم‌بستگی مرتبه اول است که درجه چسبندگی یا تداوم متغیر مورد بررسی را اندازه‌گیری می‌کند (مک گو[1]، ۱۹۹۵).

جدول ۵. شاخص‌های شناسایی علت ادوار تجاری

متغیر	پایداری	تغییرپذیری	هم‌حرکتی		
			t-۱	t	t+۱
GDP	۰/۹۱۹	۱	---	---	---
TEDPIX	۰/۸۰۳	۱۷/۴	۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۷۷
DEPOSIT	۰/۷۷	۱۵/۳۹	۰/۶۴	۰/۵۹	۰/۵۷
FACILITY	۰/۷۴۴	۰/۳۱	۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۵۷

دو شرط اصلی برای اینکه بتوان یک متغیر را به‌عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری معرفی کرد، پیشرو بودن متغیر با هم‌بستگی بالا و تغییرپذیری نسبی بالای آن متغیر در مقایسه با سیکل‌های تجاری است، زیرا تغییرپذیری نسبی، توانایی متغیر در تولید چرخه را نشان می‌دهد و ضریب هم‌بستگی متقابل نیز ارتباط بین دو متغیر را بیان می‌کند (اسفندیاری و موسوی، ۱۳۹۰). نتایج نشان می‌دهند که تمامی متغیرها از درجه پایداری بسیار بالایی برخوردار هستند. شاخص کل قیمت سهام دارای تغییرپذیری زیاد و هم‌بستگی شدید با ادوار تجاری است. نتایج هم‌حرکتی در رابطه با متغیرهای مد نظر نشان‌دهنده هم‌زمانی شاخص قیمت سهام با ادوار تجاری و پیشرو بودن دو متغیر دیگر (یعنی تسهیلات و سپرده‌های بانکی) است، از این رو شاخص سهام نمی‌تواند علت ادوار تجاری باشد. از آنجا که تغییرپذیری متغیر تسهیلات در مقایسه با ادوار تجاری بسیار پایین و حدود ۰/۳ است، تنها متغیری که طبق جدول ۵ علت ادوار تجاری شناسایی می‌شود، متغیر سپرده‌های غیردیداری است. به همین منظور در ادامه به بررسی اثرهای این متغیر بر ادوار تجاری می‌پردازیم.

یافته‌های پژوهش

معرفی مدل تصحیح خطای برداری

در رابطه ۳ متغیر Y_t؛ ادوار تجاری (شکاف تولید ناخالص داخلی از روند بلندمدت آن) به‌عنوان متغیر وابسته و متغیر X_t سپرده‌های غیردیداری به‌عنوان متغیر مستقل هستند.

1. McGough

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \lambda_1 ECT_1 + u_1$$ رابطه ۳)

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \lambda_2 ECT_2 + u_2$$ رابطه ۴)

در رابطه‌های ۳ و ۴، ECT[1] جمله تصحیح خطا، λ_1 و λ_2 ضرایب تصحیح خطا و بیانگر روند تعادلی بلندمدت و u_1 و u_2 نیز به‌عنوان جزء خطا به‌کار می‌روند. همچنین برای بررسی اثر تغییرات ادوار تجاری و سپرده‌های غیردیداری به‌عنوان یک ابزار سیاست پولی در رابطه ۴ متغیر X_t، سپرده‌های غیردیداری به‌عنوان متغیر وابسته و متغیر Y_t، ادوار تجاری به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده‌اند. با توجه به روابط ۳ و ۴، اگر ضریب تصحیح خطای λ_1 و λ_2 از لحاظ آماری معنادار باشند، اثر متقابل این دو متغیر بر یکدیگر در بلندمدت پذیرفته می‌شود. با وجود معنادار بودن ضرایب تصحیح خطا در این معادلات، اگر ضرایب α_1 و β_1 در دو معادله معنادار باشند، آنگاه رابطه تعادلی کوتاه‌مدت میان متغیرهای پژوهش نیز پذیرفته می‌شود.

داده‌های مربوط به متغیرهای زیر طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۰ به‌صورت سالیانه گردآوری شده‌اند.

سپرده‌های غیردیداری: Deposit متغیر ادوار تجاری: Cycle

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای الگو

عدم پایایی داده‌های آماری، خطای رگرسیون کاذب را افزایش می‌دهد. برای آزمون پایایی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. به این صورت که اگر قدر مطلق آماره (ADF) از قدر مطلق ارزش‌های بحرانی در سطح ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر باشد، در این صورت پایایی سری زمانی مورد بررسی در سطح داده‌ها پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت، آنها را یک بار تفاضل‌گیری کرده و آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل داده‌ها اجرا می‌شود. اگر قدر مطلق آماره ADF محاسبه‌شده برای سری یک بار تفاضل‌گیری‌شده، از قدر مطلق ارزش‌های بحرانی در سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر باشد، در آن صورت پذیرفته می‌شود که سری مربوطه پایا شده و یک سری هم‌گرا از درجه یک است.

جدول ٦. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح متغیرها

متغیر	آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)	Critical Value			نتایج آزمون ایستایی
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
GDP	۶/۰۵	-۲/۶۲	-۱/۹۴	-۱/۶۱	نامانا
D(GDP)	-۲/۷	-۲/۶۲	-۱/۹۴	-۱/۶۱	I(۱)
Deposit	-۱/۱۸	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۱/۶۱	نامانا
D(Deposit)	-۴/۴	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۱/۶۱	I(۱)

1. Error Correction Test

فرض صفر نشان‌دهنده وجود ریشه واحد و فرض ۱، عدم وجود ریشه واحد برای همه متغیرهاست. نتایج حاصل در جدول ۶ ارائه شده است. آزمون‌های انجام‌شده (ADF)، در نهایت نشان می‌دهند که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای سطح هر دو متغیر و در تمام سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان‌دهنده رد فرض بیان‌شده برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و سپرده‌های غیردیداری است. بنابراین تمامی متغیرهای به‌کاررفته در مدل غیرپایا هستند یعنی I(۱) و حاوی ریشه واحد یا روند تصادفی هستند.

بررسی هم‌گرایی متغیرها

هم‌گرایی[1] از جمله موضوعات مهم در ارتباط با سری‌های زمانی بوده و به‌معنای وجود رابطه تعادلی و بلندمدت بین متغیرهای سری زمانی است (نوفرستی، ۱۳۷۸). نکته اساسی این است که برای استفاده از آزمون هم‌گرایی بررسی پایایی متغیرها الزامی است (که در جدول‌های ۶ و ۷ بررسی شد) و علاوه بر آن لازم است متغیرها از درجه هم‌گرایی یکسانی برخوردار باشند. آزمونی که در نرم‌افزار Eviews برای بررسی هم‌گرایی در دسترس است، با آزمون جوهانسون شناخته شده است (شیرین بخش و حسن‌خونساری، ۱۳۸۴). نتایج حاصل از این آزمون به شرح زیر است:

جدول ۷. آزمون جوهانسون برای بررسی هم‌گرایی

Hypothesizes No.of CE(s)	مقدار بحرانی ۵ درصد	آماره Trace	مقادیر ویژه
None	۱۵/۴۹	۲۶/۴۲	۰/۴۴
At most	۳/۸۴	۱۰/۰۴	۰/۳

برای انجام آزمون هم‌جمعی یوهانسون از آزمون‌های آن یعنی آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود. فرضیه صفر برای این آزمون‌ها وجود r بردار هم‌جمعی است. این فرضیه زمانی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه از مقدار بحرانی کوچک‌تر باشد (امامی و محرابیان، ۱۳۸۹). با توجه به نتایج گزارش‌شده در جدول ۷، آزمون جوهانسون در سطح ۹۵ درصد، تعداد رابطه امکان‌پذیر بین متغیرهای مدل را حداکثر یک رابطه در بلندمدت تأیید می‌کند.

تخمین ضرایب بلند مدت مدل برآوردشده با استفاده از آزمون VECM

برای بررسی میزان تأثیرهای متغیر سپرده غیردیداری به‌عنوان ابزاری برای اعمال سیاست‌های پولی بر سیکل‌های تجاری یک مدل ادوار تجاری در قالب الگوی رگرسیون خطی در نظر گرفته شده است. داده‌ها به‌صورت سالیانه و برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۰ به‌کار رفته‌اند و متغیرها به‌صورت لگاریتمی استفاده می‌شوند. فرم تبعی مدل استفاده‌شده و تبیین داده‌ها به قرار زیر است:

$$CLGDP = f(LDP$$ رابطه ۵)

1. Co integration

در این مدل لگاریتم تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده که پس از روندزدایی توسط فیلتر هودریک پرسکات، سری مد نظر نشان‌دهنده سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران است. متغیر توضیحی نیز لگاریتم سپرده‌های غیردیداری است.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی جوهانسون، رابطه تعادلی میان متغیرهای مدل (سپرده‌های غیردیداری و ادوار تجاری) بر وجود یک بردار تعادلی تأکید می‌کند. با انجام آزمون هم‌جمعی میان متغیرهای الگو و با تعیین طول وقفه P=۲ بر اساس معیارهای قبل و آزمون نیکویی برازش الگو، رابطه بلندمدت تعادلی به شکل زیر است:

$$CLGDP = 0.056 - 0.006LDP$$ رابطه ۶)

بنابراین وجود رابطه بلندمدت میان ادوار تجاری و سپرده‌های غیردیداری با شیب بسیار ملایم منفی تأیید می‌شود.

نتایج حاصل از مدل VECM (بر اساس وقفه یک تا دودوره‌ای) در جدول ۸ آورده شده است (مقادیر داخل پرانتز آماره t است و تمامی متغیرها معنادار هستند).

جدول ۸. تخمین مدل تصحیح خطای رگرسیون برداری (VECM)

D(Deposit)	D(Cycle)	
۶/۴۸ (۰/۹۶)	−۰/۸۱ (−۵/۴۵)	ECT
۰/۵۱ (۰/۰۸)	۰/۵۵ (۴/۲۳)	D(CLGDP (-۱))
−۲/۶۵ (−۰/۳۸)	۰/۴۱ (۲/۷۶)	D(CLGDP(-۲))
۰/۰۲ (۰/۱۵)	−۰/۰۰۷ (−۱/۹۳)	D(LDP(-۱))
۰/۰۵ (۰/۲۵)	۰/۰۰۱(۰/۳۷)	D((LDP(-۲))
−۰/۰۴ (−۰/۱۸)	−۰/۰۰۰۸ (−۰/۱۵)	C
Durbin-Watson: ۱/۷۱	F-statistic :۸/۳۷ (Prob:۰/۰۰)	R-squared: ۰/۶

Heteroskedasticity Test: ۱/۳(Prob: ۰/۲۸)
Serial Correlation LM Test: ۳/۱۷ (Prob: ۰/۰۶)
Normality Test: ۰/۳۳ (Prob: ۰/۸۴)

از آنجا که ضریب آماره ECT در برآورد مدل منفی و معنادار است، مدل بالا رابطه بلندمدت بین ادوار تجاری و سپرده‌های غیردیداری را تأیید می‌کند. مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی برآورد شده نشان‌دهنده آن است که ضریب تعدیل یا تصحیح خطا برابر ۰/۸۱− برآورد شده و در هر دوره ۸۱ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه نام‌برده در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعادل با سرعت به‌سمت تعادل بلندمدت افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، اگر به‌طور متوسط متغیر ادوار تجاری از روند بلندمدت خود دور شود، در سال آینده تصحیح شده و به مقدار تعادلی خود در بلندمدت خواهد رسید. کمیت‌های عددی در انتهای جدول ۸ به‌ترتیب نشان‌دهنده عدم واریانس ناهم‌سانی، عدم خودهم‌بستگی در بین متغیرهای مدل، نرمال بودن شکل تابع (زنگوله‌ای و عدم چولگی) در مدل است. یعنی تمام فروض کلاسیک برقرار است. کمیت محاسباتی آماره F در سطح معناداری ۵ درصد نیز نشان می‌دهد که کل معادله رگرسیون از نظر آماری رد نمی‌شود. علاوه بر این، قدرت توضیح‌دهندگی مدل ۶۰ درصد است.

برای آنکه رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای نام‌برده را نیز شناسایی کنیم در ادامه از آزمون wald کمک می‌گیریم:

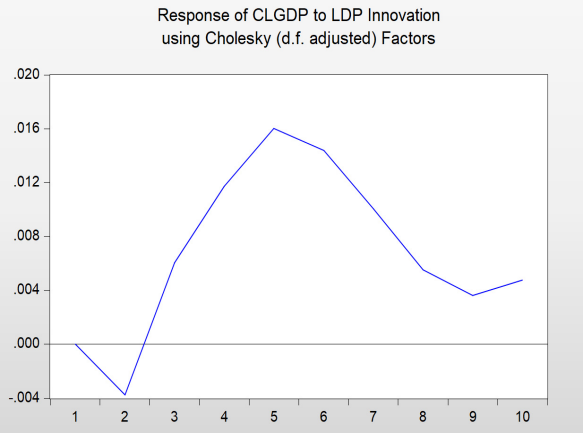
جدول ۹. آزمون Wald برای تشخیص رابطه کوتاه‌مدت

فرضیه H0	value	df	Probability	نتیجه
C(۲) = C(۳) =۰	۱۲/۵۷	(۲و۲۸)	۰/۰۰۰۱	C(۲) ≠۰, C(۳) ≠۰
C(۴) = C(۵) =۰	۱/۹۱	(۲و۲۸)	۰/۱۶۶۳	C(۴)=۰, C(۵) =۰

نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که فرضیه .H برای ضرایب متغیر ادوار تجاری (C۳، C۲) با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود یعنی این ضرایب مخالف صفر هستند و ادوار تجاری با وقفه‌های اول و دوم خود رابطه کوتاه‌مدت دارد. این آزمون صفر بودن ضرایب متغیر سپرده‌های غیردیداری (C۶، C۵) را با خطای ۵ درصد تأیید می‌کند، بدین معنا که وقفه‌های اول و دوم سپرده‌های غیردیداری در کوتاه‌مدت بر متغیر وابسته ادوار تجاری تأثیری ندارند.

بحث

به‌کارگیری مدل VECM بیشتر با انگیزه بهره‌گیری از ابزار تجزیه واریانس و تابع کنش ـ واکنش صورت می‌گیرد. از آنجا که در مدل‌های VAR به‌واسطه هم‌خطی بالای بین متغیرها و درجه آزادی به‌نسبت پایین ناشی از کثرت پارامترها، آماره t معیار مناسبی برای تحلیل نتایج نیست، از دو ابزار تجزیه واریانس و تابع عکس‌العمل برای تبیین تأثیر متغیرها استفاده می‌شود. تجزیه واریانس بیان می‌کند چند درصد از نوسان‌های متغیر وابسته به‌وسیله نوسان‌های هر یک از متغیرهای توضیحی (درون‌زا) تبیین می‌شوند (متوسلی، محمدی و درودیان، ۱۳۸۹). جدول ۱۱ نشان می‌دهد طی ده دوره، نوسان‌های متغیر ادوار تجاری توسط سپرده‌های غیردیداری از صفر به بیش از ۲۸ درصد افزایش می‌یابد. پاسخ ادوار تجاری به‌عنوان متغیر وابسته به تکانه‌های سپرده‌های دیداری به‌عنوان متغیر مستقل را نیز می‌توان در شکل ۲ در ده دوره زمانی مشاهده کرد.



شکل ۲. پاسخ ادوار تجاری به تکانه‌های متغیر سپرده‌های دیداری در ده دوره زمانی

جدول ۱۰. تجزیه واریانس بین متغیرهای ادوار تجاری و سپرده‌های غیردیداری

Period	S.E.	CLGDP	LDP
۱	۰/۰۲۹۶۲۵	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۰/۰۳۶۷۹۴	۹۸/۹۶۳۹۰	۱/۰۳۶۰۹۷
۳	۰/۰۳۹۴۸۴	۹۶/۷۳۴۴۲	۳/۲۶۵۵۷۸
۴	۰/۰۴۱۳۱۸	۸۸/۹۵۵۹۴	۱۱/۰۴۴۰۶
۵	۰/۰۴۵۶۲۷	۷۸/۵۹۷۰۴	۲۱/۴۰۲۹۶
۶	۰/۰۴۸۸۳۴	۷۲/۶۴۷۵۲	۲۷/۳۵۲۴۸
۷	۰/۰۴۹۸۷۷	۶۹/۷۲۲۱۰	۳۰/۲۷۷۹۰
۸	۰/۰۵۰۷۶۱	۶۹/۳۸۱۴۳	۳۰/۴۱۸۵۷
۹	۰/۰۵۲۳۶۴	۷۰/۹۳۸۳۹	۲۹/۰۶۱۶۱
۱۰	۰/۰۵۳۶۸۶	۷۱/۵۶۷۹۶	۲۸/۴۳۲۰۴

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ نشان داد که متوسط چرخه‌های رونق و رکود به‌ترتیب ۵۳۹۲۸/۹۲ و ۱۳۷۸۷/۵۱- بوده است. طبق این نتایج چرخه‌های تجاری در ایران طی دوره بررسی‌شده نامتقارن بوده و چرخه‌های رونق در مقایسه با چرخه‌های رکود از شدت بیشتری برخوردار بوده‌اند. احتمال وقوع رونق به‌شرط رونق و رکود به‌شرط رکود به‌ترتیب بیش از ۷۰ و ۹۰ درصد است. از سوی دیگر احتمال وقوع رکود، زمانی که دوره فعلی رونق است، بیش از ۲۸ درصد بوده و احتمال وقوع رونق، اگر دوره کنونی رکود باشد، حتی کمتر از یک درصد است. دوره‌های رونق بیش از سه دوره و دوره‌های رکود بیش از ده دوره طول کشیده‌اند. بنابراین هرچند شدت دوره‌های رونق بیشتر بوده، اما طول این دوره‌ها کمتر است. شناسایی علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، با استفاده از دو شرط اصلی پیشرو بودن متغیر با هم‌بستگی بالا و تغییرپذیری نسبی بالای آن متغیر در مقایسه با سیکل‌های تجاری نشان داد تنها متغیری که طبق نتایج، علت ادوار تجاری شناسایی می‌شود، متغیر سپرده‌های غیردیداری است. با توجه به نتیجه آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم‌یافته مبنی بر اینکه تمامی متغیرهای به‌کاررفته در مدل غیرپایا و درجه هم‌انباشتگی یکسان I(۱) دارند، از آزمون هم‌جمعی جوهانسون، برای بررسی هم‌گرایی و رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل (سپرده‌های غیردیداری و ادوار تجاری) استفاده شد که نتایج بر وجود یک بردار تعادلی تأکید می‌کنند. مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی برآوردشده نشان می‌دهند که ضریب تعدیل یا تصحیح خطا برابر ۰/۸۱- برآورد شده و در هر دوره ۸۱ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه بیان‌شده در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعادل با سرعت به‌سمت تعادل بلندمدت افزایش می‌یابد. نتایج آزمون تجزیه واریانس نیز نشان داد که طی ده دوره، نوسان‌های متغیر ادوار تجاری توسط سپرده‌های غیردیداری از صفر به بیش از ۲۸ درصد افزایش می‌یابد.

منابع

ابونوری، عباسعلی؛ همدانی، عطیه (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای بنزین و گازوئیل در ناوگان حمل‌ونقل (زمینی و جاده‌ای). *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۵(۵۷)، ۱۱۵- ۱۵۴.

اسفندیاری، علی اصغر؛ موسوی، نجمه سادات (۱۳۹۰). سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تحلیل علل بروز آن با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. *دوفصلنامه علمی پژوهشی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۷(۲)، ۴۱- ۶۶.

امامی، کریم؛ محرابیان، آزاده (۱۳۸۹). تأثیر نوسانات چرخه‌های تجاری بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، (۳۶)، ۵۹- ۸۶.

بیات، مرضیه؛ افشاری، زهرا؛ توکلیان، حسین (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۷۸)، ۱۷۱- ۲۰۶.

حیدری، حسین؛ ملابهرامی، احمد (۱۳۹۰). تأثیر شوک‌های اعتباری بر پویایی متغیرهای عمده مالی و کلان اقتصادی ایران در قالب یک مدل DSGE. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۸۰)، ۸۵- ۱۱۸.

سلمان‌پور، علی؛ جهاندیده، فاطمه؛ بهلولی، پریسا (۱۳۹۰). ارتباط بین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و سیکل‌های تجاری در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۵ (۱)، ۱۲۵- ۱۴۴.

شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ حسن‌خونساری، زهرا (۱۳۸۴). *کاربرد Eviews در اقتصادسنجی*. تهران: انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.

صمدی، سعید؛ نصرالهی، خدیجه؛ کرمعلی سیچانی، مرتضی (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۷(۳)، ۱- ۱۶.

غفاری، هادی؛ سعادت مهر، مسعود؛ سوری، علی؛ رنجبر فلاح، محمدرضا (۱۳۹۲). بررسی تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. *فصل‌نامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۰ (۱)، ۳۱-۱

قلیچ، وهاب (۱۳۹۳). *تحلیل قابلیت‌های ابزارهای مالی اسلامی در اثرگذاری بر چرخه‌های تجاری اقتصاد*. رساله دکتری، دانشگاه علامه طباطبائی دانشکده اقتصاد.

گرجی، ابراهیم؛ اقبالی، علیرضا (۱۳۸۸). بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۹ (۳۳)، ۷۱- ۹۶.

متوسلی، محمود؛ محمدی، شاپور؛ درودیان، حسین (۱۳۸۹). تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خودگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM). *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۱)، ۱۳۱-۱۱۳

محبی، سام؛ شهرستانی، حمید؛ هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۹۶). شوک‌های مالی و نقش سیاست پولی در اقتصاد ایران با فرض وجود بازار بین بانکی در یک مدل DSGE. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵ (۸۱)، ۱۲۳- ۱۵۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*. تهران: انتشارات مؤسسه خدماتی فرهنگی رسا.

هادیان، ابراهیم؛ هاشم پور، محمدرضا (۱۳۸۲). شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۱۵)، ۹۳-۱۲۰.

هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی؛ توکلی قوچانی، سپیده (۱۳۸۷). تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات. *مجله دانش و توسعه*، ۱۵(۲۲)، ۲۹-۵۵.

References

Abounoori, A. & Hamedani, A. (2010). Analysis and investigation of the relation between economic growth and gasoline and gas oil demand in Iran's transportation system (ground-Rout). *Journal of commerce research*, 15(57), 115-154. (*in Persian*)

Bayat, M., Afshari, Z. & Tavakollian, H. (2016). Monetary policy and stock price index in the framework of a DSGE model. *Economic researches and politics*, 24(78), 171-206. (*in Persian*)

Bulir, A. (1996). Business cycle in czechoslovakia under central planning: Were credit shocks causing it? *IMF, Working Paper,* No. 96.

Catao, L., & Ramaswamy, R. (1998), Recession and recovery in the United Kingdom in the 1990s, *IMF, Working Paper,* 157(1), 97-106.

Emami, K. & Mehrabian, A. (2010). The Effect of commercial cycles fluctuations on economic growth in Iran. *Economic Research*, 10(36), 59-86. (*in Persian*)

Esfandiari, A., Mousavi, N. (2011). Business cycles in Iran's economy and analysis of their causes using generalized moment method. *Journal of economic studies and politics,* 7(2), 41-66. (*in Persian*)

Ghafari, H., Saadatmehr, M., Souri, A. & Ranjbarfaalah, M. (2013). Investigating the effect of increasing the interest rate on bank lending on Iran's economic growth in the form of a dynamic New Keynsian equilibrium model. *Quantitative economics quarterly*, 10(1), 1-31. (*in Persian*)

Ghlich, V. (2014). Analyzing the capabilities of Islamic financial instruments in influencing business cycles of the economy. PhD thesis, Allameh Tabatabai University, faculty of economics, Tehran. (*in Persian*)

Gorji, E. & Eghbali, A. (2009). Investigation and estimation of business cycles in Iranian economy. *Journal of economic research, Institute of economic Affairs,* 9 (33), 71-96. (*in Persian*)

Hadian, E., Hashempour, M. (2003). Identification of business cycles in Iranian economy. *Journal of Iran economic research*, 15(15), 93-120. (*in Persian*)

Heydari, H. & Mollabahrami, A. (2016). The effect of credit shocks on the dynamics of major macroeconomic and financial variables of Iran in the form of a model. *Economic researches and politics*, 24(80), 85-118. (*in Persian*)

Hooshmand, M., Fallahi, M. & Tavakolli Ghochani, S. (2008), The analysis of business cycle in Iran's economy using Hodrick Prescott's filter, *Science and development magazine*, 15(22), 29-55. (*in Persian*)

Jannsen, N., Potjagailo, G., & Wolters, M. H. (2015). Monetary Policy during Financial Crises: Is the transmission mechanism impaired? *Economics Working Papers* 2015-04, Christian-Albrechts-University of Kiel, Department of Economics.

Jermann, U. J., & Quadrini, V. (2009). Macroeconomic Effects of Financial Shocks. *National Bureau of Economic Research*. Working papers15338.

Kamil, H. & Lorenzo, F. (1998). Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya. *Revista de economía,* 5(1), 83-140.

Machado, C. (2001). Measuring business cycles: The real business cycle approach and related controversies. Faculdade de Economia do Porto. *Working papers,* Investigacao, Trabalhos em curso, (107).

Maravall, A., & Del Río, A. (2001). *Time aggregation and the Hodrick-Prescott filter, Banco de Espana-Servicio de Estudios,* Documento de Tarabajom, No. 0108.

McGough, T. (1995). Property Cycles in the UK: An Empirical Investigation of the Stylized Facts. *Journal of Property Finance*, 6(4), 45-62.

Paetz, M., & Gupta, R. (2016). Stock price dynamics and the business cycle in an estimated DSGE model for South Africa. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 44(C), 166-182.

Mohebbi, S., Shahrestani, H., Hojabrkiani, K. (2017). Financial shocks and the role of monetary policy in Iran's economy, assuming interbank market in a DSGE model. *Journal of economic researches and policy*, 25(81), 123-153. (*in Persian*)

Motevaseli, M., Mohammadi, Sh. & Dorodian, H. (2010). Breakdown analysis of housing price fluctuations between different regions of Tehran using the SAR panel and vector error correction model (VECM). *Economic Researches*, 10(1), 113-131. (*in Persian*)

Noferesti, M. (1999). *Unified and collective roots in econometrics*. Rasa cultural service Institute publications, Tehran. (*in Persian*)

O'sullivan, A., & Sheffrin, S. M. (2003). *Economics: Principles in action*. Prentice Hall.

Prabheesh, K. P., & Vidya, C. T. (2018). Do business cycles, investment-specific technology shocks matter for stock returns? *Economic Modelling,* (70), 511-524.

Pradhan, R.P., Arvin, M.B., Hall, J.H., & Bahmani, S. (2014). Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macro economic variables: The case of ASEAN countries. *Review of Financial Economics*, 6(5), 155–173.

Salmanpour, A., Jahandideh, F. & Bohlouli, P. (2011). The relationship between Investment in the housing and commercial cycles in Iran. *Jurnal of Economic Modeling*, 5(1), 125-144 (*in Persian*)

Samadi, S., Nasrollahi, Kh. & Karamali Sichani, M. (2007). Investigating the relationship between financial market development and economic growth. *Journal of economic research*, 7(3), 1-16. (*in Persian*)

Shirinbakhsh, Sh. & Hassankhounsari, Z. (2005). *Eviews application in econometrics.* Publications of the Institute of Economic Affairs, Tehran. (*in Persian*)

Tomola, M. O., Adedisi, T. E., & Olawale, F. K. (2012). Bank Lending, Economic Growth and the performance of the Manufacturing Sector in Nigeria. *European Scientific Journal*, 8(3), 19-34.

Zhao, M., Hsu, M. (2008). China's real business cycles and fiscal policies between (1954, 2004). *Productivity and Policy Changes,* MPRA Paper 21283, University Library of Munich, Germany.