



## بررسی اثرگذاری تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به تفکیک عقود اسلامی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران\*

ولی لطفی<sup>۱</sup>، مهدی مرادی<sup>۲\*</sup>، حسین میرزایی<sup>۳</sup>، لورنس انویه<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۳/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۶/۱۳

### چکیده:

هدف اصلی در این مقاله بررسی درصد و نحوه تأثیرگذاری تسهیلات بانکی به تفکیک عقود اسلامی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران است. ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات و مدل مارکوف سوئیچینگ به ترتیب ادوار تجاری استخراج و ویژگی‌های آن بررسی می‌گردد، سپس تخمین مدل به روش تصحیح خطای برداری انجام می‌شود. جامعه آماری در این تحقیق عبارتست از تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ بدون نفت، تسهیلات بانکی و مؤسسات اعتباری غیربانکی به تفکیک عقود و نقدینگی در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۳ که به صورت سالیانه از بانک مرکزی استخراج و با استفاده از نرم‌افزار Eviews تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد متوسط چرخه‌های رونق و رکود به ترتیب ۵۳۹۲۸/۹۲ و ۱۳۷۸۷/۵۱- بوده است. شاخص‌های مورد ارزیابی از حقایق ادوار تجاری نشان داد تنها قرارداد اسلامی تسهیلات بانکی که می‌تواند علت ادوار تجاری باشد، مشارکت مدنی است. آزمون جوهانسون نیز همگرایی متغیرها در بلندمدت را تأیید می‌کند. مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی نشانگر آن است که ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۵۰- برآورد شده است و پاسخ ادوار تجاری به تکانه‌های متغیرهای نقدینگی، تسهیلات بانک‌ها و قرارداد مشارکت مدنی در طول ده دوره به ترتیب برابر با ۰،۸، ۲۰ و ۱۳ درصد است.

طبقه‌بندی JEL: E32, D53

کلیدواژه: ادوار تجاری، تسهیلات بانکی، مدل تصحیح خطای برداری، فیلتر هودریک پرسکات، مدل مارکوف سوئیچینگ

\* این مقاله مستخرج شده از رساله دکتری ولی لطفی، دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد میانه می‌باشد  
۱ گروه علوم اقتصادی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.

۲ استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. نویسنده مسئول: Email: moradi@pnu.ac.ir

۳ استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۴ استادیار پژوهشی، رئیس بخش تحقیقات اقتصادی، اجتماعی و ترویجی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی، صندوق پستی ۳۶۵

## مقدمه

پس از گذشت حدود یک قرن از اولین بررسی‌های علمی درباره سیکل‌های تجاری، هنوز منازعات زیادی بر سر علل پیدایش و سازوکار سرایت آن وجود دارد. این موضوع از آن جهت 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 نقش مهم و تعیین کننده‌ای در تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها به عهده دارند و به عنوان پایه اصلی توسعه اقتصادی در کشورهای توسعه یافته شمرده می‌شوند. در همین راستا در میان عوامل مختلف تأثیرگذار بر اقتصاد کلان، جنبه‌های پولی و مالی نوسانات، مدت زمانی طولانی است که توجه اقتصاددانان و علاقمندان به ادوار تجاری را به خود جلب کرده است. شواهد تجربی مربوط به بحران مالی اخیر نیز نشان داده است که بخش مالی نقش مهمی در انتقال شوک‌ها به بخش حقیقی اقتصاد بازی کرده و به عنوان یک عامل مهم ادوار تجاری مطرح می‌باشد (ژرمن و کوادرینی<sup>۵</sup>، ۲۰۰۹). بدین ترتیب مستندسازی و بررسی نقش واسطه‌های مالی در نوسانات اقتصاد کلان به منظور شناسایی منابع نوسانات و نیز طراحی سیاست‌های مناسب اقتصادی برای مقابله با نوسانات از اهمیت چشمگیری برخوردار می‌باشد.

هر نظام مالی به دو بخش بازار پولی و بازار سرمایه تقسیم می‌شود. کارکرد بازار پول که به طور عمده اداره نظام بانکی کشور را بر عهده دارد، تأمین اعتبارات کوتاه مدت و کارکرد بازار سرمایه تأمین مالی بلند مدت مورد نیاز فعالیت‌های تولیدی و خدماتی مولد است. مهم‌ترین نهادهای بازار پول برای اعمال سیاست‌های پولی بانک مرکزی و دیگر واسطه‌گرهای مالی بانکی مانند بانک‌های تجاری و مؤسسه‌های اعتباری غیربانکی و مهم‌ترین نهاد بازار سرمایه، بورس و اوراق بهادار شمرده می‌شوند. در طول بحران جهانی که از سال ۲۰۰۷ آغاز شد، بسیاری از بانک‌های مرکزی با بکارگیری ابزارهای سیاست پولی سعی داشتند که تورم را مهار نمایند، تولید را افزایش دهند و در بازارهای مالی، ثبات 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 بکارگیری 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 نوسانات و ایجاد ثبات در اقتصاد، این بحث مهم و گسترده را مطرح کرد که کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی در طول بحران‌ها (مخصوصاً بحران مالی) آیا با اختلال مواجه می‌شوند و در این دوره‌ها از اثرگذاری مناسبی برخوردار نیستند؟ (جانسن و پوتجاگیلو<sup>۶</sup>، ۲۰۱۵).

نظام بانکی در اقتصاد ایران با وجود پیشرفت‌هایی که در بازارهای مالی رخ داده است، همچنان یکی از ارکان اصلی تأمین مالی در سطح کل کشور می‌باشد و نکته قابل تأمل این که سپرده‌گذاران نیز به طور کلی به سپرده‌گذاری بانکی و ابزارهای موجود در بازار پول متکی هستند، همچنین وضعیت تولیدی بنگاه‌ها نیز وابسته به چگونگی پرداخت بانکی می‌باشد. در واقع حتی می‌توان سیستم بانکی در اقتصاد ایران را مهم‌ترین مجرای ارتباطی میان عرضه و تقاضای منابع پولی دانست، به حدی که هرگونه نقصان و ناکارآمدی عملکرد آن، زمینه‌های بروز اختلال در سایر بخش‌ها و ایجاد شوک‌های گوناگونی را نیز فراهم می‌آورد. به عبارت دیگر سیستم بانکی دو عملکرد مهم اقتصادی را انجام می‌دهد؛ اولاً خلق پول و اداره سازوکار پرداخت‌ها؛ ثانیاً مسئولیت به هم‌رساندن سرمایه‌گذاران و پس‌انداز-کنندگان را برعهده دارد. بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌های دولتی و خصوصی و تصمیمات مصرفی خانوارها با نحوه فعالیت سیستم بانکی کشور ارتباط نزدیکی دارد (محبی، شهرستانی و هژبرکیانی، ۱۳۹۶).

در تحقیق حاضر سعی بر این است که به طور کلی اثرگذاری تسهیلات بانکی به تفکیک عقود اسلامی بر ادوار تجاری در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۳ با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی و با بکارگیری نرم افزار ایویوز<sup>۷</sup> بررسی شود. بدین معنا که پس از استخراج ادوار تجاری

توضیح دهد. گلد اسمیت جزء اولین محققانی است که تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی را نشان داد و به تبیین کانال‌هایی پرداخت که به واسطه آن‌ها بازارها و نهادهای مالی بر توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارند (صمدی، نصرالهی و سیچانی، ۱۳۸۶).

برخلاف آنچه که در اذهان اقتصاددانان جهان شکل گرفته وقوع بحران اخیر ناشی از رکود بخش مسکن در کشور آمریکا نبود بلکه بخش مسکن معلول این بحران قرار گرفت. همچنین برخلاف نظریات مطرح شده، علت رکود نه در بخش مسکن و ساخت و ساز است بلکه منبعث از یک رفتار ساختاری در بخش پولی و بانکی می‌باشد. نظریه سیکل‌های اعتباری ایروینگ فیشر<sup>۱۲</sup> از نظریات جالب توجه درباره علت سیکل‌ها می‌باشد. وی سیکل‌های اعتباری را عامل اولیه ایجاد کننده سیکل‌های اقتصادی می‌داند. به این ترتیب که خالص افزایش اعتبارات و معادل آن بدهی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی سب رونق و شکوفایی اقتصاد شده، و بالعکس آن کاهش اعتبارات، اقتصاد را به رکود و بحران می‌کشاند. در راستای نظریه فیشر، هیمن مینسکی<sup>۱۳</sup> فرضیه بی‌ثباتی مالی را مطرح می‌کند و نظریه فیشر را با بیان حباب‌های اعتباری و فرو ریختن این حباب‌ها و تأثیر آن بر سیکل اقتصادی توسعه می‌دهد. مینسکی هم علت بحران‌ها را بدهی انباشته به بانک‌ها تلقی می‌کند. در این ارتباط نظر مکتب اتریش<sup>۱۴</sup> نیز قابل طرح است که علت تحولات اعتباری را سیاست‌های پولی انبساطی بانک‌های مرکزی می‌داند. این مکتب به نقش نرخ بهره به عنوان قیمت سرمایه برای سرمایه‌گذاری اشاره کرده و اذعان می‌دارند که در یک اقتصاد آزاد بدون بانک مرکزی نرخ بهره مبین ارجحیت زمانی واقعی قرض‌دهندگان و وام‌گیرندگان است و بانک مرکزی این تعادل را در میان وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان به هم می‌زند و ناچار نوسانات را در اقتصاد ایجاد می‌نماید. در زمانی که فیشر این نظریه را مطرح می‌نماید، هنوز ابزارهای ریاضی دینامیک نظیر معادلات تفاضلی به حیطة تحلیل‌های اقتصادی وارد نشده بود. اگر کاربرد معادلات تفاضلی (دیفرانس) که در دهه ۱۹۵۰ میلادی در اقتصاد مطرح شد<sup>۱۵</sup>، چند دهه

توسط فیلتر هودریک پرسکات و تحلیل دوران رونق و رکود با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ<sup>۱۶</sup>، با کمک شاخص‌های هم‌حرکتی، پایداری و تغییرپذیری بررسی می‌گردد که آیا متغیر مورد نظر می‌تواند بر روند ادوار تجاری مؤثر باشد یا خیر؟ به عبارت دیگر آیا متغیرهای مورد بررسی، پیشرو هستند؟ در مرحله بعد نوع اثرگذاری مشخص خواهد شد، یعنی علاوه بر شاخص‌های مورد نظر، با تخمین مدل بلند مدت تصحیح خطای برداری و ضرایب متغیرها، جهت تغییر ادوار تجاری در اثر تغییرات متغیرهای مستقل مورد نظر قابل بررسی خواهد بود. اگر ضرایب مورد نظر مثبت برآورد شوند، این اثرگذاری هم‌جهت و اگر منفی برآورد شوند، این اثرگذاری خلاف جهت خواهد بود. اثرگذاری مثبت سبب افزایش ادوار تجاری یعنی افزایش شکاف تولید از روند بلند مدت و اثرگذاری منفی سبب کاهش ادوار تجاری یعنی کاهش شکاف تولید از روند بلند مدت آن خواهد بود. از آزمون همجمعی جوهانسون جوسیلیوس<sup>۹</sup> نیز برای بررسی همگرایی متغیرها در بلند مدت استفاده می‌کنیم در مرحله آخر میزان و اندازه (درصد) این اثرگذاری مشخص می‌گردد، یعنی با استفاده از آزمون تجزیه واریانس میزان تغییرات ادوار تجاری منبعث از شوک‌های متغیرهای مستقل مورد نظر در دوره‌های مختلف بررسی خواهد شد.

### مبانی نظری

بسیاری از اقتصاددانان توافق دارند که محرک و علت ادوار تجاری می‌تواند شامل تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی، تغییر در تقاضای مصرفی و سرمایه‌گذاری، تکانه‌های تجاری مانند تکانه ناشی از تغییر قیمت نفت و فناوری باشد. اما درباره این که کدام یک از این تکانه‌ها برای توصیف نوسانات ادوار تجاری اهمیت بیشتری دارند، توافق ندارند. اقتصاددانانی نظیر شومپتر<sup>۱۰</sup> (۱۹۱۲)، گلد اسمیت<sup>۱۱</sup> (۱۹۶۹)، مک‌کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) بر این باورند که بازارهای مالی در فرآیند توسعه و رشد اقتصادی نقش دارند و تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط مؤسسات مالی، می‌تواند بخش مهمی از تفاوت نرخ رشد کشورها را

مدت خود است. هنگامی که این سطح نسبت به روند بالاتر باشد، دوران رونق و اوج و هنگامی که نسبت به روند پایین تر باشد، دوران حسیض و رکود در یک چرخه تجاری است (قلیچ، ۱۳۹۳).

دورنبوش<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۲) نیز چرخه‌های تجاری را فراز و فرودهای منظم رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد بلند مدت اقتصادی می‌داند. به عقیده او چرخه‌های تجاری نوسانات منظم و قاعده‌مند فعالیت‌های کلان اقتصادی هستند. از این رو هر نوسان مشاهده شده را نمی‌توان چرخه تجاری نامید (سلمان پور، جهان‌دیده و بهلولی، ۱۳۹۰).

در این تحقیق به طور خلاصه به این مطلب می‌پردازیم که نوسانات ادوار تجاری در اقتصاد ایران طی ۴۰ سال اخیر از کدام متغیرهای منتخب از بازار پول اثرپذیری داشته‌اند؟ به عبارت دیگر آیا تسهیلات بانکها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به تفکیک عقود اسلامی می‌توانند بر روند ادوار تجاری در اقتصاد ایران مؤثر باشند؟ این اثرپذیری چه میزان و در چه جهتی خواهد بود؟

بنابراین فرضیه‌های مورد بررسی نیز به شرح زیر خواهند بود:

- جمع کل تسهیلات بانکی دارای رابطه بلند مدت، منفی و معنادار با ادوار تجاری است. چون انتظار می‌رود با افزایش تسهیلات بانکها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، بنگاه‌های تولیدی منابع لازم جهت شروع سرمایه‌گذاری و تولید را در اختیار داشته باشند و در نتیجه با افزایش تولید، شکاف تولید ناخالص داخلی از روند بلند مدت آن کمتر شود.
- نقدینگی به عنوان متغیر مستقل اصلی از بازار پول، رابطه بلند مدت، مثبت و معنادار با ادوار تجاری خواهد داشت. چون انتظار می‌رود با افزایش نقدینگی در اقتصاد و در نتیجه کاهش تولید، شکاف تولید ناخالص داخلی از روند بلند مدت بیشتر شود.
- رابطه تسهیلات بانکی به تفکیک عقود اسلامی با ادوار تجاری در بلند مدت، معنادار و منفی خواهد بود. اطلاعات نشان می‌دهند بیش‌ترین تسهیلات

زودتر وارد تحلیل‌های اقتصادی می‌شد، فیشر می‌توانست پدیده وقوع بحران‌ها را با استفاده از این ابزار پویا بیان نماید، همان‌گونه که وی بهترین و غنی‌ترین نظریه پولی یعنی نظریه مقداری پول را با استفاده از قانون ترازو از فیزیک مطرح نمود (بیدآباد، ۱۳۹۲).

### • تعریف ادوار تجاری

اصطلاح دور تجاری یا دور اقتصادی، اشاره به نوسانات اقتصاد در تولید و یا فعالیت‌های اقتصادی در طول چند ماه یا چند سال دارد. این نوسانات پیرامون روند رشد بلند مدت اتفاق می‌افتد و به طور معمول شامل تغییرات در طول زمان بین دوره‌های رشد نسبتاً سریع اقتصادی (انبساط یا رونق) و دوره‌های رکود نسبی یا تنزل (انقباض یا رکود) می‌باشد (اوسالیوان و شفرین<sup>۱۶</sup>، ۲۰۰۳).

رایج‌ترین مفهوم ادوار تجاری، تعریف لوکاس<sup>۱۷</sup> (۱۹۷۷) از آن است. لوکاس، در مقاله خود با عنوان شناخت ادوار تجاری، سیکل‌های تجاری را انحرافات تکرار پذیر تولید ناخالص داخلی حقیقی حول روند بلند مدت آن می‌داند. طبق نظر لوکاس ساخت و فهم این نوع چرخه‌های تجاری نخستین گام در طراحی سیاست‌های تشبیتی است. همچنین لوکاس معتقد است که اکثر چرخه‌های تجاری از ویژگی مشترکی برخوردارند که شامل موارد زیر است:

- میزان تولید بخش‌های مختلف اقتصادی هم‌جهت تغییر می‌کنند.
- تولید کالاهای بادوام و سرمایه‌ای نسبت به تولید کالاهای بی‌دوام، نوسانات بیشتری دارد و سودهای تجاری، سازگاری بیشتر و نوسانات شدیدتری نسبت به سایر متغیرها دارند.
- قیمت‌ها و نرخ‌های بهره کوتاه مدت دارای نوسانات تجاری هم‌جهت هستند.
- حجم پولی به همراه افزایش سرعت گردش پول در مرحله رونق چرخه‌های تجاری افزایش می‌یابد. بنابراین مشخص می‌شود که تحلیل و بررسی چرخه‌های تجاری، همان تحلیل و بررسی نوسانات اقتصادی تولید ناخالص داخلی پیرامون مسیر بلند

مربوط به فروش اقساطی و کم‌ترین آن متعلق به قرارداد سلف است. لذا انتظار می‌رود بیشترین تأثیرگذاری بر ادوار تجاری از ناحیه فروش اقساطی باشد. همچنین انتظار می‌رود با توجه به شرایط تورمی در ایران قرض‌الحسنه نیز به عنوان یکی از تسهیلات مهم اسلامی بر تولید و در نتیجه شکاف آن با مقدار بلند مدتش مؤثر باشد و به طور کلی عقود مختلف تسهیلات سبب کاهش ادوار تجاری شوند.

### پیشینه پژوهش

اهمیت اعمال سیاست‌های ضد چرخه‌ای به منظور جلوگیری از نوسانات شدید تولید ناخالص داخلی و تقویت سطح ثبات و پایداری اقتصاد منجر به آن شده است که مطالعات چرخه‌های تجاری در بین محققین اقتصادی نقش مهمی داشته باشد. در این بخش به مهم‌ترین مطالعات انجام شده اشاره می‌شود:

### • مطالعات خارجی

فرارسی و همکاران<sup>۱۹</sup> (۲۰۱۴)، با استفاده از رویکرد TVAR و در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۴ به بررسی این مطلب پرداختند که چگونه شرایط بازارهای اعتباری اثربخشی سیاست‌های مالی را متأثر می‌کند و دریافتند که واکنش تولید به تکانه‌های سیاست مالی هنگامی که اقتصاد در رژیم اعتباری سخت قرار دارد، قوی‌تر و ماندگارتر است. باریچون و ماتیز<sup>۲۰</sup> (۲۰۱۴)، در مقاله‌ای به بررسی اثرات غیرخطی شوک‌های سیاست پولی با استفاده از توابع گوسین پرداختند و نشان دادند که اثر دخالت پولی به شدت اندازه و علامت مداخله و نیز وضعیت چرخه تجاری در زمان مداخله وابسته است. نتایج حاصل از بررسی نشان می‌دهد که سیاست انقباضی اثر معکوس و بزرگی بر روی تولید دارد. اما سیاست انبساطی تنها در زمانی که مداخله دولت زیاد است و اقتصاد در وضعیت رکود قرار دارد، اثرات اندکی بر روی تولید دارد. پردهان و ویدیا<sup>۲۱</sup> (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش VAR برای تست علیت گرنجری، به بررسی رابطه بین توسعه بخش بانکداری، توسعه بازار سهام، رشد اقتصادی و چهار متغیر کلان

اقتصادی در کشورهای ASEAN برای دوره ۲۰۱۲-۱۹۶۱ پرداختند. این مطالعه نشان می‌دهد توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام و دیگر متغیرهای اقتصاد کلان در تعیین رشد اقتصادی بلند مدت تأثیرگذارند. همچنین توسعه بخش بانکی، توسعه بازار سهام، رشد اقتصادی و چهار متغیر کلیدی اقتصاد کلان هم‌انباشته‌اند و رابطه بلند مدت بین آن‌ها وجود دارد. تمولا، آددیسی و اولویل<sup>۲۲</sup> (۲۰۱۲) ارتباط بین وام‌های بانکی، رشد اقتصادی و بخش صنعت در نیجریه در یک سری زمانی ۳۶ ساله (۲۰۰۹-۱۹۷۳) را با روش تصحیح خطای برداری (VECM) بررسی نموده و نشان می‌دهند که نرخ وام‌های بانکی تولید صنعت را به طور معنی داری تحت تأثیر قرار می‌دهد. ژاوو و هسو<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۸) با مطالعه چرخه‌های تجاری حقیقی و سیاست‌های مالی کشور چین دریافتند که نرخ رشد بهره‌وری عوامل کل دلیل اصلی نوسانات اقتصادی بوده است. همچنین مشخص گردید که تغییر سیاست در مخارج دولت قادر است دلیل نوسانی‌تر شدن مصرف نسبت به تولید را بیان نماید. کاواتا و راماسوامی<sup>۲۴</sup> (۱۹۹۸) در مطالعه خود با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری به بررسی علل رکود سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۹۲ در انگلستان پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق مبتنی بر این است که رکود این سال‌ها بیشتر به دلیل 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 است بر استمرار مدت زمان رکود در انگلستان. الس بولیر<sup>۲۵</sup> (۱۹۹۶) در مطالعه خود به بررسی رابطه میان اعتبارات بانکی و ادوار تجاری در چکسلواکی (تحت برنامه ریزی مرکزی) پرداخته است. برای این منظور از داده‌های فصلی ۱۹۹۰-۱۹۷۶ و روش‌های هم‌انباشتگی و خودهمبستگی برداری استفاده کرده تا ارتباط بلند مدت و علیت گرنجری مستقیم بین معیارهای متفاوت اعتبارات بانکی و بازده صنعتی را آزمون کند. نتایج آزمون، وجود ارتباط بلند مدت میان بخش‌های واقعی مالی در اقتصاد برنامه‌ریزی شده را نشان می‌دهد.

## • مطالعات داخلی

جعفری صمیمی، احسانی، طهرانچیان و غلامی (۱۳۹۶)، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی و اعتبارات بانکی در دوران رونق و رکود در ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۴:۱۳۹۲-۱۳۷۶:۱ می‌پردازند. یافته‌های مقاله آن‌ها نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر روی تولید در رژیم‌های بالا و پایین از لحاظ شدت و جهت اثرگذاری متفاوت می‌باشد. به عبارت دیگر اثر سیاست‌های پولی و اعتبارات بانکی بر اقتصاد ایران نامتقارن می‌باشد. شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۵)، در مطالعه خود با استفاده از یک مدل استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی با مدل‌سازی بخش بانکی، نوسانات اقتصاد کلان و کانال انتقال پولی در اقتصاد ایران ارزیابی شده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد ورود بخش بانکی در مدل DSGE، ارزیابی نوسانات اقتصاد کلان را بهبود می‌بخشد. همچنین نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد حرکت متغیرهای بخش بانکی هم‌جهت با ادوار تجاری ایران است که امکان توضیح نقش بانک‌ها به عنوان شتابدهنده مالی و تبیین کانال انتقال پولی در اقتصاد ایران را در این مقاله فراهم کرده است. جباری و قربانی (۱۳۹۵)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر اعطای تسهیلات بانکی بر نوسانات تولید طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۵ به صورت داده‌های فصلی پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است تسهیلات اعطایی بانک‌های کشور که به صورت بانکداری بدون ربا (بانکداری اسلامی) فعالیت می‌کنند، بر ثبات اقتصادی تأثیر معنی‌داری نداشته است و علت آن است که به رغم وجود قوانین بانکداری اسلامی، بانک‌های کشور در اجرای آن‌ها تلاش نمی‌کنند. انواری و گرجی (۱۳۹۴)، به بررسی نقش بانک مرکزی و سیاست‌های پولی در بروز سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۲ با تواتر داده‌های فصلی این موضوع بررسی شد. در این راستا با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) و ابزارهای تحلیل آن نشان داده شد که

نوسانات نقدینگی نسبت به نوسانات تولید پیشرو می‌باشد. براساس نتایج به دست آمده مشخص شد اوج-های (حضیض‌های) نرخ تغییر نقدینگی تقریباً حدود ۹ (۶) ماه از اوج‌های (حضیض‌های) سطح فعالیت اقتصادی جلوتر بوده است. این امر می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که نوسانات و تغییرات در نرخ رشد نقدینگی به عنوان شاخصی برای سیاست پولی در اقتصاد ایران یکی از عوامل ایجاد کننده سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌باشد. بیدآباد (۱۳۹۲)، ضمن بحث در نظریات سیکل‌های اقتصادی با تجزیه بازار پول به دو بازار پس‌انداز-سپرده‌گذاری و سرمایه‌گذاری-تسهیلات ساختار رفتار سپرده‌گذاران، بانک و سرمایه‌گذاران را بررسی کرده و به این نتیجه می‌رسد که ساختار بانکداری متعارف موجب تموجات در بخش پول و نرخ‌های بهره می‌شود. این تموجات از طریق پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به بخش حقیقی اقتصاد وارد شده و اقتصاد را دچار نوسان می‌نماید. با بررسی ریاضی این موضوع نشان داده می‌شود که ساختار بانکی از عوامل اساسی ایجاد سیکل‌های اقتصادی هستند. بر این اساس راه حل حذف ربا به معنی اتصال مستقیم سرمایه‌گذاری به پس‌انداز از طریق بانکداری مشارکت در سود و زیان راستین پیشنهاد می‌گردد. حیدری و ملامهرامی (۱۳۹۰)، در مقاله خود، تأثیر شوک‌های اعتباری شامل شوک نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد و بر تصمیمات بهینه سرمایه‌گذاری بخش خانوار را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به نرخ سود سپرده ها، 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 می‌گردد. گرجی و اقبالی (۱۳۸۸)، در مقاله خود به بررسی نقش عوامل پولی و مالی بر روی نوسانات تولید در اقتصاد ایران با استفاده از روش خود توضیح برداری (VAR) پرداخته‌اند و نتایج مقاله نشان داد که گرچه 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 می‌باشد.

آنچه سبب تمایز این مطالعه با سایر مطالعات می‌شود، آن است که اکثر مطالعات اثر شوک‌های اقتصادی را بر متغیر تولید بررسی کرده‌اند، لیکن نگارنده در این مطالعه قصد دارد اثر شوک‌های اعتباری و پولی را بر متغیر ادوار تجاری یا شکاف تولید ناخالص داخلی از روند بلند مدت آن بررسی نماید. از طرفی بررسی اثربخشی تسهیلات اعتباری بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به تفکیک عقود اسلامی به عنوان اولین نمونه تحقیقی است که در مطالعات اقتصادی در حوزه ادوار تجاری و شوک‌های مؤثر بر نوسانات آن انجام شده است.

#### تصریح مدل و متغیرهای تحقیق

متغیرهای منتخب جهت تخمین مدل در این مطالعه به تفکیک دو دسته متغیر وابسته و متغیرهای مستقل عبارتند از:

متغیر اصلی تحقیق (متغیر وابسته):

- ادوار تجاری ایران (Cycle) میلیارد ریال (این متغیر مشتق شده از متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ بدون نفت (GDP)، با واحد میلیارد ریال است که در بخش مبانی نظری تعریف شد و در بخش روش تحقیق با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات محاسبه می‌شود).

متغیرهای منتخب از بازار پول (متغیرهای مستقل

جهت بررسی شوک):

- نقدینگی (M) میلیارد ریال
- تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی (Facility) میلیارد ریال (شامل قرض‌الحسنه، مضاربه، سلف، مشارکت مدنی، جعاله، فروش اقساطی، مرابحه، استصناع، اجاره به شرط تملیک، مسکن، مشارکت حقوقی، سرمایه‌گذاری مستقیم، خرید دین، اموال معاملات، مطالبات سررسید گذشته و معوق و سایر).

تمامی متغیرها از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به صورت سالیانه استخراج شده‌اند و فصل مشترک زمانی آن‌ها در برآورد نهایی مدل از سال ۱۳۶۳ تا سال ۱۳۹۶ خواهد بود. از آنجا که عقود اسلامی شامل مرابحه، استصناع، مسکن، خرید دین، اموال معاملات، مطالبات سررسید گذشته و معوق و سایر عقود اسلامی کاربرد کمی در بانک‌های ایران دارند و نتیجتاً داده‌های مستخرج از بانک مرکزی برای این متغیرها اندک است، لذا به جمع کل تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی که شامل همه انواع عقود اسلامی می‌باشد، اکتفا می‌کنیم).

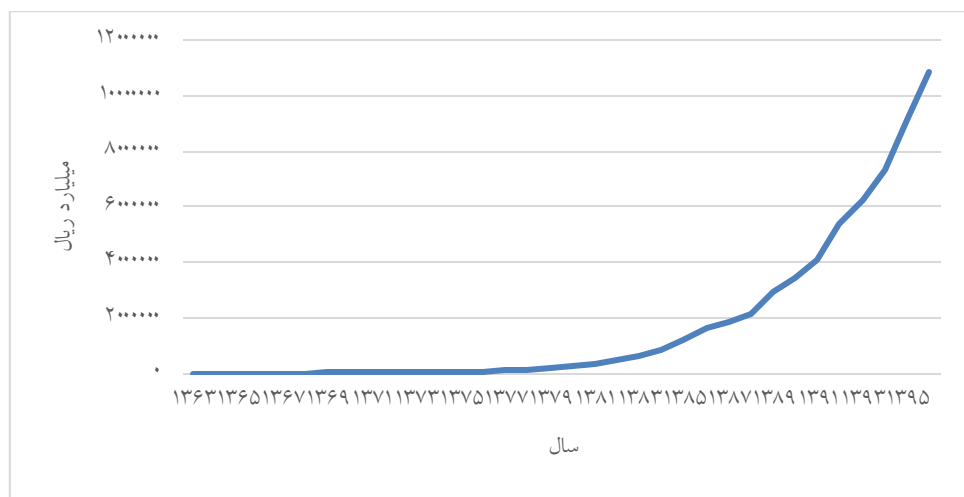
تسهیلات بانکی همان خروجی‌های اصلی بانک‌ها هستند که از طریق آن‌ها نقدینگی‌های سرگردان جامعه، به مبادی تعریف شده و هدفمند اقتصادی تزریق می‌شوند. بدین معنی که یک بانک با تجهیز منابع (شامل سرمایه و حقوق صاحبان سهام و انواع سپرده‌ها و یا سایر بدهی‌ها) آن‌ها را در راستای اهداف از قبل تعیین شده به مصرف می‌رساند. مؤسسات مالی و اعتباری غیربانکی، مؤسساتی هستند که به عنوان واسطه و جوه در بازارهای مالی به فعالیت پرداخته و هرچند خدمات آن‌ها در بسیاری از زمینه‌ها شبیه خدمات ارائه شده توسط بانک‌ها می‌باشد، ولی آن‌ها بانک نیستند. در ایران این مؤسسات در صورت اخذ مجوز از بانک مرکزی، فعالیتی شبیه بانک‌ها داشته و فقط مجاز به افتتاح حساب جاری نمی‌باشند، شامل صرافی‌ها و صندوق‌های پس‌انداز و وام (شیوا، ۱۳۷۸). نمودار این متغیر و روند رو به رشد آن طبق شکل زیر قابل مشاهده می‌باشد:

تعریف عقود اسلامی منتخب در این مطالعه، طبق تعریف بانک مرکزی به صورت زیر است:

- قرض‌الحسنه عقدی است که به موجب آن یکی از طرفین (قرض‌دهنده) مقدار معینی از مال خود را به طرف دیگر (قرض‌گیرنده) تملیک می‌کند که قرض‌گیرنده مثل و یا در صورت عدم امکان قیمت آن را به قرض‌دهنده رد نماید. بانک‌ها در موارد ذیل می‌توانند مبادرت به پرداخت قرض‌الحسنه نمایند:

(ب) کمک به امر افزایش تولید با تأکید بر تولیدات کشاورزی، دامی، صنعتی  
(ج) رفع احتیاجات ضروری.

(الف) تأمین وسایل و ابزار و سایر امکانات لازم برای ایجاد کار جهت کسانی که فاقد اینگونه امکانات می‌باشند در شکل تعاونی.



شکل (۱): تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی در ایران (میلیارد ریال)

نقدی (منابع) لازم را در اختیار عامل اعم از شخص حقیقی یا حقوقی قرار دهند.

- منظور از معامله سلف پیش خرید نقدی محصولات تولیدی به قیمت معین می‌باشد. بانک‌ها می‌توانند به منظور ایجاد تسهیلات لازم جهت تأمین سرمایه در گردش واحدهای تولیدی، اعم از اینکه مالکیت این واحدها متعلق به شخص حقیقی یا حقوقی باشد منحصرأ بنا به درخواست این‌گونه واحدها مبادرت به پیش خرید محصولات تولیدی آنها نمایند.

- مشارکت مدنی عبارتست از درآمیختن سهم‌الشرکه نقدی و یا غیرنقدی به اشخاص حقیقی و یا حقوقی متعدد به نحو مشاع به منظور انتفاع، طبق قرارداد. مشارکت مدنی توسط بانک‌ها به منظور ایجاد تسهیلات لازم برای فعالیتهای تولیدی، بازرگانی و خدماتی صورت خواهد گرفت و موضوع مشارکت باید مشخص باشد.

- جعاله عبارتست از التزام شخص جاعل یا کارفرما به ادای مبلغ یا اجرت معلوم (جعل) در مقابل انجام عملی معین طبق قرارداد، طرفی که عمل را انجام می‌دهد عامل یا پیمان‌کار نامیده می‌شود.

تعریف عقود اسلامی منتخب در این مطالعه، طبق تعریف بانک مرکزی به صورت زیر است:

- قرض‌الحسنه عقدی است که به موجب آن یکی از طرفین (قرض‌دهنده) مقدار معینی از مال خود را به طرف دیگر (قرض‌گیرنده) تملیک می‌کند که قرض‌گیرنده مثل و یا در صورت عدم امکان قیمت آن را به قرض‌دهنده رد نماید. بانک‌ها در موارد ذیل می‌توانند مبادرت به پرداخت قرض‌الحسنه نمایند:

(الف) تأمین وسایل و ابزار و سایر امکانات لازم برای ایجاد کار جهت کسانی که فاقد اینگونه امکانات می‌باشند در شکل تعاونی.

(ب) کمک به امر افزایش تولید با تأکید بر تولیدات کشاورزی، دامی، صنعتی  
(ج) رفع احتیاجات ضروری.

- مضاربه قراردادی است که به موجب آن یکی از طرفین (مالک) عهده‌دار تأمین سرمایه (نقدی) می‌گردد، با قید اینکه طرف دیگر (عامل) با آن تجارت کرده و در سود حاصله شریک باشند. بانک‌ها می‌توانند به منظور ایجاد تسهیلات لازم جهت گسترش امور بازرگانی به عنوان مالک، سرمایه



شاخص‌های هم‌حرکتی، تغییرپذیری و پایداری برای متغیرهای روندزدایی شده، بررسی شود و متغیرها از لحاظ جهت و زمان حرکت در طول چرخه‌ها طبقه‌بندی شوند.

### ➤ هم‌حرکتی

یکی از حقایق آشکار شده ادوار تجاری، وجود هم‌حرکتی بین متغیرهای کلان اقتصادی است. در تحقیقات انجام شده برای محاسبه شدت هم‌حرکتی، از شاخص ضریب همبستگی متقابل<sup>۲۷</sup> استفاده می‌شود، که شدت هم‌حرکتی بین متغیر مورد بررسی و تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. ضریب مثبت نشان - دهنده 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:

$$\rho_{xy} = \frac{c_{xy}(l)}{\sqrt{c_{xx}(0)c_{yy}(0)}} \quad l = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm n$$

رابطه (۱)

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  $\pm \frac{1.96}{\sqrt{T}}$  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  $|\rho_{xy}(0)| \geq 0.4$  و این همبستگی پایین خواهد بود اگر  $0.3 \leq |\rho_{xy}| \leq 0.4$  و زمانی بدون همبستگی است که  $|\rho_{xy}| \leq 0.3$  و حالت اخیر غیرچرخه‌ای نامیده می‌شود.

۲. اگر ضریب همبستگی برای مقادیر قبل از وقفه  $L=0$  بیشتری مقدار را داشته باشد، آن متغیر پیشرو و در صورتی که مقادیر بعد از وقفه  $L=0$  بیشترین مقدار را اتخاذ کند، آن متغیر مؤخر محسوب می‌شود.

- منظور از فروش اقساطی عبارتست از واگذاری عین به بهای معلوم به غیر به ترتیبی که تمام یا قسمتی از بهای مزبور به اقساط مساوی یا غیرمساوی در سررسید یا سررسیدهای معین دریافت گردد. قراردادهای فروش اقساطی در سه نوع هستند و عبارتند از: فروش اقساطی جهت تأمین سرمایه در گردش واحدهای تولیدی، فروش اقساطی وسایل تولید، ماشین‌آلات و تأسیسات و فروش اقساطی مسکن

- اجاره به شرط تملیک: اجاره به شرط تملیک عقد اجاره‌ای است که در آن شرط شود مستاجر در پایان مدت اجاره و در صورت عمل به شرایط مندرج در قرارداد، عین مستاجره را مالک گردد. بانک‌ها می‌توانند به منظور ایجاد تسهیلات لازم جهت گسترش امور خدماتی، کشاورزی، صنعتی و معدنی، به عنوان موجر، مبادرت به معاملات اجاره به شرط تملیک نمایند.

- منظور از مشارکت حقوقی عبارتست از تأمین قسمتی از سرمایه شرکت‌های سهامی جدید و یا خرید قسمتی از سهام شرکت‌های سهامی موجود، بانک‌ها می‌توانند به منظور ایجاد تسهیلات لازم برای گسترش فعالیت بخش‌های مختلف تولیدی، بازرگانی و خدماتی، قسمتی از سرمایه مورد نیاز شرکت‌های سهامی را که برای امور مذکور تشکیل شده و یا می‌شوند، تأمین نمایند.

- سرمایه‌گذاری مستقیم عبارتست از تأمین سرمایه لازم جهت اجرای طرح‌های تولیدی و طرح‌های عمرانی انتفاعی توسط بانک‌ها. نسبت سرمایه به کل منابع مالی لازم برای اجرای طرح، تا مرحله بهره‌برداری نباید از چهل درصد کمتر باشد.

### • حقایق آشکار شده ادوار تجاری

از جمله عواملی که ممکن سبب نوسانات ادوار تجاری باشند، بازارهای مالی از طرف تقاضای اقتصاد است. برای بررسی صحت این مسئله و جهت شناسایی حقایق آشکار شده از ادوار تجاری (ماچادو<sup>۲۶</sup>، ۲۰۰۱) و محرک اصلی آن برای اقتصاد ایران ابتدا باید

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

همچنین، اگر حداکثر ضریب در وقفه  $L=0$  باشد، متغیر همزمان تشخیص داده می شود (هادیان و هاشم پور، ۱۳۸۲).

### ➤ پایداری

پایداری به این معنی است که نوسانات یک متغیر تا چه حد تمایل به تداوم قبل از برگشتن به روند بلند مدت دارد. شاخص پایداری، ضریب خودهمبستگی مرتبه اول است که درجه چسبندگی یا تداوم متغیر مورد بررسی را اندازه گیری می کند (مک گو<sup>۲۹</sup>، ۱۹۹۵).

### ➤ تغییرپذیری

به منظور محاسبه تغییرپذیری نسبی متغیرها، انحراف معیار آن ها 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 جهت انتخاب علت ادوار تجاری است. براساس مطالعه کامیل و لورنزو<sup>۲۸</sup> (۱۹۹۸) متغیری که از تغییرپذیری نسبی بالاتر از عدد ۲

جدول (۱): شاخص های شناسایی علت ادوار تجاری

متغیر	پایداری	تغییرپذیری	هم حرکتی		
			t-1	t	t+1
تولید	۰/۹۱۹	۱	---	---	---
قرض الحسنه	۰/۷۹	۰/۲۸	۰/۶۵	۰/۸۴	۰/۷۸
مضاربه	۰/۹۱	۰/۱۲	۰/۸۹۳	۰/۹۶	۰/۸۹۱
سلف	۰/۸۰	۰/۰۳	۰/۶۳	۰/۷۴	۰/۶۵
مشارکت مدنی	۰/۷۲	۱/۲۸	۰/۵۷	۰/۵۳۹	۰/۵۳۳
جعاله	۰/۸۱	۰/۲۳	۰/۷۰	۰/۸۷	۰/۸۱
فروش اقساطی	۰/۸۲	۱/۴۷	۰/۷۴	۰/۹۱	۰/۸۴
اجاره به شرط تملیک	۰/۸۶	۰/۰۲	۰/۸۳	۰/۹۲	۰/۸۴
مشارکت حقوقی	۰/۸۳	۰/۱۷	۰/۶۴	۰/۸۰	۰/۷۳
سرمایه گذاری مستقیم	۰/۸۷	۰/۰۴	۰/۷۳	۰/۸۶	۰/۸۰
تسهیلات	۰/۷۴	۳/۱۵	۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۵۷
نقدینگی	۰/۷۲	۳/۴۸	۰/۶۴	۰/۵۹	۰/۵۸

تغییرپذیری متغیرهای نقدینگی، تسهیلات (جمع کل) را با تغییرپذیری بالا و متغیرهای فروش اقساطی و مشارکت مدنی را با تغییرپذیری ملایم به عنوان متغیر پیشرو تأیید می کند. سایر عقود مختلف از تسهیلات بانکی به دلیل تغییرپذیری پایین نمی توانند برای متغیر ادوار تجاری پیشرو باشند. اما در نهایت شاخص هم حرکتی از بین متغیرهای منتخب، متغیر فروش اقساطی را به دلیل هم زمانی متغیر با ادوار تجاری رد می کند. لذا در نهایت تنها قرارداد اسلامی از بین عقود مختلف بررسی شده، که طبق جدول فوق علت ادوار

دو شرط اصلی برای اینکه یک متغیر را بتوان به عنوان محرک اصلی سیکل های تجاری معرفی کرد، پیشرو بودن متغیر با همبستگی بالا و تغییرپذیری نسبی بالا (یا ملایم) آن متغیر در مقایسه با سیکل های تجاری است، چرا که تغییرپذیری نسبی، توانایی متغیر در تولید چرخه را نشان می دهد و ضریب همبستگی متقابل نیز ارتباط بین دو متغیر را بیان می کند (اسفندیاری و موسوی، ۱۳۹۰).

نتایج جدول ۱ نشانگر آن است که تمامی متغیرها از درجه پایداری بسیار بالایی برخوردار می باشند. شاخص

روش‌هاست.

این فیلتر در واقع با حداقل کردن مجموع مجذور انحراف متغیر از روند آن ادوار تجاری را به دست می‌آورد:

$$\sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(Y_{t+1}^{tr} - Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \quad \text{رابطه (۲)}$$

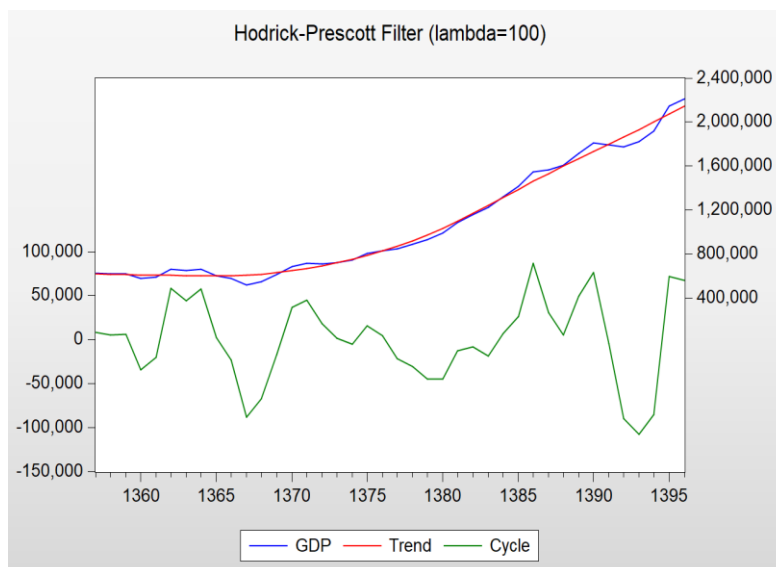
که در آن  $Y_t$  متغیر و  $Y_{tr}$  روند آن و  $T$  تعداد مشاهدات است و همچنین  $\lambda$  عامل موزون‌کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند که با توجه به مطالعه ماراول و دل‌ریو<sup>۳۰</sup> (۲۰۰۱) برای داده‌های سالیانه ۱۰۰ لحاظ می‌شود. در شکل یک منحنی تولید به همراه روند بلند مدت آن و نیز ادوار تجاری که با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۷ استخراج شده، نشان داده شده است:

تجاری شناسایی می‌گردد، متغیر مشارکت مدنی می‌باشد. دو متغیر مستقل دیگر یعنی تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات غیربانکی و نقدینگی نیز با تغییرپذیری بالا و همبستگی پیشرو، از عوامل مؤثر بر ادوار تجاری شناخته می‌شوند. به همین منظور در ادامه به بررسی اثرات این متغیرها بر ادوار تجاری می‌پردازیم.

### روش پژوهش

#### • فیلتر هودریک پرسکات

در سالیان اخیر روش‌های متعددی جهت استخراج چرخه‌ها و روندهای زمانی از یک سری زمانی طراحی و معرفی شده که هر یک از دریچه‌های سعی در نیل به هدف مورد نظر داشته‌اند. در این بین الگوی معرفی شده توسط دو تن از اقتصاددانان برجسته، هودریک و پرسکات توجه بسیاری از محققین را به خود جلب نموده و در این راستا این روش، یکی از پرکاربردترین



شکل (۲): تولید ناخالص داخلی، روند بلند مدت و ادوار تجاری ایران ۱۳۹۶-۱۳۵۷ (میلیارد ریال)

نوسانات نماید. در ادامه به تحلیل ادوار تجاری ایران به کمک مدل مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم.

#### • مدل مارکوف-سوئیچینگ

برای استفاده از این مدل باید مقادیر وقفه متغیر  $n$  و تعداد رژیم‌های مورد نظر  $m$  را به دست آورد. تعداد

نتایج حاکی از آن است که در طول بازه زمانی مورد نظر، رونق و رکود برای تولید اقتصاد ایران به طور متوالی و متعدد رخ داده است. این رکودها و رونق‌ها در اقتصاد ایران دارای خصوصیات متفاوت و ویژگی‌های متمایزی هستند که استخراج و تحلیل این خصوصیات می‌تواند کمک شایانی به شناخت و مدیریت این

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

جدول (۴): احتمال انتقال رژیم در مدل مارکوف سوئیچینگ

رژیم	رکود	رونق
رکود	۰/۸۶	۰/۱۴
رونق	۰/۲۷	۰/۷۳

نتایج جدول ۴ نشان‌گر آن است که احتمال وقوع رونق به شرط رونق و رکود به شرط رکود به ترتیب بیش از ۷۰ و ۸۰ درصد است. از سوی دیگر احتمال وقوع رکود، زمانی که دوره فعلی رونق است، ۲۷ درصد بوده و احتمال وقوع رونق، اگر دوره کنونی رکود باشد، ۱۴ درصد است.

با استفاده از نتایج فوق می‌توان متوسط دوره باقی ماندن در رکود و یا متوسط دوره باقی ماندن در وضعیت رونق را محاسبه نمود:

$$\text{متوسط باقی ماندن در دوره رونق} = 1 / (1 - 0/73) = 3/66$$

$$\text{متوسط باقی ماندن در دوره رکود} = 1 / (1 - 0/86) = 6/93$$

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

• معرفی مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

در دهه ۱۹۷۰ که مفهوم نامانایی برای اولین بار مطرح شد، اولین واکنش‌ها این بود که برای مانا کردن سری‌های زمانی، از تفاضل مرتبه اول استفاده شود. اما در مواقعی که رابطه بین خود متغیرها، مورد نظر باشد، چنین روشی نمی‌تواند مناسب باشد. هر چند که ممکن است این روش از نظر آماری معتبر باشد، ولی چنین مدل‌هایی که بر مبنای تفاضل مرتبه اول هستند، نمی‌توانند بیانگر راه‌حل‌های بلندمدت باشند. در واقع ایراد اساسی این روش این است که با تفاضل‌گیری اطلاعات بلندمدت از بین می‌رود. وجود همجمعی بین

رژیم‌ها در این تحقیق دو ( $n=2$ ) 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 قابل مشاهده است:

جدول (۲): معیارهای سنجش وقفه بهینه برای مدل مارکوف سوئیچینگ

مدل	آکائیک	بیزی- شوارتز	هنان- کوئین
مارکوف سوئیچینگ با وقفه (1) AR	۲۴/۱۷	۲۴/۲۶	۲۴/۴۳
مارکوف سوئیچینگ با وقفه (2) AR	۲۴/۴۸	۲۴/۵۷	۲۴/۷۳
مارکوف سوئیچینگ با وقفه (3) AR	۲۴/۳۳	۲۴/۴۲	۲۴/۵۹
مارکوف سوئیچینگ با وقفه (4) AR	۲۴/۵۳	۲۴/۶۲	۲۴/۸۰

مقدار آماره‌های فوق در وقفه اول (AR(1) کمترین مقدار را دارا هستند، اما از آنجایی که علاوه بر حداقل مقدار آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین و هنان کوئین (پس از وقفه اول)، معناداری متغیرها نیز در وقفه سوم اتفاق می‌افتد، در نتیجه (AR(3) به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم و سه وقفه در جدول ۳ آورده شده است:

جدول (۳): نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ

متغیر	ضریب	Std. error	Z-statistic	Prob
C(1)	-۴۵۵۴۵/۷۴	۱۳۳۹۹/۸۹	-۳/۳۹	۰/۰۰
C(2)	۲۱۵۰۸/۹۶	۵۳۸۹/۲۱۲	۳/۹۹	۰/۰۰
AR(3)	-۰/۵۹۳۸	۰/۱۷۵	-۳/۳۹	۰/۰۰
Log(Sigma)	۱۰/۲۳	۰/۱۶۳	۶۲/۷۲	۰/۰۰

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

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 نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند (نوفرستی (۱۳۷۸)).

با توجه به اینکه مدل VAR همان خودرگرسیون اما به صورت برداری و شامل  $n$  متغیر می‌باشد، در صورت وجود بردار همجمعی بین متغیرهای انباشته مدل، به جای الگوی VAR از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌گردد. برای تخمین ضرایب الگوی VECM کافی است که 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 (نوفرستی، ۱۳۷۸).

دلیل انتخاب مدل VAR برای این پژوهش به این منظور بوده است که این الگو رابطه بلند مدت بین متغیرها را تعیین می‌کند و از طرفی توانایی توضیح روابط کوتاه مدت بین متغیرها را نیز دارد و در نهایت رابطه VAR در راستای ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهاست. دلایلی که مدل VAR برای بررسی در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است، به شرح زیر است:

- می‌توان رابطه علت و معلولی را با استفاده از سری‌های زمانی این سیستم در هر اقتصاد خاص مورد مطالعه قرار داد. این رهیافت برای اقتصاد کلان و برخی از سنجی‌های دیگر در کشورهای جهان سوم که فاقد نظریه اقتصادی منسجم (همانند اقتصادهای پیشرفته و مبتنی بر بازار) می‌باشند، بسیار مفید است و بدین وسیله می‌توان متغیرهای کلیدی را در آن اقتصاد خاص شناخته و تئوری به دست آمده در مورد آن اقتصاد را توسعه داد.
- کاربرد مفید دیگر سیستم‌های VAR مطالعه زمان‌بندی شوک‌های اقتصادی است. اگر سیستم، نمایش واقعی اقتصاد باشد؛ آنگاه می‌توان دریافت که

شوکه‌های وارده بر اقتصاد طی چه مدت زمانی به طول می‌انجامد. حداکثر اثرهای آن‌ها در چه دوره زمانی پس از وقوع شوک حاصل می‌گردد. مطالعه این شوک‌ها و این زمان‌بندی آن‌ها روشی است برای شناسایی پویایی اقتصادها، زیرا در هر اقتصاد متناسب با خصوصیات خاص آن شوک‌های یکسان اثرهای متفاوتی به جا می‌گذارند و مطالعه شوک‌ها و دوره‌های زمانی متناظر با آن‌ها می‌تواند سیاست‌گذاران را در 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 مطالعات بررسی می‌گردد که هر متغیر کلیدی در اقتصاد تا چه حد در تغییرات متغیر دیگر دارای سهم است.
- در مدل VAR نیازی به نگرانی در مورد درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها نیست، تمامی متغیرها در مدل درون‌زا هستند.
- تخمین مدل ساده و آسان می‌باشد و از روش متعارف OLS می‌توان برای هر یک از معادلات به صورت جداگانه استفاده کرد.
- پیش‌بینی‌هایی که از این روش به دست می‌آید در بسیاری از موارد بهتر از نتایج مدل‌های معادلات پیچیده همزمان است (ابونوری و همدانی، ۱۳۸۹).

رابطه ریاضی این مدل در شرایطی که ادوار تجاری متغیر اصلی باشد، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \alpha_3 \Delta Z_{t-1} + \alpha_4 \Delta V_{t-1} + \lambda ECT + u \quad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه ۳ متغیر  $Y_t$ ؛ ادوار تجاری (شکاف تولید ناخالص داخلی از روند بلند مدت آن) به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای  $X_t$  و  $Z_t$  و  $V_t$ ، نقدینگی، تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و قرارداد مشارکت مدنی به عنوان متغیرهای مستقل هستند.

در رابطه سه،  $ECT$ <sup>۳۱</sup> جمله تصحیح خطا،  $\lambda$  ضریب تصحیح خطا و بیانگر روند تعادلی بلند مدت و  $u$  نیز به

عنوان جزء خطا به کار می‌روند. اگر ضریب تصحیح خطا از لحاظ آماری معنادار باشد، وجود رابطه بین این متغیرهای معادله در بلندمدت پذیرفته می‌شود. به همین ترتیب، اگر ضرایب  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  و  $\alpha_3$  و  $\alpha_4$  در معادله از لحاظ آماری معنادار باشند، آنگاه رابطه تعادلی کوتاه‌مدت میان متغیرهای تحقیق نیز پذیرفته خواهد شد.

### ➤ آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای الگو

عدم پایایی داده‌های آماری، خطای رگرسیون کاذب را افزایش می‌دهد. برای آزمون پایایی از آزمون ریشه

واحد دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. به این صورت که اگر قدر مطلق آماره  $ADF^{32}$  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 تعمیم یافته روی تفاضل داده‌ها اجرا می‌شود. اگر قدر مطلق آماره ADF محاسبه شده برای سری یک بار تفاضل‌گیری شده، 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 (۵): آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح متغیرها

نتایج آزمون ایستایی	مقدار بحرانی (Critical Value)			آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)		متغیر
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد	تفاضل مرتبه اول	سطح	
I(1)	-۱/۶۱	-۱/۹۴	-۲/۶۲	-۲/۷	۶/۰۵	تولید
I(1)	-۲/۶۲	-۲/۹۶	-۳/۶۷	-۶/۸۹	-۰/۴۱	نقدینگی
I(1)	-۲/۶۱	-۲/۹۵	-۳/۶۴	-۵/۷۶	-۲/۰۹	تسهیلات
I(1)	-۲/۶۳	-۲/۹۹	-۳/۷۳	-۴/۱۰	۴/۷۲	مشارکت مدنی

### ➤ بررسی همجمعی متغیرها

همجمعی<sup>۳۳</sup> از جمله موضوعات مهم در ارتباط با سری های زمانی می‌باشد و به معنای وجود رابطه تعادلی و بلند مدت بین متغیرهای سری زمانی است (نوفرستی، ۱۳۷۸). نکته اساسی این است که برای استفاده از آزمون همگرایی بررسی پایایی متغیرها الزامی است (که در جدول ۵ بررسی شد) و علاوه بر آن لازم است تا متغیرها از درجه همگرایی یکسانی برخوردار باشند. آزمونی که در نرم‌افزار Eviews جهت بررسی همگرایی در دسترس است، تحت آزمون جوهانسون شناخته شده است (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴). نتایج حاصل از این آزمون به شرح زیر است:

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

فرض صفر نشانگر وجود ریشه واحد و فرض یک، عدم وجود ریشه واحد برای همه متغیرهاست. نتایج حاصل در جدول ۵ ارائه شده است. آزمون‌های انجام شده (ADF)، در نهایت نشان می‌دهند که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای سطح هر چهار متغیر و در تمام سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشانگر رد فرض مذکور برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، تسهیلات و مشارکت مدنی است. بنابراین تمامی متغیرهای به کار رفته در مدل غیر پایا هستند، یعنی  $I(1)$  و حاوی ریشه واحد و یا روند تصادفی می‌باشند. نتایج آزمون‌های ریشه واحد با توجه به نامانایی متغیرها در سطح و ایستایی آن‌ها در تفاضل مرتبه اول، استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) را به جای مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) تأیید می‌کند.

قالب الگوی رگرسیون خطی در نظر گرفته شده است. داده‌ها به صورت سالانه و برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۳ بکار رفته‌اند و متغیرها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار می‌گیرند. فرم تبعی مدل مورد استفاده به قرار زیر است:

$$CLY = f(LM, LF, LPFA) \quad (4)$$

که در آن CLY : ادوار تجاری محاسبه شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ بدون نفت، LM : لگاریتم نقدینگی، LF : لگاریتم تسهیلات بانکی و مؤسسات اعتباری غیربانکی، LPFA : لگاریتم قرارداد مشارکت مدنی می‌باشد.

نتایج حاصل از مدل VECM (براساس وقفه یک دورهای) در جدول ۷ آورده شده است (مقادیر داخل پرنتر آماره t است و تمامی متغیرها معنادار می‌باشند):

$$D(LCY) = C(1) * (LCY(-1) - 0.0884131084202 * LM(-1) + 0.0420574972888 * LF(-1) + 0.0379994765517 * LPFA(-1) + 0.211259469941) + C(2) * D(LCY(-1)) + C(3) * D(LM(-1)) + C(4) * D(LF(-1)) + C(5) * D(LPFA(-1)) + C(6)$$

رابطه (۵)

آماره آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه از مقدار بحرانی کوچکتر باشد (امامی و محرابیان، ۱۳۸۹). با توجه به نتایج گزارش شده در جدول ۶، آزمون جوهانسون در سطح ۹۵ درصد، تعداد رابطه امکان پذیر بین متغیرهای مدل را حداکثر یک رابطه در بلند مدت تأیید می‌کند.

جدول (۶): آزمون جوهانسون برای بررسی همگرایی

مقدار ویژه	آماره Trace	مقدار بحرانی ۵ درصد	Hypothesizes No.of CE(s)
۰/۶۴	۵۸/۵۳	۴۷/۸۵	None
۰/۳۳	۳۴/۹۵	۲۹/۷۹	At most 1
۰/۲۵	۱۱/۸۶	۱۵/۴۹	At most 2
۰/۰۷	۲/۵۱	۳/۸۴	At most 3

#### یافته‌های پژوهش

- تخمین ضرایب بلند مدت مدل برآورد شده با استفاده از آزمون VECM جهت بررسی میزان تأثیرات متغیرهای منتخب از بازار پول به عنوان ابزارهایی جهت اعمال سیاست‌های پولی بر سیکل‌های تجاری یک مدل ادوار تجاری در

جدول (۷): تخمین مدل تصحیح خطای رگرسیون برداری (VECM)

Method: Least Squares (Gauss-Newton/Marquardt steps)			
متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C(1)	-۰/۵۰	۰/۰۸	-۵/۶۷
C(2)	۰/۶۲	۰/۱۲	۴/۹۰
C(3)	۰/۱۰	۰/۰۳	۳/۲۸
C(4)	-۰/۱۸	۰/۰۳	-۴/۹۴
C(5)	۰/۰۶	۰/۰۲	۲/۸۱
C(6)	۰/۰۰۴	۰/۰۱	۳/۱۲
۰/۶۸R <sup>2</sup> =	]۰/۰۰ [۱۱/۳۵F-statistic =		۲/۵۳= Durbin-Watson stat
]۰/۰۶ [۲/۹۹ )=۲.۲۴Serial Correlation F(			
]۰/۸۴ [۰/۳۳ Normality Jarque-Bera=			
]۰/۸۳ [۰/۵۱ )=۸.۲۲Heteroscedasticity F(			

می‌باشد). مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی برآورد شده نشانگر آن است که ضریب تعدیل یا تصحیح خطا برابر ۰/۵۰- برآورد شده، بدین معنا که در هر دوره ۵۰ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در

از آنجا که ضریب آماره C(1) در برآورد مدل منفی و معنادار است، مدل فوق رابطه بلند مدت بین ادوار تجاری، نقدینگی، تسهیلات بانکی و قرارداد مشارکت مدنی را تأیید می‌کند (ضریب C(1) همان  $\lambda$  از رابطه ۳

مؤسسات اعتباری غیربانکی و مشارکت مدنی (C3,C4,C5) را نیز با خطای ۵ درصد رد می‌کند، بدین معنا که وقفه اول متغیرهای توضیحی مذکور در کوتاه مدت بر متغیر وابسته ادوار تجاری مؤثرند.

جدول (۸): آزمون Wald جهت تشخیص رابطه کوتاه مدت

فرضیه H0	value	df	Probability	نتیجه
C(2)=0	۲۴/۰۶	(۱و۲۶)	۰/۰۰	C(2) ≠ 0
C(3)=0	۱۰/۷۸	(۱و۲۶)	۰/۰۰	C(3) ≠ 0
C(4)=0	۲۴/۴۶	(۱و۲۶)	۰/۰۰	C(4) ≠ 0
C(5)=0	۷/۹۳	(۱و۲۶)	۰/۰۰	C(5) ≠ 0

#### • تجزیه واریانس

به کارگیری مدل‌های تصحیح خطای برداری بیشتر با انگیزه بهره‌گیری از ابزار تجزیه واریانس و تابع کنش-واکنش صورت می‌گیرد. از آنجا که در مدل‌های VAR به واسطه هم‌خطی بالای بین متغیرها و درجه آزادی نسبتاً پایین ناشی از کثرت پارامترها، آماره  $t$  معیار مناسبی برای تحلیل نتایج نمی‌باشد، از دو ابزار تجزیه واریانس و تابع عکس‌العمل جهت تبیین تأثیر متغیرها استفاده می‌گردد. تجزیه واریانس بیان می‌کند چند درصد از نوسانات متغیر وابسته به وسیله نوسانات هر یک از متغیرهای توضیحی (درون‌زا) قابل تبیین است (متوسلی، محمدی و درودیان، ۱۳۸۹).

رابطه مزبور در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعادل با سرعت به سمت تعادل بلند مدت افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، اگر به طور متوسط متغیر ادوار تجاری از روند بلند مدت خود دور شود، در دو سال آینده تصحیح شده و به مقدار تعادلی خود در بلند مدت خواهد رسید. کمیت‌های عددی در انتهای جدول ۷ به ترتیب نشان-دهنده عدم واریانس ناهمسانی، عدم خود همبستگی 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 معنی‌داری ۵ درصد نیز نشان می‌دهد که کل معادله رگرسیون از نظر آماری رد نمی‌شود. علاوه بر این، قدرت توضیح‌دهندگی مدل ۶۸ درصد است.

مهم‌ترین کاربرد این الگوها آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلند مدت آن‌ها ارتباط می‌دهند. برای آنکه رابطه کوتاه مدت بین متغیرهای مذکور را نیز شناسایی کنیم در ادامه از آزمون wald کمک می‌گیریم:

با توجه به جدول شماره ۸ نتایج آزمون والد نشان می‌دهد، فرضیه  $H_0$  برای ضرایب متغیر ادوار تجاری (C2) با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، یعنی این ضریب مخالف صفر می‌باشد و ادوار تجاری با وقفه اول خود رابطه کوتاه مدت دارد. این آزمون صفر بودن ضریب متغیرهای نقدینگی، تسهیلات بانک‌ها و

جدول (۹): جدول تجزیه واریانس در طول ده دوره

Period	S.E	LCY	LM	LF	LPFA
1	0.026911	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.044887	84.35635	5.860171	4.584548	5.198932
3	0.052308	74.50991	6.493907	11.69755	7.298632
4	0.054219	69.99216	6.047035	17.09054	6.870263
5	0.055647	66.55817	6.816483	18.85327	7.772079
6	0.057119	63.19394	7.870121	18.93703	9.998913
7	0.058262	60.92089	8.368950	18.98445	11.72571
8	0.059230	59.52497	8.481564	19.37934	12.61413
9	0.060149	58.28491	8.506170	20.07949	13.12943
10	0.061054	56.91487	8.593199	20.84747	13.64447

Cholesky Ordering: LCY LM LF LPFA

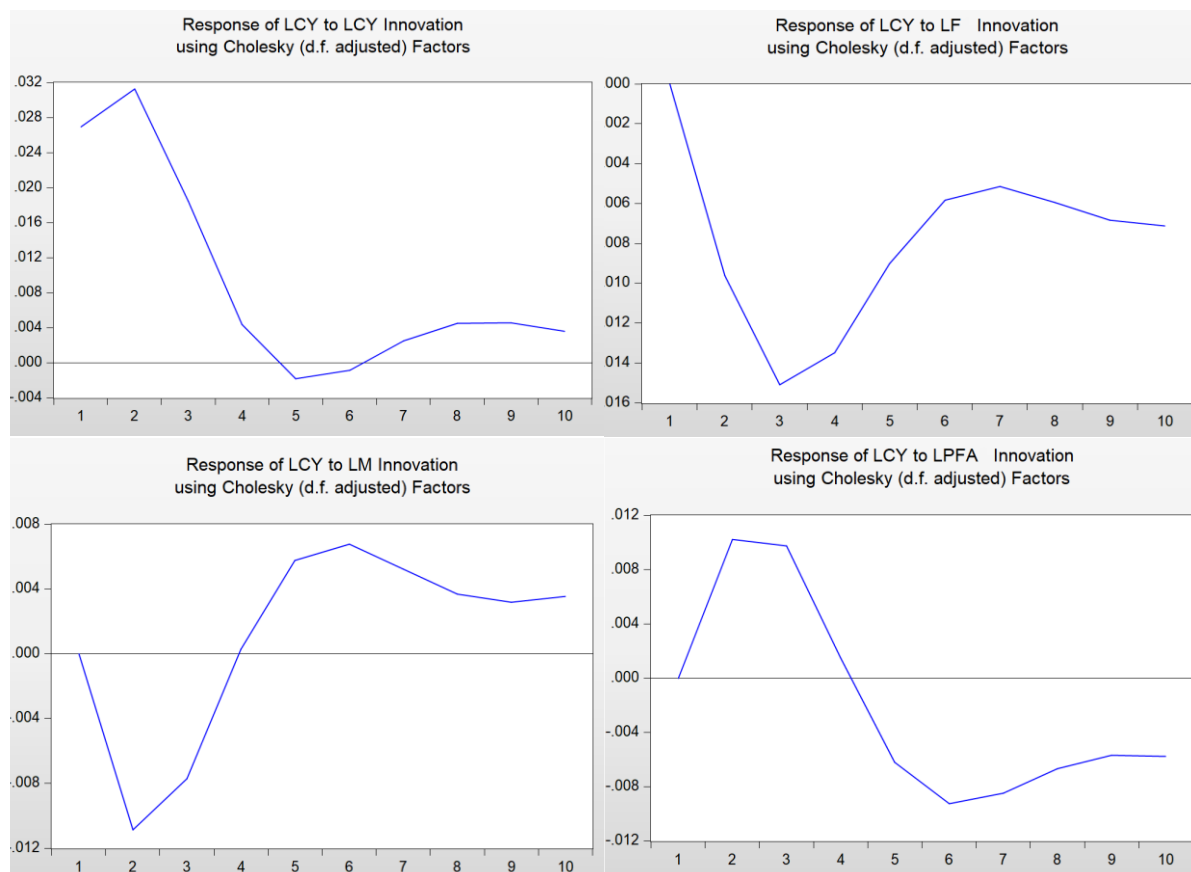
۵۶ درصد است. همچنین پاسخ ادوار تجاری به عنوان متغیر وابسته به تکانه‌های متغیرهای نقدینگی،

جدول ۹ نشان می‌دهد در طول ده دوره، نوسانات متغیر ادوار تجاری توسط وقفه اول خود متغیر بیش از



شوک‌های وارد بر متغیر مستقل تسهیلات بانکی بر ادوار تجاری اتفاق می‌افتد و کمترین آن توسط شوک‌های وارد بر متغیر نقدینگی قابل توضیح است. آنچه به تفصیل توضیح داده شد را می‌توان در شکل ۲ در ده دوره زمانی و چهار نمودار مربوطه مشاهده کرد:

تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و قرارداد مشارکت مدنی به عنوان متغیر مستقل در طول ده دوره به ترتیب برابر با ۰٫۸، ۲۰ و ۱۳ درصد است. نتایج جدول فوق نشان می‌دهد بیشترین تأثیرگذاری بر نوسانات ادوار تجاری پس از وقفه اول آن، از ناحیه



شکل (۳): عکس‌العمل ادوار تجاری به شوک‌های متغیرهای توضیحی

دوره کنونی رکود باشد، ۱۴ درصد است. بنابراین دوره‌های رونق بیش از سه دوره و دوره‌های رکود بیش از ده دوره طول کشیده‌اند. هرچند پیشتر که شدت دوره‌های رونق بیشتر بوده، اما طول این دوره‌ها کمتر است.

شاخص‌های شناسایی ادوار تجاری نشان دادند که تنها قرارداد اسلامی از بین عقود مختلف بررسی شده، که علت ادوار تجاری شناسایی می‌گردد، متغیر مشارکت مدنی می‌باشد به علاوه دو متغیر مستقل دیگر یعنی تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات غیربانکی و نقدینگی.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ حاکی از آن است که متوسط چرخه‌های رونق و رکود در مدل به ترتیب  $53928/92$  و  $13787/51$  - بوده است. طبق این نتایج اولاً چرخه‌های تجاری در ایران در طول دوره مورد بررسی نامتقارن بوده و ثانیاً چرخه‌های رونق نسبت به چرخه‌های رکود از شدت بیشتری برخوردار بوده‌اند. همچنین احتمال وقوع رونق به شرط رونق و رکود به شرط رکود به ترتیب بیش از ۷۰ و ۸۰ درصد است. از سوی دیگر احتمال وقوع رکود، زمانی که دوره فعلی رونق است، ۲۷ درصد بوده و احتمال وقوع رونق، اگر

سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه در مسیر توسعه فعالیت‌های اقتصادی جامعه قرار گیرد. جلب اعتماد آحاد مردم نسبت به بازارهای مالی، نیز می‌تواند زمینه جذب پس‌اندازهای آنان در جهت خلق اعتبار و تأمین نقدینگی واحدهای تولیدی را در مدت زمان معین فراهم کند.

### منابع و مأخذ

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

اسفندیاری، علی‌اصغر؛ موسوی، نجمه سادات. ۱۳۹۰. سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تحلیل علل بروز آن با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. دو فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۷ (۲)، پیاپی ۸۷، ۶۶-۴۱.

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

انواری رستمکلائی، فرزانه؛ گرجی بندپی، ابراهیم؛ مهرآرا، محسن. ۱۳۹۴. نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری ایران ([www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)).

بیدآباد، بیژن. ۱۳۹۲. تثبیت ادوار تجاری با بانکداری مشارکت در سود و زیان راستین و اقتصاد اخلاق. فصلنامه علوم اقتصادی، سال هفتم، شماره ۲۴، ۳۷-۷۲.

جباری، امیر؛ قربانی، فهمیده. ۱۳۹۵. بررسی رابطه بین اعطای تسهیلات بانکی و نوسانات تولید در ایران (طی دوره ۹۳-۱۳۸۵). فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)، سال چهارم، (۱۳)۴، ۱۴۴-۱۲۷.

جعفری صمیمی، احمد؛ احسانی، محمدعلی؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ غلامی، زینب. ۱۳۹۶. تأثیر نامتقارن سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر چرخه‌های

نتایج آزمون‌های ریشه واحد با توجه به نامانایی متغیرها در سطح و ایستایی آن‌ها در تفاضل مرتبه اول، استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) را به جای مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) تأیید می‌کند و در نهایت مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی برآورد شده نشانگر آن است که ضریب تعدیل یا تصحیح خطا برابر ۰/۵۰- برآورد شده، بدین معنا که در هر دوره ۵۰ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه مزبور در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعادل با سرعت به سمت تعادل بلند مدت افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، اگر به طور متوسط متغیر ادوار تجاری از روند بلند مدت خود دور شود، در دو سال آینده تصحیح شده و به مقدار تعادلی خود در بلند مدت خواهد رسید. نتایج آزمون والد نیز نشان می‌دهد، ادوار تجاری با وقفه اول خود و متغیرهای توضیحی مذکور رابطه کوتاه مدت دارد.

پاسخ ادوار تجاری به عنوان متغیر وابسته به تکانه - های متغیرهای نقدینگی، تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و قرارداد مشارکت مدنی به عنوان متغیر مستقل در طول ده دوره به ترتیب برابر با ۸، ۲۰ و ۱۳ درصد است. بنابراین بیشترین تأثیرگذاری بر نوسانات ادوار تجاری پس از وقفه اول آن، از ناحیه شوک‌های وارد بر متغیر مستقل تسهیلات بانکی بر ادوار تجاری اتفاق می‌افتد و کمترین آن توسط شوک‌های وارد بر متغیر نقدینگی قابل توضیح است.

از آنجا که هدف اصلی محققین، کاهش نوسانات ادوار تجاری است (یعنی کاهش شکاف تولید ناخالص داخلی از روند بلندمدت آن) بنابراین اثرگذاری تسهیلات بانکی با ضریب منفی و نقدینگی و مشارکت مدنی با ضریب مثبت، بیانگر آن است که افزایش تسهیلات بانکی و کاهش نقدینگی و مشارکت مدنی می‌توانند متغیرهای مناسبی جهت سیاست‌گذاری برای نیل به هدف مذکور محسوب شوند. با توجه به اینکه اقتصاد ایران متکی بر بازارهای مالی به ویژه بازار پول است، پیشنهاد می‌شود سیاست و ابزارهای اجرایی مناسب از طرف دولت و نیز مردم طراحی و اجرا شود تا با مدیریت صحیح و کارآمد، درآمدهای حاصل از

- تجاری در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه - ای. فصلنامه مدل‌سازی اقتصاد سنجی، ۲(۵)، ۳۳-۹
- حیدری، حسین؛ ملابهرامی، احمد. ۱۳۹۰. تأثیر شوک - های 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)، ۱۴۴-۱۲۵
- شاه‌حسینی، سمیه؛ بهرامی، جاوید. ۱۳۹۵. نوسانات اقتصاد کلان و سازوکار انتقال پولی در ایران (رویکرد مدل DSGE). فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۶(۶۰)، ۴۸-۱
- شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ حسن‌خونساری، زهرا. ۱۳۸۴. کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی. انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، بهمن ۱۳۸۴
- صمدی، سعید؛ نصرالهی، خدیجه؛ کرمعلی سیجانی، مرتضی. ۱۳۸۶. بررسی رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۳)
- قلیچ، وهاب؛ عیسوی، محمود؛ شاکری عباس؛ بکی، مرتضی. ۱۳۹۳. تحلیل قابلیت‌های ابزارهای مالی اسلامی در اثرگذاری بر چرخه‌های تجاری اقتصاد. رساله دکتری، دانشگاه علامه طباطبایی دانشکده اقتصاد
- گرچی، ابراهیم؛ اقبالی، علیرضا. ۱۳۸۸. بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، پژوهشکده امور 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 خودرگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM). فصلنامه 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. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۵ (۸۱)، ۱۵۳-۱۲۳
- نوفرستی، محمد. ۱۳۷۸. ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات مؤسسه خدماتی فرهنگی رسا، تهران، ۱۳۷۸
- هادیان، ابراهیم؛ هاشم‌پور، محمدرضا. ۱۳۸۲. شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۵(۱)، ۹۳-۱۲۰
- هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی؛ توکلی قوچانی، سپیده. ۱۳۸۷. تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هودریک-پرستکات. مجله دانش و توسعه، ۲۲(۲)
- Barnichonn, R & C. Matthes. 2014. Measuring the Non-Linear effects of monetary policy. Society for economic dynamics, meeting papers, No. 49
- Bulir, Ales. 1996. Business cycle in czechoslovakia under central planning: Were credit shocks causing it? IMF, Working Paper, No. 96(129)
- Catao, L. and R. Ramaswamy. 1998. Recession and recovery in the United Kingdom in the 1990s, IMF, Working Paper, 157(1): 97-106
- Ferraresi, T., Roventini, A. & G. Fgiolo. 2014. Fiscal Policies and Credit Regimes: A TVAR Approach, Journal of applied econometrics, DOI: 10.1002/jae.2420
- Jannsen, N., Potjagailo, G. & M. H. Wolters. 2015. Monetary Policy during Financial Crises: Is the transmission mechanism impaired?, Kiel Institute for the World Economy, Kiellinie 66, 24105 Kiel, Germany
- Jermann, Urban J. and Quadrini, V. 2009. Macroeconomic Effects of Financial Shocks. National Bureau of Economic Research Inc, No working papers 15338
- Kamil, Herman & Fernando Lorenzo. 1998. Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguayaya, 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

countries, Review of Financial Economics, 6(5):155-173  
Tomola, M. O., Adedisi, T. E. and 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, Min; Hsu, Minchung. 2008. China's real business cycles and fiscal policies between (1954, 2004), Productivity and Policy Changes, Draft on September 14

McGough, T. 1995. Property Cycles in the UK: An Empirical Investigation of the Stylized Facts, Journal of Property Finance, 6(4): 45-62  
O'sullivan, A. & Sheffrin, S. M. 2003. Economics: Principles in action.  
Rudra P. Pradhan, Mak B. Arvin, John H. Hall, Sahar Bahman. 2014. Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macro economic variables: The case of ASEAN

# Investigating the Impact of Islamic Contracts on Banks and Non-bank Credit Facilities on Business Cycles in Iranian Economy

Vali Lotfi<sup>3,4</sup>, Mehdi moradi<sup>1,2\*</sup>, Hossein Mirzaei<sup>3</sup>, Lorence Anviah<sup>4</sup>

## Abstract

The main purpose of this paper is to investigate the percentage and the way in which Islamic conventions affect banking facilities in Iran's economy. First, the business cycle is extracted and evaluated using Hodrick Prescott filter and Markov switching model, and then the model estimation is performed by vector error correction method. The statistical population in this study is GDP at constant prices of 2004 without oil, banking facilities and non-bank credit institutions in the period of 1396-1386, which are extracted annually from the central bank using soft data. Eviews software has been analyzed. The results show that the average boom and recession cycles were -53928.92 and -13787.51, respectively. Indicators of business cycle facts showed that the only Islamic convention of banking facilities that could be the cause of business cycle was civil participation. The Johansson test also confirms the convergence of variables in the long run. The error correction model associated with the equilibrium relationship indicates that the error correction coefficient is estimated to be -0.50, and the business cycle response to liquidity momentum shocks, bank facilities and civil partnership contracts over the ten periods are respectively 8 , 20 and 13 percent, respectively.

**JEL Classification:** E32, D53

**Keywords:** Business cycle, Bank facilities, Hodrick Prescott filter, Markov switching model, vector error correction model

---

<sup>1</sup> Department of Economics, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran.

<sup>2</sup> Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author: moradi@pnu.ac.ir)

<sup>3</sup> Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

<sup>4</sup> Assistant Professor, Head of Economic, Social and Extension Research Department, West Azerbaijan Province Agricultural and Natural Resources Research and Training Center, PO Box 365

- <sup>۱</sup> گروه علوم اقتصادی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.
- <sup>۲</sup> استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. \* Email: [moradi@pnu.ac.ir](mailto:moradi@pnu.ac.ir)
- <sup>۳</sup> استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
- <sup>۴</sup> استادیار پژوهشی، رئیس بخش تحقیقات اقتصادی، اجتماعی و ترویجی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی
- <sup>۵</sup> Jerman & Quadrini
- <sup>۶</sup> Jannsen & Potjagailo
- <sup>۷</sup> Eviews
- <sup>۸</sup> Markov Switching model
- <sup>۹</sup> Johansen-Juselius test
- <sup>۱۰</sup> Shumpeter
- <sup>۱۱</sup> Goldsmith
- <sup>۱۲</sup> Fisher, Irving, 1993
- <sup>۱۳</sup> Hyman Minsky
- <sup>۱۴</sup> Works of Ludwig von Mises and Friedrich Hayek
- <sup>۱۵</sup> William Jack Baumol, 1951
- <sup>۱۶</sup> O'Sullivan & Sheffrin
- <sup>۱۷</sup> Lucas
- <sup>۱۸</sup> Dornbusch
- <sup>۱۹</sup> Ferraresi & et al
- <sup>۲۰</sup> Barnichon & Matthes
- <sup>۲۱</sup> Rudra P. Pradhan
- <sup>۲۲</sup> Tomola, Adedisi & Olawale
- <sup>۲۳</sup> Zhao & Hsu
- <sup>۲۴</sup> Catao & Ramaswamy
- <sup>۲۵</sup> Bulir, Ales
- <sup>۲۶</sup> Machado
- <sup>۲۷</sup> Cross Correlation Coefficient
- <sup>۲۸</sup> Kamil and Lorenzo
- <sup>۲۹</sup> McGough
- <sup>۳۰</sup> Maravall & Del Rio
- <sup>۳۱</sup> Error Correction Test
- <sup>۳۲</sup> Augmented Dickey Fuller Test
- <sup>۳۳</sup> Co integration