

اثر چرخه‌های مالی بر چرخه‌های تجاری در ایران بر اساس رهیافت میانگین‌گیری بیزین^۱

فرخنده سلیمانی *

محمد نبی شهیکی تاش **

غلامرضا زمانیان ***

رضا زمانی ****

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۲/۰۷ - تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۶/۰۸

DOI: 10.22096/esp.2021.125348.1335

چکیده

هدف محوری این مقاله بررسی ارتباط و اثرات چرخه‌های مالی بر چرخه‌های تجاری با تعریف نااطمینانی در مدل مورد نظر است. یکی از تکنیک‌های متناسب با شرایط عدم اطمینان در مدل، تکنیک میانگین‌گیری بیزی است. مطالعه حاضر به شناسایی عوامل نیرومند و شکننده مؤثر چرخه‌های مالی بر چرخه‌های تجاری در ایران طی دوره فصلی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۳۹۷:۱ مبتنی بر میانگین‌گیری بیزی پرداخته است. متغیرهای مورد مطالعه تولید ناخالص داخلی، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، متوسط هزینه یک مترمربع زیربنا، تسهیلات اعطایی جاری دولتی و غیردولتی، درآمدهای نفتی و پرداخت‌های جاری دولت می‌باشند. در این راستا ابتدا با فیلتر هودریک-پرسکات به استخراج چرخه‌ها پرداخته شده است. سپس برآورد ۸ رگرسیون و میانگین‌گیری بیزی از ضرایب، نشان می‌دهد هر ۵ متغیر توضیحی به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری در ایران

۱. برگرفته از رساله دکتری خانم فرخنده سلیمانی می‌باشد.

* دانشجوی دکتراقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان.

Email: farkhondeh_soleimani@yahoo.com

** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان. (نویسنده مسئول)

Email: mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

Email: zamanian@eco.usb.ac.ir

**** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

Email: rzamani@atu.ac.ir



شناسایی شده‌اند. همچنین مشخص شد که متغیرهای چرخه‌های شاخص بورس اوراق بهادار، تسهیلات و پرداخت‌های جاری دولت بر چرخه‌های تجاری اثر مثبت و متغیرهای چرخه‌های مسکن و درآمدهای نفتی بر شاخص چرخه‌های تجاری اثر منفی دارند. نتایج این تحقیق می‌تواند از منظر سیاست‌گذاری مورد استفاده برنامه‌ریزان حوزه اقتصاد کلان قرار گیرد.

واژگان کلیدی: چرخه‌های تجاری، چرخه‌های مالی، مدل بیزینی (BMA)، بازارهای مالی.
طبقه‌بندی موضوعی: O47, C11, E32, D53.

۱. مقدمه

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و به‌شدت از سایر بخش‌ها تأثیر می‌پذیرد (انصاری، ۱۳۹۶: ۲). اقتصاد کلان و بخش مالی با هم در ارتباط هستند. این دیدگاه از دیرباز مورد توجه بوده است و به دنبال بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۹ توجه بیشتری را به خود معطوف داشته است (Antonakakis, 2015: 154). توسعه اقتصادی طی دو دهه گذشته نشان‌دهنده تأثیر فراوان چرخه‌های بازارهای مالی بر فعالیت در سراسر جهان بوده است. بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۹، همراه با محدودیت‌های شدید اعتباری و تنزل قیمت دارایی به عمیق‌ترین رکود جهانی پس از رکود بزرگ دهه ۱۹۳۰ منجر شد. این بحران نشان‌دهنده اهمیت چرخه‌های مالی است. (Claessens, 2011: 314). این تحولات منجر به بحث‌های فشرده در مورد ارتباط بین اقتصاد کلان و مالی شده است. تعامل بین چرخه‌های مالی و تجاری نمی‌تواند محدود به یک فرآیند واحد باشد. ارتباط بین آن‌ها نتیجه تعامل پویا است که ناشی از تأثیر بخش‌های مختلف مالی (مانند شاخص سهام، قیمت مسکن و اعتبارات) بر پویایی چرخه‌های تجاری می‌باشد. تغییرات در چرخه مالی می‌تواند به‌وسیله ویژگی‌های مختلف متعلق به بخش‌های مالی ایجاد شود. تغییر منفی در یک بخش مالی می‌تواند گسترش یابد و بخش‌های دیگر را تحت تأثیر قرار دهد و این امر در چرخه‌های تجاری اثر خواهد گذاشت.

در نتیجه هدف این تحقیق بررسی ارتباط بین چرخه‌های مالی و چرخه‌های تجاری طی دوره ۱۳۸۸:۱ - ۱۳۹۷:۱ است. مقاله این‌چنین سازمان‌دهی شده است: بخش دوم پیشینه تحقیق شامل مطالعات داخلی و خارجی صورت‌گرفته، بخش سوم مبانی نظری، بخش چهارم داده‌های تحقیق، بخش پنجم برآورد الگو اقتصادسنجی بیزین و بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی است.

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در خصوص چرخه‌های مالی و چرخه‌های تجاری صورت گرفته است که از جمله آن می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

مولایی و همکاران (۱۳۹۳) سهم متغیرهای مختلف در سیکل‌های تجاری در ایران را مورد بررسی و مقایسه قرار داده‌اند. آن‌ها مدل مورد نظر خود را با استفاده از فیلتر

هودریک-پرسکات (HP)، یک الگو VAR و همچنین تابع تجزیه واریانس برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ در ایران برآورد کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی حدود ۶۰ درصد از ادوار تجاری در ایران را توضیح داده و سپس به ترتیب متغیرهای قیمت نفت، مخارج کل دولت، حجم نقدینگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشترین سهم را در توجیه ادوار تجاری در ایران داشته‌اند.

رستمی و همکاران (۱۳۹۲) به مطالعه رابطه نقدشوندگی بازار سهام، چرخه‌های تجاری و رشد اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. برای بررسی رابطه متغیرهای یادشده از رگرسیون چندمتغیره و همچنین برای اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری از فیلتر هودریک - پرسکات استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از عدم وجود رابطه معنی‌دار بین نقدشوندگی بازار سهام و چرخه‌های تجاری است.

طیبه (۱۳۸۹) در مطالعه خود بیان کرده است که با توجه به گسترش سیستم بانکی کشور در سال‌های اخیر و همچنین افزایش تسهیلات و خدمات بانک‌ها، بررسی تأثیر عملکرد بانکی بر چرخه‌های تجاری اهمیت ویژه‌ای دارد. نتایج به‌دست‌آمده گویای نوسان در عملکرد نظام بانکی کشور نسبت به اشتغال‌زایی در بخش‌های اقتصادی به‌ویژه خدمات بوده است. همچنین رابطه بین تسهیلات اعطایی و تولید مثبت ارزیابی شده است.

دیمرچی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثرات درآمدهای نفتی بر ادوار تجاری بر اساس داده‌های فصلی تعدیل‌شده بانک مرکزی پرداخته‌اند. با بررسی حقایق آشکارشده ادوار تجاری برای اقتصاد ایران، متغیرهای ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد، مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، صادرات کل و واردات متغیرهایی هم‌زمان و هم‌جهت با ادوار تجاری، اما حجم پول، حجم نقدینگی، شاخص بهای مصرف‌کننده و تورم متغیرهایی مؤخر و مخالف ادوار تجاری برای اقتصاد ایران معرفی شده‌اند. نتایج بعدی علیت گرنجر نشان می‌دهد درآمدهای نفتی دلیل پیدایش ادوار تجاری در اقتصاد ایران است. همچنین درآمدهای نفتی دارای حساسیت بالا و ضریب همبستگی بالا با تولید ناخالص داخلی است.

کریم‌زاده (۱۳۸۵) در مطالعه خود به بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس تهران با متغیرهای کلان پولی با استفاده از نظریه پورتفولیو و تئوری اساسی فیشر پرداخته و با

استفاده از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی مدل مورد نظر را برآورد کرده است. نتایج نشان می‌دهد یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است و بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه معنی‌داری وجود دارد. همچنین نتایج حاکی از وجود یک بردار هم‌جمعی بین شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی است، شاخص قیمت سهام بورس با نقدینگی رابطه مثبت دارد و ارتباط این شاخص با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود بانکی منفی است.

بارتولتو و همکاران (Bartoletto & et al, 2019) به بررسی چرخه‌های تجاری، چرخه اعتبار و اثرات نامتقارن نوسانات اعتبار پرداخته‌اند. در این مطالعه چرخه‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت مربوط به نوسانات تجاری بررسی شده است. شواهد نشان می‌دهد رونق و رکود مربوط به بازارهای مالی عمیق‌تر و پایدارتر از چرخه‌های تجاری است همچنین چرخه‌های میان‌مدت بخش بزرگی از نوسانات اعتباری ایتالیا را بیان می‌کند و چرخه‌های تجاری و اعتباری به‌طور ضعیف در میان‌مدت موازی هستند.

کینگ و همکاران (Qing He & et al, 2017) به بررسی ارتباط بین بازار مالی (قیمت مسکن) و چرخه تجاری در چین در طی دو دهه گذشته پرداخته‌اند. مدل DSGE را به کار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد شوک‌های ناشی از بازار مسکن (به‌عنوان مثال، نسبت وام به ارزش و شوک‌های ترجیحی مسکن) بر اقتصاد کلان چین تأثیر می‌گذارد. همچنین بازخورد تعاملی بین محدودیت‌های اعتباری و قیمت مسکن تأثیر شوک‌های مختلف اقتصادی را تقویت می‌کند که نقش مهمی در توضیح عدم ثبات چرخه تجاری در چین دارد.

دیز (Dees, 2016) نقش متغیرهای مالی را در نوسانات واقعی اقتصاد با توجه به ارتباط بین چرخه‌های تجاری و چرخه‌های مالی در سطح جهانی بررسی کرده است. مدل GVAR، طی سال‌های ۱۹۸۷ تا ۱۹۸۷ به کار گرفته شده است. در ابتدا تحلیل بر روی یک نمونه به استثنای دوره پس از بحران مالی ارائه شده است تا بررسی شود که آیا متغیرهای مالی در تبیین نوسانات چرخه تجاری نسبت به گذشته اخیر اهمیت پیدا کرده‌اند یا خیر. در مرحله دوم، شوک‌های مالی شناسایی می‌شوند تا نشان دهند که چگونه می‌توان چرخه‌های مالی و تجاری مرتبط باشند. نتایج نشان می‌دهد که اهمیت متغیرهای اعتبار و قیمت‌داری در

تبیین نوسانات واقعی اقتصاد نسبتاً بزرگ است، اما از زمان بحران مالی جهانی افزایش معنی‌داری نداشته‌اند.

بارو (Barro, 1990) با طراحی مدلی نشان داد هنگامی که مخارج دولت در راستای تصحیح اثرات جانبی، انحصارها و مسائل مربوط به کالاهای عمومی باشد، می‌تواند منجر به چرخه رو به بالا و رونق اقتصادی شود. محققان متعددی همچون بارسقیان و همکاران (Barseghyan et al, 2013: 6)، موری و همکاران (Mourre et al, 2014: 5) و پاپاجیو (Papageorgiou et al, 2016: 62) در سالیان اخیر آثار متفاوت مخارج دولت بر ادوار تجاری را مورد بررسی قرار داده‌اند.

هیلد کریستین (Hild Christiane. B, 2016) اثرات پویای تکانه‌های قیمتی نفت، تکانه‌های طرف عرضه و طرف تقاضا را بر روی تولید ناخالص داخلی و بیکاری در کشورهای آلمان، انگلستان، نروژ و آمریکا مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق نشان می‌دهد برای همه کشورها به‌جز نروژ یک شوک قیمتی نفت اثر منفی بر تولید در کوتاه‌مدت دارد. برای آلمان، انگلستان و آمریکا شوک قیمتی نفت در سال ۱۹۷۳-۱۹۷۴ نقش عمده‌ای در توضیح رکود اواسط دهه ۱۹۷۰ بازی می‌کند، در صورتی که رکود تجربه‌شده در اوایل دهه ۱۹۸۰ عمدتاً به دلیل شوک‌های عرضه و تقاضا در این کشورها پدید آمده است.

همیلتون (Hamilton, 1983) همبستگی میان افزایش در قیمت نفت و رکود اقتصادی در آمریکا را بررسی کرده است. وی با استفاده از داده‌های فصلی به بررسی رابطه بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی، به‌ویژه تولید ناخالص داخلی با استفاده از آزمون علیت گرنجری پرداخت. نتایج آزمون نشان می‌دهد طی دوره مورد مطالعه جهت علیت از سمت قیمت نفت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد، درحالی‌که عکس این آزمون از لحاظ آماری رد می‌شود.

نوآوری این پژوهش در مقایسه با پژوهش‌های انجام‌شده به‌کارگیری روش اقتصادسنجی میانگین‌گیری بیزی با تعریف نااطمینانی در مدل می‌باشد. همچنین استفاده از به‌روزترین داده‌های اقتصاد ایران به‌عنوان نقطه قوت مطرح است.

۳. مبانی نظری

تعریف چرخه تجاری

برنز و میچل (Burns and Mitchell, 1946: 30) چرخه تجاری را الگویی تعریف می‌کنند که در هر سری Y_t دیده می‌شود که نشان‌دهنده فعالیت اقتصادی کل است. در تعریف چرخه‌ها معمولاً لگاریتم هر سری Y_t ($y_t = \ln(Y_t)$) را در نظر می‌گیرند.

چرخه تجاری با توجه به توصیف‌های لوکاس (Lucas, 1977) و کیدلند و پرسکات (Kydland & Prescott, 1990) به صورت انحرافات تولید ناخالص داخلی حقیقی از روند آن بیان می‌شود. تجزیه و تحلیل این نوع چرخه تجاری ایجاب می‌کند که روند (یا مؤلفه پایدار) از داده‌ها حذف شود، به گونه‌ای که به وسیله آن بتوان به تجزیه و تحلیل مؤلفه چرخه‌ای پرداخت. در این پژوهش شاخص چرخه تجاری، GDP به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ است، زیرا به‌عنوان یک معیار جامع است که فعالیت اقتصاد را برای یک گروه بزرگ از کشورها در طول یک دوره طولانی دنبال می‌کند. در مطالعات کلاسنس (Claessens, 2012)، سالی و همکاران (Si et al, 2019) نیز GDP بعنوان شاخص چرخه تجاری بکار گرفته شده است.

چرخه‌های مالی

انتخاب متغیرهای مالی برای ساختن چرخه مالی، چالش‌برانگیز است. با توجه به ادبیات موجود می‌توان دریافت که متغیرهای مالی (اعتبارات، قیمت مسکن، قیمت سهام) به‌طور کلی برای نشان دادن چرخه مالی در بسیاری از مطالعات از جمله یانگ و همکاران (Yang et al, 2019) کلسنس (Clasness, 2011)، دیز (Dees, 2016)، آپوستیائوئی (Apostoaie, 2014)، وودفورد (Woodford, 2010)، الیورا (Oliveira, 2014)، تیلور و همکاران (Taylor and Schularick, 2012)، آنتوناکاکیس و همکاران (Antonakakis et al, 2015) و چن (Chen et al, 2012) انتخاب شده است.

چرخه‌های بازار سهام

بازار سهام می‌تواند تقریبی از ساختار اقتصادی باشد. در واقع شاخص کل بورس اوراق بهادار مانند یک دماسنج وضعیت کلی اقتصاد و بازار را نشان می‌دهد. معمولاً از کاهش شاخص به

معنای رکود اقتصادی و افزایش آن به مفهوم رونق اقتصادی تعبیر می‌شود. در مطالعات کریم‌زاده (۱۳۸۵)، صمدی (۱۳۸۵)، رستمی (۱۳۹۲)، سی (۲۰۱۹)، کلسنس (۲۰۱۲) ارزیابی شده است.

چرخه بازار مسکن

فعالیت املاک و مستغلات (مسکن) یا اثر مستقیم بر اقتصاد دارد (ایجاد درآمدها) یا اثر غیرمستقیم (اثرگذاری بر توسعه سایر بخش‌های تجاری مانند ساخت‌وساز، فولاد، آهن، بتن، چوب). با وجود ارتباط پیچیده بین بخش مسکن و سایر فعالیت‌های اقتصادی، چرخه‌های مسکن دارای برخی خصوصیات است که شکل‌گیری و ساختار آن‌ها را از چرخه سهام و اعتبارات متفاوت می‌کند (Oliveira, 2014: 14). هیچ مدل اقتصادی قوی وجود ندارد که بتواند نوسان قیمت دارایی‌های بخش مسکن را با میزان اطمینان بالایی پیش‌بینی کند، زیرا حباب‌های قیمت مسکن فرکانس پایین دارند (Herring et al, 1999: 35).

قیمت مسکن بسته به کشور مبدأ شاخص‌های مختلفی از قیمت خانه یا زمین می‌باشد (Claessens, 2012:180) در این مطالعه متوسط ارزش هر مترمربع زیربنا در نظر گرفته شده است. این شاخص مالی در مطالعات دیز (Dees, 2016)، کلسنس (Clasness, 2012)، کینگ (King, 2017) مورد ارزیابی قرار گرفته است.

چرخه اعتبارات

اعتبارات مجموعه‌ای طبیعی برای تجزیه و تحلیل چرخه‌های مالی است، زیرا ارتباط بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد (Mendoza, 2008: 12). با توجه به گسترش سیستم بانکی کشور در سال‌های اخیر و همچنین افزایش تسهیلات و خدمات بانک‌ها بررسی تأثیر عملکرد بانکی بر چرخه‌های تجاری اهمیت زیادی پیدا کرده است (طیبی، ۱۳۸۹: ۱). در مطالعات زیادی به عنوان معیار چرخه مالی به کار گرفته شده است از جمله، بارتولتو (Bartolotto, 2019)، دیز (Dees, 2016) کلسنس (Clasness, 2012)، لمبرتینی (Lambertini, 2011).

همچنین به دلیل وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و با توجه به سهم بالای نفت در اقتصاد ایران، بروز تکانه درآمدهای نفتی می‌تواند بر ساختار اقتصاد ایران اثرگذار باشد (صیادی، ۱۳۹۴: ۸۷) که این مسئله در پژوهش حاضر نیز بررسی شده است. همچنین در

مطالعات شریعتی (۱۳۸۹)، دیمرچی (۱۳۸۹) این متغیر به‌عنوان متغیر اثرگذار بر چرخه‌های تجاری ارزیابی شده است.

پس از رکود بزرگ دهه ۳۰ میلادی، با توصیه کینز، نقش سیاست‌های مالی و به‌ویژه مخارج دولت جهت تحریک تقاضای کل از اهمیت بالایی برخوردار شد (زائر، ۱۳۸۶: ۳). در این مطالعه نیز پرداخت‌های جاری دولت به منظور بررسی سیاست‌های مالی و نقش دولت در شکل‌گیری ادوار تجاری استفاده شده است.

۴. اندازه‌گیری چرخه‌ها

چرخه‌ها، الگوهای نوسانی منظم متغیرهای اقتصاد کلان است که به‌طور کلی شامل رونق و رکودهایی است که در اطراف مسیر رشد بلندمدت اقتصادی صورت می‌گیرد. برای مطالعه مشخصه‌های چرخه‌های تجاری و چرخه‌های رشد اقتصادی، بایستی نوسانات چرخه‌های سری‌ها از جز رشد بلندمدت آن جدا شود. فیلتر هودریک-پرسکات ابتدا در سال ۱۹۸۰ برای تجزیه و تحلیل ادوار تجاری توسط این دو نفر مطرح شد، به‌طوری‌که از سال ۱۹۸۰ تاکنون تبدیل به یک روش استاندارد برای روندزایی سری‌های زمانی شده است.

فیلتر هودریک-پرسکات روند زمانی غیر قابل مشاهده را برای یک متغیر سری زمانی ارائه می‌کند. با فرض این که y_t یک سری زمانی قابل مشاهده بوده و دلالت بر شاخص‌های چرخه-های تجاری و چرخه‌های مالی در این پژوهش دارد، فیلتر هودریک-پرسکات y_t را بر اساس رابطه (۱) به یک روند زمانی و یک سری زمانی از عناصر دورانی پایا c_t تجزیه می‌کند:

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (1)$$

قابل ذکر است در رابطه (۱) c_t و τ_t غیرقابل مشاهده هستند، اما از آنجا که c_t فرآیند پایا است، می‌توان y_t را از حاصل جمع τ_t با یک سری اغتشاش مانند c_t به دست آورد. از این رو مسئله اصلی استخراج τ_t از y_t است تا بتوان به یک سری زمانی روندزایی شده که پایا است، دست یافت. در واقع، در روش فیلتر هودریک-پرسکات تفکیک یک سری زمانی به اجزا چرخه‌ای و روند در دو مرحله صورت می‌گیرد. در مرحله اول، از این فیلتر جهت استخراج روند پایای بلندمدت ($y_t - \tau_t$) استفاده می‌شود و در مرحله دوم، جز چرخه‌ای از این روند پایای بلندمدت استخراج می‌گردد. (طیب نیا و قاسمی ۱۳۸۹: ۴).

بنابراین، صورت مسئله در طراحی فیلتر هودریک-پرسکات عبارت است از:

$$\min_{\tau_{t=1}} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \{(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})\}^2 \quad (2)$$

در رابطه (۲) نشان داده شده است که فیلتر مذکور از حداقل کردن مجموع مجذورات انحرافات سری مد نظر با یک جز روند به دست می‌آید که به عنوان شاخص خوبی برازش تلقی می‌گردد. بر این اساس، فیلتر هودریک-پرسکات این مسئله را با اختصاص دادن وزن‌های مناسب برای سیگنال در مقابل روند خطی حل می‌کند. بدین نحو اگر λ بر وزن دلالت داشته باشد و در ابتدا معادل صفر در نظر گرفته شود، آنگاه $c_t=0$ است و در این صورت $\tau_t = yt$ می‌گردد، بنابراین در این حالت هر دو دارای روندی تصادفی خواهند بود. اما اگر فرض کنیم که λ بسیار بزرگ بوده به طوری که به سمت بی‌نهایت میل کند، در این وضعیت τ_t به تخمین روش حداقل مربعات نزدیک می‌شود.

با توجه به مطالب بیان شده نقطه قوت این فیلتر انعطاف‌پذیری آن و ضعف آن حساسیت نتایج نسبت به ضریب λ است. برای حل این مشکل هودریک-پرسکات بیان می‌کنند که مقدار عددی پارامتر باید بر اساس اطلاعات گذشته و به وسیله متوسط طول یک دوره کامل تجاری انتخاب شود. آن‌ها در سال ۱۹۹۰ مقادیر بهینه λ را برای آزمون‌های فصلی و سالانه به ترتیب ۱۶۰۰ و ۱۰۰ در نظر گرفته‌اند (امامی و علیا، ۱۳۹۱: ۹۵).

۵. روش‌شناسی

در الگوهای اقتصادسنجی، دو دسته متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرند. دسته اول، متغیرهای اصلی (Focus Variables) هستند که بر اساس تئوری‌های رسمی و قوی از حضور آن‌ها در الگو حمایت می‌شود. دسته دوم، متغیرهای فرعی (Auxiliary Variables) هستند که بر اساس تئوری‌های غیررسمی، توجیهاتی برای حضور آن‌ها در الگو ارائه می‌شود و نسبت به حضور آن‌ها در الگو اطمینان کمتری وجود دارد (De Luca & Magnus, 2004: 30).

چهارچوب آماری مورد بررسی، مدل رگرسیون خطی به فرم (۳) است.

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u \quad (3)$$

که در آن γ یک بردار $1 \times n$ از متغیر وابسته است. $X_j (j = 1, 2)$ یک ماتریس $n \times k_j$ از مشاهدات مربوط به متغیرهای توضیحی است که غیر تصادفی هستند (X_1 دربردارنده متغیرهای اصلی و X_2 دربردارنده متغیرهای فرعی است). u نیز بردار تصادفی از اجزای اخلاص است که اجزای آن دارای توزیع $i. i. d N(0, \sigma^2)$ فرض می‌شوند. از آنجا که نااطمینانی الگو به k_2 متغیر از X_2 محدود می‌شود، تعداد الگوهای ممکن که مورد بررسی قرار می‌گیرد (تعداد مدل‌های موجود در فضای مدل) بر اساس حضور یا عدم حضور هر کدام از متغیرهای فرعی، برابر با $I = 2^{k_2}$ می‌باشد. از این پس M_i نشانگر i امین مدل از فضای مدل است.

یک تخمین متوسط‌گیری مدل از β_1 به‌عنوان ضریب یکی از متغیرهای توضیحی به صورت رابطه (۴) است (De Luca & Magnus, 2011: 520)

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^I \lambda_i \hat{\beta}_{1i} \quad (4)$$

که در آن λ_i وزن‌های غیرمنفی تصادفی با مجموع یک هستند.

روش میانگین‌گیری بیزی توسط جفری (Jeffrey) در سال ۱۹۶۱ پایه‌گذاری شد و توسط لیمر (Limer, 1978) توسعه داده شد. اصل اساسی در این روش آن است که با مدل‌ها و پارامترهای مرتبط با آن به‌عنوان عوامل تصادفی رفتار کرده و توزیع آن‌ها را بر مبنای اطلاعات قبلی برآورد می‌نماید (Draper, 1995:50).

با در نظر گرفتن دو پیشامد تصادفی A و B ، قانون بیز به‌عنوان عنصر اصلی اقتصادسنجی بیزی، به صورت رابطه (۵) نوشته می‌شود:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (5)$$

که $P(A|B)$ احتمال رخ دادن A به شرط B و $P(B)$ احتمال حاشیه‌ای B می‌باشد. حال با فرض این‌که Y مجموعه داده‌های در دسترس (متغیرهای توضیحی و وابسته) و θ بردار پارامترها باشد، می‌توان قانون بیز را به‌صورت معادله (۶) بازنویسی کرد. احتمال پارامترها به شرط مجموعه داده‌های در دسترس $P(Y|\theta)$ عبارت است از:

$$P(\theta|Y) = \frac{P(Y|\theta)P(\theta)}{P(Y)} \quad (6)$$

$P(\theta)$ تابع توزیع پیشین (Prior Function) نام دارد که به داده‌ها وابسته نیست و نشان دهنده توزیع احتمال ذهنی محقق از پارامترها قبل از مشاهده داده‌هاست. به $P(Y|\theta)$ تابع درست‌نمایی اطلاق می‌شود که نشان دهنده تراکم داده‌ها بر روی پارامترهای مدل است و به فرآیند تولید داده‌ها اشاره دارد. $P(\theta|Y)$ نیز همان خروجی تخمین بیزین است که براساس تابع پیشین و تابع درست‌نمایی استخراج می‌گردد. در واقع $P(\theta|Y)$ توزیع شرطی پارامترها پس از مشاهده داده‌ها است. از این رو به آن، تابع توزیع پسین (Posterior Function) گفته می‌شود.

در روش میانگین‌گیری مدل بیزی اطلاعات پیشین محقق در مورد پارامترهای مجهول الگو، با اطلاعات به دست آمده از داده‌ها ترکیب می‌شود. اما داشتن اطلاعات در مورد همه متغیرها و مدل‌های ممکن پیش‌رو بعید به نظر می‌رسد و پارامترهای مربوط به توزیع تابع پیشین را نمی‌توان برای همه 2^{k_2} مدل نوشت، بنابراین عملاً امکان استفاده از تابع پیشین آگاهی‌بخش (Informative) برای پارامترهای روش «میانگین‌گیری مدل بیزی» وجود ندارد. یک راه‌حل برای این مشکل، استفاده از تابع پیشین غیر آگاهی‌بخش (Non-informative) برای تمام مدل‌ها می‌باشد. اگر فرض شود که مدل M_i صحیح باشد، پس تابع درست‌نمایی نمونه به کاررفته به وسیله مدل را می‌توان به صورت رابطه (۷۵) نوشت:

$$P(y | \beta_1, \beta_{2i}, \sigma^2, M_i) \sim (\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^T \varepsilon_i}{2\sigma^2}\right) \quad (7)$$

اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل M_i با در نظر گرفتن یک تابع پیشین غیر آگاهی‌بخش در مورد پارامترهای β_1 و واریانس خطای σ^2 ، به علاوه یک تابع آگاهی‌بخش برای پارامترهای فرعی β_{2i} منجر به توزیع پیشین توأم شرطی به شکل رابطه (۸) می‌شود:

$$P(\beta_1, \beta_{2i}, \sigma^2 | M_i) \sim (\sigma^2)^{(k_{2i}+2)/2} \exp\left(-\frac{\beta_{2i}^T V_{0i}^{-1} \beta_{2i}}{2\sigma^2}\right) \quad (8)$$

که در آن V_{0i}^{-1} ماتریس واریانس-کوواریانس توزیع پیشین β_{2i} می‌باشد. فرم استاندارد پیشنهادشده برای آن توسط زلنر (Zellner, 1986) و فرناندز و دیگران (Fernández et al, 2001) به صورت رابطه (۹) ارائه شده است:

$$V_{0i}^{-1} = g X_{2i}^T M_1 X_{2i} \quad (9)$$

که $g = 1/\max(n, k_2)$ نیز یک ضریب ثابت برای هر مدل است.

در استنباط بیزی، تابع درست‌نمایی با توزیع پیشین شرطی ترکیب می‌شود تا توزیع پسین شرطی معادله (۱۰) به دست آید. پس از محاسبه کردن توزیع پسین شرطی، تخمین‌های شرطی برای β_{1i} و β_{2i} برای مدل M_i به صورت رابطه‌های (۱۰) و (۱۱) است (Mgnus et al, 2010: 145).

$$\hat{\beta}_{1i} = E(\beta_{1i} | y, M_i) = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T (y - X_{2i} \hat{\beta}_{2i}) \quad (10)$$

$$\hat{\beta}_{2i} = E(\beta_{2i} | y, M_i) = (1 + g)^{-1} (X_{2i}^T M_i X_{2i})^{-1} X_{2i}^T M_i y \quad (11)$$

اطلاعات و عقاید پژوهشگر در مورد فضای مدل به‌وسیله این فرض ارائه شده است که هر مدل بر اساس احتمال پسین خود، مطابق معادله (۱۲) وزن داده شده است:

$$\lambda_i = P(M_i | y) = \frac{P(M_i)P(y | M_i)}{\sum_{j=1}^I P(M_j)P(y | M_j)} \quad (12)$$

که $P(M_i)$ احتمال پیشین برای مدل M_i و $P(y | M_i)$ تابع درست‌نمایی حاشیه‌ای y برای مدل M_i است. با اختصاص دادن احتمال پیشین یکسان برای هر مدل و به‌کار بردن فروض بالا برای توزیع پیشین، می‌توان نشان داد که:

$$\lambda_i = P(y | M_i) = c \left(\frac{g}{1+g}\right)^{k_{2i}/2} (y^T M_i A_i M_i y)^{-(n-k_1)/2} \quad (13)$$

که در آن c یک مقدار بوده و طوری انتخاب شده که مجموع λ_i ها برابر یک باشد. A_i نیز عبارت است از:

$$A_i = \frac{g}{1+g} M_1 + \frac{1}{1+g} [M_1 - M_1 X_{2i} (X_{2i}^T M_1 X_{2i})^{-1} X_{2i}^T M_1] \quad (14)$$

پس از آن که تخمین‌های شرطی β_{1i} و β_{2i} برای پارامترهای رگرسیون مدل M_i و وزن‌های مدل به دست آمد، تخمین‌های غیرشرطی BMA برای β_1 و β_2 ، مطابق روابط (۱۵) و (۱۶) محاسبه می‌شوند:

$$\hat{\beta}_1 = E(\beta_1 | y) = \int_{i=1}^I \lambda_i \hat{\beta}_{1i} \quad (15)$$

$$\hat{\beta}_2 = E(\beta_2 | y) = \int_{i=1}^I \lambda_i T_i \hat{\beta}_{2i} \quad (16)$$

که T_i ماتریس $k_2 \times k_{2i}$ تعریف شده به‌وسیله $T_i^T = (I_{k_{2i}}, 0)$ است (De Luca & Magnus, 2011:560).

۶. داده‌های تحقیق

در ادامه هر کدام از متغیرهای مؤثر با توجه به پیشینه تحقیق و مبانی نظری، توضیح داده شده است:

جدول (۱): متغیرهای موجود در مدل

منبع جمع‌آوری اطلاعات	معرفی متغیر	گروه متغیر
بانک مرکزی	تولید ناخالص داخلی، GDP، به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ (میلیارد ریال)	وابسته
سازمان بورس اوراق بهادار تهران	شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، برگرفته از گزارش عملکرد بازار (ماهنامه) اداره آمار و اطلاعات بورس تهران.	مستقل (اصلی)
بانک مرکزی	ارزش یک مترمربع زیربنا (میلیارد ریال)، این دیتا از بخش ساختمان‌های تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری جمع‌آوری شده است. (میلیارد ریال)	مستقل (اصلی)
بانک مرکزی	تسهیلات اعطایی تبصره‌ای بانک‌ها به بخش‌های دولتی و غیردولتی (میلیارد ریال)	مستقل (مشکوک)
بانک مرکزی	منابع ناشی از فروش نفت و فرآورده‌های نفتی (میلیارد ریال)	مستقل (مشکوک)
بانک مرکزی	پرداخت‌های جاری دولت (میلیارد ریال)	مستقل (مشکوک)

۷. برآورد الگوی اقتصادسنجی

یکی از نقدهای وارد بر آزمون‌های اقتصادسنجی، نقد لوکاس است. مبتنی بر نقد لوکاس در طول زمان ضرایب معادلات برآورد شده می‌تواند تغییر کند، چراکه مردم انتظارات خود را نسبت به رفتار دولت و سیاست‌گذاری شکل می‌دهند و با شناسایی رفتار دولت در مقابل آن واکنش بهینه اتخاذ کرده و در مواردی سیاست‌های دولت بی‌تأثیر خواهد بود. به همین دلیل ممکن است ضرایب استخراج شده در معادلات اقتصاد کلان باثبات نبوده و در طول زمان نیز تغییر کنند. در روش بیزین نیز این امکان وجود دارد چه به صورت BMA چه به صورت BVAR (Bayesian var autoregression). یکی از راهکارهای بررسی نقد بر این نوع معادلات است که تأثیر تغییرات سیاست‌ها بر ثبات ضرایب بررسی شود. روش‌های لیت‌من^۱، سیمز^۲ و دوآن^۳ از جمله این روش‌هاست. در این تحقیق بر اساس روش دوآن؛ لیت‌من و سیمز ملاحظه گردید که ضرایب به‌دست‌آمده در مدل با تغییرات سیاست‌ها مجدداً همگرا می‌شوند.

1. See: Litterman, 1984: 40.

2. See: Sims, 1982: 38.

3. See: Doan.T, 1984: 20.

۸. برآورد مدل

الگوی کلی مورد استفاده به صورت $y = a + X_2b + X_2c + e$ که در آن X_1, X_2, y به ترتیب معرف چرخه‌های تجاری، مجموعه رگرسورهای اصلی (در اینجا چرخه‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار و مسکن) و رگرسورهای فرعی (شامل ۳ متغیر چرخه‌های تسهیلات اعطایی جاری دولتی و غیردولتی، درآمدهای نفتی و پرداخت‌های جاری دولتی) است. در جدول ۲ نتایج تخمین BMA با استفاده از نرم‌افزار STATA نمایش داده شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین مدل با استفاده از روش BMA

متغیر	ضریب	pip	آماره t	فاصله اطمینان
جمله ثابت	-۱۰-۱۱*۲,۳۷	۱	-۰,۰	۰,۰۰۰۰۴۲ -۰,۰۰۰۰۴۲
چرخه‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار	۰,۰۱۲۵۴۳۲	۱	۳,۵۴	۰,۰۱۶۰۸۹ ۰,۰۰۸۹۹۷۴
چرخه‌های مسکن	-۰,۹۳۴۹۵۳۶	۱	-۳۳,۸۹	-۰,۹۰۷۳۶۳۱ -۰,۹۶۲۵۴۴
چرخه‌های تسهیلات اعطایی جاری دولتی و غیردولتی	۰,۰۰۰۱۵۶۵	۰,۷۲	۱,۲۷	۰,۰۰۰۲۸۰۱ ۰,۰۰۰۰۳۲۸
چرخه‌های درآمدهای نفتی	-۰,۱۱۳۶۷۷۳	۱	-۸,۱	-۰,۰۹۹۶۳۹۲ -۰,۱۲۷۷۱۵۴
چرخه‌های پرداخت‌های جاری دولت	۰,۵۳۷۰۲۰۲	۱	۱۳,۵۵	۰,۵۷۶۶۶۵۸ ۰,۴۹۷۳۷۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در روش BMA احتمال پسین حضور متغیر در مدل pip (Posterior Inclusion Probability) معیار نیرومند و قوی بودن ارتباط متغیر توضیحی با متغیر وابسته است. در این پژوهش به پیروی از رفتاری (Raftery, 1999)، هر متغیر با pip بزرگ‌تر از ۰,۵ نیرومند به حساب می‌آید. در ستون اول جدول ۲، متغیرها بر اساس احتمال حضورشان در مدل مرتب شده‌اند. ستون دوم، میانگین وزنی ضرایب پسین هر یک از متغیرهای توضیحی در کل مدل‌های برآورده شده (۸ مدل) را نشان می‌دهد و در ستون‌های سوم، چهارم و پنجم به ترتیب pip، آماره t و فاصله اطمینان ارائه شده است.

طبق نتایج حاصل از برآورد میانگین‌گیری بیزی، احتمال پسین جمله ثابت، چرخه‌های مالی شامل شاخص کل بورس اوراق بهادار و شاخص مسکن برابر واحد است زیرا در همه مدل‌ها حضور دارند. ضریب متغیر چرخه‌ای شاخص بورس اوراق بهادار مثبت است به گونه‌ای که یک درصد افزایش در شاخص چرخه‌ای بورس اوراق بهادار، به اندازه ۰,۰۱۲۵ درصد، چرخه‌های تجاری را افزایش می‌دهد. در نتیجه می‌توان گفت در دوره‌ی رونق (رکود) اقتصادی، با افزایش

سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آن‌ها افزایش (کاهش) خواهد یافت. در مطالعه صمدی (۱۳۸۵) نیز این اثر مثبت حاصل شده است؛ اما ضریب متغیر چرخه‌ای مربوط به بخش مسکن منفی و معنی‌دار است؛ به گونه‌ای که یک درصد افزایش در شاخص چرخه‌ای مسکن منجر به کاهش چرخه‌های تجاری به اندازه ۰٫۹۳۴- درصد می‌گردد. انتظار است که با افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، تولید ناخالص داخلی نیز افزایش یابد، اما این وضعیت همیشه و در همه جا صادق نیست. در صورتی که شرایط اقتصاد کلان باثبات باشد، انتظار است که سیکل مسکن تأثیر مثبت بر سیکل تجاری داشته باشد، اما وقتی که اقتصاد کلان باثبات نیست، انتظارات تورمی بالایی در اقتصاد وجود دارد و بخش قابل توجهی از درآمدهای ارزی کشور به شرایط بین‌المللی وابسته است تا شرایط داخلی. در این صورت سیکل بخش مسکن می‌تواند رابطه منفی با سیکل تجاری داشته باشد. در این شرایط سرمایه‌گذاری در مسکن می‌تواند برای سفته‌بازی و مبتنی بر انتظارات تورمی انجام گیرد. همچنین در شرایطی که کشور با نوسانات اقتصاد کلان و بی‌ثباتی درآمدهای ارزی روبه‌رو شود سیکل بخش مسکن می‌تواند اثر منفی بر سیکل تجاری داشته باشد. البته طبیعی است که این امر با تأخیر اتفاق می‌افتد. مبتنی بر شرایط اقتصاد ایران در سال‌هایی که درآمدهای ارزی حاصل از نفت افزایش شدید می‌یابد در گام اول تقاضای دولت به دلیل درآمدهای نفتی اتفاق افتاده است و با افزایش تقاضا، فشار تورمی طرف تقاضا باعث افزایش قیمت‌ها می‌شود و قیمت کالاهای غیرقابل مبادله افزایش یافته و سرمایه‌ها از بخش‌های قابل مبادله به بخش‌های غیرقابل مبادله که مهم‌ترین آن بخش مسکن است، انتقال می‌یابند. با افزایش بازدهی نسبی بخش مسکن، سطح سرمایه‌گذاری مسکن افزایش می‌یابد، اما بعد از وارد شدن در فاز سوم بیماری هلندی، رکود به تدریج بر بخش‌های اقتصاد و از جمله بخش مسکن حاکم می‌شود. این شرایط در بخش مسکن در اقتصاد ایران همانند شرایط افزایش درآمد نفت است و به همین دلیل تأثیر هردوی آن‌ها بر سیکل تجاری منفی است. در مطالعه مرکز تحقیقات ساختمان و مسکن (۱۳۸۹) رابطه بین چرخه بخش مسکن و چرخه‌های تجاری نیز منفی ارزیابی شده است.

از بین متغیرهای فرعی شاخص چرخه‌های (درآمدهای نفتی و پرداخت‌های جاری دولت) قوی‌ترین رگرورها با تأثیرگذاری حتمی بر شاخص چرخه‌های تجاری ارزیابی می‌شوند.

شاخص چرخه‌های مخارج دولت طبق انتظار بر شاخص چرخه‌های تجاری اثر مثبت دارد؛ به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در چرخه‌های مخارج دولت، منجر به افزایش چرخه‌های تجاری به مقدار ۰,۵۳۷ درصد می‌گردد. مثبت بودن این متغیر نشان‌دهنده جایگاه مهم دولت در اقتصاد ایران است. در مطالعه جلائی (۱۳۹۵)، دیمرچی (۱۳۸۹) و صمدی (۱۳۸۵) نیز این رابطه مثبت ارزیابی شده است.

اما متغیر چرخه‌های درآمدهای نفتی دارای اثر منفی بر چرخه‌های تجاری می‌باشد؛ یعنی یک درصد افزایش در این متغیر منجر به کاهش چرخه‌های تجاری به میزان ۰,۱۱۳- درصد می‌گردد. با توجه به سهم بالای درآمدهای نفتی در بودجه، افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش بودجه جاری و عمرانی دولت می‌شود. افزایش در مخارج عمرانی می‌تواند منجر به افزایش در تولید داخلی اقتصاد شود؛ اما مخارج جاری دولت به دلیل اثرات قیمتی معمولاً منجر به افزایش واردات شده که این مسئله می‌تواند موجب کاهش تولید کالای داخلی شود و بروز بیماری هلندی و کاهش رشد اقتصادی را به همراه دارد. در مطالعه صیادی (۱۳۹۴)، مهرآرا (۱۳۹۱)، خوش‌اخلاق و همکاران (۱۳۸۵) و حسن درگاهی (۱۳۹۷) رابطه منفی ارزیابی شده است.

متغیر فرعی دیگر چرخه‌های تسهیلات جاری دولتی و غیردولتی نیز جز قوی‌ترین رگسورها با تأثیرگذاری بالا (۰,۷۲) بر چرخه‌های تجاری ارزیابی می‌شود. این متغیر دارای اثر مثبت است؛ به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در چرخه تسهیلات منجر به افزایش چرخه‌های تجاری به اندازه ۰,۰۰۱۵۶ درصد می‌گردد. در مطالعه طیبی (۱۳۸۹)، مندوزا و ترونز (Mendoza & Terrones, 2008)، منتظری طالقانی (۱۳۸۴) و عباسلو (۱۳۸۸) رابطه مثبت ارزیابی شده است. در مورد این رابطه مثبت می‌توان نتیجه گرفت وقتی بانک‌ها اقدام به خلق اعتبار می‌کنند و با رونق چرخه اعتباری روبه‌رو هستیم، این منابع مالی به سرمایه‌گذاری‌های مولد اختصاص می‌یابد و منجر به رونق چرخه‌های تجاری می‌شود و بالعکس.

۹. جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

هدف اصلی مقاله بررسی ارتباط و اثر چرخه‌های مالی بر چرخه‌های تجاری در شرایط نااطمینانی در اقتصاد ایران است. برای بررسی این ارتباط داده‌های فصلی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۳۹۷:۱ مورد استفاده قرار گرفته است. با ملاحظه نااطمینانی از روش میانگین‌گیری بیزین استفاده

شده است. در نظر گرفتن شرایط نااطمینانی و تحلیل‌های مبتنی بر احتمالات از نقاط قوت روش بیزین است.

مبتنی بر مبانی نظری تحقیق و همچنین مطالعات پیشین متغیرهای مورد استفاده تحقیق عبارت‌اند از تولید ناخالص داخلی، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، متوسط هزینه یک مترمربع زیربنا، تسهیلات اعطایی جاری دولتی و غیردولتی، درآمدهای نفتی و پرداخت‌های جاری دولت. در ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات ادوار مالی و تجاری در ایران استخراج شده است و در مرحله دوم ثبات ضرایب مدل بررسی شده است. با توجه به این که روش‌های متعارف اقتصادسنجی قادر به بررسی نااطمینانی در مدل نیستند، در این مقاله با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی اثر ۵ متغیر توضیحی بر چرخه‌های تجاری بررسی شد و با برآورد تمام الگوهای ممکن (۸ مدل) بر اساس حضور یا عدم حضور هر کدام از متغیرها و سپس میانگین‌گیری از ضرایب، متغیرهای نیرومند و اثرگذار بر چرخه‌های تجاری شناسایی شدند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد از میان ۵ متغیر توضیحی، متغیرهای چرخه‌ای بخش مسکن، بورس اوراق بهادار، درآمدهای نفتی و پرداخت‌های جاری دولت به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری شناسایی شدند و متغیر چرخه‌ای تسهیلات جاری در رتبه بعد قرار می‌گیرد.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه منفی بین چرخه‌های مسکن و چرخه‌های تجاری می‌تواند وجود داشته باشد. این امر به دلیل شرایط اقتصاد ایران حاصل شده است. در واقع انتظار است که در شرایط عادی رابطه میان چرخه‌های مسکن و چرخه‌های تجاری یک رابطه مثبت باشد، اما به دلیل اینکه در اقتصاد ایران شرایط بی‌ثباتی اقتصاد کلان از جمله تورم‌های بالا به همراه نوسانات نرخ ارز وجود دارد و همچنین به دلیل اینکه شرایط بیماری هلندی در اقتصاد ایران مکرراً بروز پیدا کرده است این رابطه منفی شده است. بر همین اساس لازم است در سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر چرخه‌های مسکن به این نکته توجه شود که سرمایه‌گذاری حوزه بخش مسکن باید استقلال نسبی از درآمدهای ارزی و ملاحظات بیماری هلندی داشته باشد و درعین حال سازکارهایی در حوزه مسکن اتخاذ شوند که تأثیر بیماری هلندی بر بخش مسکن کاهش یابد یا سازکارهای انتقال آثار بیماری هلندی در این کاهش یابد. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که چرخه‌های نفتی بر چرخه‌های تجاری تأثیر منفی دارد و این امر به دلیل نوسانات شدید قیمت نفت در بازارهای جهانی و تأثیرپذیری شدید آن از مسائل سیاسی و

غیراقتصادی است. این امر باعث می‌شود که یک بخش عمده از اقتصاد ایران در اختیار متغیرهای خارج از اختیار سیاست‌گذاری‌های کشور باشد. برای کاهش این تأثیر منفی لازم است سیاست‌های اتخاذ شده در حوزه مدیریت درآمدهای نفتی کشور از جمله صندوق توسعه ملی مجدداً بررسی و ضمن بررسی نقاط ضعف آن‌ها در حوزه اجرا سازکارهای ارتقا کارآمدی سیاست‌گذاری‌های مدیریت درآمدهای نفتی در کشور در دستور کار سیاست‌گذاران و به‌خصوص در برنامه‌های توسعه میان‌مدت و همچنین بودجه‌های سالیانه قرار گیرند.

رابطه مثبت بین متغیر چرخه‌های تسهیلات جاری و غیرجاری و چرخه‌های تجاری بیانگر این است که سیستم مالی (بانک‌ها) از استحکام و عملکرد مناسبی برخوردار است و تأمین‌کننده منبع داخلی سرمایه‌گذاری برای ارتقای سطح تولید است بنابراین دولت باید استراتژی مناسب را در جهت رونق‌بخش تسهیلات به کار برد و لازم است که دولت سازکارهای ارتقای اثربخشی سیاست‌های تسهیلات دهی را در دستور کار قرار دهد؛ به‌خصوص که در سال‌های اخیر به دلیل نوسانات شدید نرخ ارز و افزایش نااطمینانی در اقتصاد کشور بخش تولید در کشور مدام با مشکلات غیرقابل‌پیش‌بینی روبه‌رو شده است. البته که سیاست تسهیلات مبتنی بر تخصیص به بنگاه‌های کارآمد و همچنین افزایش ظرفیت‌های ارائه تسهیلات برای شرکت‌های خلاق دانش‌بنیان باید در بین اولویت‌های سیاست‌گذاری باشند.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه مثبت بین چرخه‌های بورس اوراق بهادار و چرخه‌های تجاری وجود دارد. بر همین اساس باید ظرفیت‌های بازار سرمایه در تأمین سرمایه اقتصاد ملی افزایش یابد. از جمله این‌که سیاست‌هایی مانند سهام شناور یا ارائه سودهای ماهیانه به سهام‌داران خرد و همچنین ملاحظات مبتنی بر امنیت سرمایه‌گذاری در بلندمدت در بازار سرمایه مد نظر قرار گیرند. با توجه به این رابطه هرچقدر سهم بازار سرمایه در تأمین مالی اقتصاد بیشتر باشد، امکان ارتقای تولید نیز بیشتر می‌شود. تجربه کشورهای دنیا در حوزه بازارهای مالی نشان می‌دهد که این حوزه درعین‌حال که ظرفیت تأثیر مثبت بر تولید ملی را دارد، اما باید به‌درستی تنظیم‌گری در این بخش انجام گیرد تا آثار منفی این بخش در اقتصاد نیز کنترل گردد.

کتابنامه

الف - کتب و مقالات

۱. فارسی

- امامی، کریم و علیا، میترا (۱۳۹۱)، «برآورد شکاف تولید و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دوازدهم، شماره ۱، صص ۵۹-۸۵.
- انصاری، فاطمه (۱۳۹۶)، «مطالعه تأثیر سیکل‌های تجاری بر شاخص‌های مالی بورس در ایران»، سومین کنفرانس بین‌المللی مدیریت، روان‌شناسی و علوم اجتماعی، تهران: دانشگاه آزاد تهران، صص ۱-۱۳.
- بت‌شکن، محمدهاشم؛ صادقی، مهدی؛ سلیمی، محمدجواد و محسنی، حسن (۱۳۹۶)، «سرریز نوسانات بر بورس اوراق بهادار»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۴۸، سال ۲۵، صص ۱۶۵-۱۸۳.
- رحمانی، تیمور؛ بهپور، سجاد و استاذزاد، علی حسین (۱۳۹۲)، «بررسی رابطه بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری در ایران. رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۱، شماره ۶۷، صص ۱۵۳-۱۷۰.
- رستمی، محمدرضا و کروی، سمیه (۱۳۹۲)، «بررسی رابطه نقدشوندگی بازار سهام، چرخه‌های تجاری و رشد اقتصادی»، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۴، شماره ۱۱، صص ۲۰۱-۲۱۵.
- زائر، آیت و غلامی، الهام (۱۳۸۶)، «بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی VAR»، پژوهشنامه مالیات و توسعه، دوره ۲، شماره ۵، صص ۲۷-۴۲.
- شریعتی، اعظم؛ مرادی، مهرداد و زراعت‌کیش، سید یعقوب (۱۳۹۲)، «بررسی روابط بلندمدت نوسانات شاخص سهام و قیمت نفت بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو دی هشت»، همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی، اصفهان: دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان)، صص ۱-۲۱.
- صیادی، محمد و بهرامی، جاوید (۱۳۹۴)، «ارزیابی اثرات سیاست‌های سرمایه‌گذاری درآمد نفتی بر متغیرهای عملکرد اقتصادی در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)»، نشریه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۴، شماره ۱۶، صص ۸۵-۱۳۵.
- طیبی، کمیل؛ ساطعی، مهسا و صمیمی، پریسا (۱۳۸۹)، «تأثیر تسهیلات بانکی بر اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی ایران»، نشریه پول و اقتصاد، دوره ۲، شماره ۴، صص ۱-۳۳.

اثر چرخه‌های مالی بر چرخه‌های تجاری در ایران بر اساس رهیافت میانگین‌گیری بیزین / سلیمانی و ... ۲۲۵

- جلائی، عبدالمجید؛ شکیبایی، علیرضا؛ نجاتی، مهدی و انصاری‌نسب، مسلم (۱۳۹۵)، «بررسی آثار عوامل مؤثر بر شکاف تولید در اقتصاد ایران»، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال سوم، شماره ۴، صص ۷۷-۱۰۰.
- عینیان، مجید و برکچیان، مهدی (۱۳۹۳)، «شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال هفتم، شماره ۲۰، صص ۱۶۱-۱۹۴.
- فطرس، محمدحسن؛ نجارزاده نوش‌آبادی، ابوالفضل و محمودی، حسین (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از روش تحلیل عاملی: مورد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۱۸، شماره ۵۶، صص ۷۳-۹۴.
- کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۶، صص ۴۱-۵۴.
- کوزه چی، هادی (۱۳۹۳)، *استراتژی سرمایه‌گذاری در بازار مسکن ایران*، تهران: انتشارات دنیای اقتصاد.
- مولایی، محمد و گلخندان، ابولقاسم (۱۳۹۳)، «سیکل‌های تجاری اقتصاد آمریکا و مقایسه موردی با اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۴، شماره ۴، صص ۲۵۳-۲۲۹.
- وظیفه دیمرچی، قادر و رحیمی، غلامرضا (۱۳۸۹)، «اثرات درآمدهای نفتی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۶»، *دومین همایش ملی اقتصاد ایران*، خمینی شهر: دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر.

۲. لاتین

- Antonakakis, N., & Badinger, H. (2015). "Economic growth, volatility, and cross-country spillovers: New evidence for the G7 countries", *Economics Modelling*, Vol.52, No.21, pp. 352-365.
- Barro, R. J. (1990). "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. S5, pp.103-125.
- Barseghyan, L.; Battaglini, M. & Coate, S. (2013). "Fiscal policy over the real business cycle: A positive theory", *Journal of Economic Theory*, Vol. 148, No. 6, pp. 2223-2265.
- Bartoletto, Silvana; Chiarini, Bruno; Marzan, Elisabetta & Piselli, Paolo (2019). "Business cycles, credit cycles, and asymmetric effects of credit fluctuations:

Evidence from Italy for the period of 1861–2013", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 61, No.8, pp.103-130.

- Bean, C. (1990). "Endogenous Growth and the Pro-Cyclical Behaviour of Productivity", *European Economic Review*, Vol. 34, No. 17, pp. 355-363.
- Black.F. (1987). *Business Cycles and Equilibrium*, Cambridge: MA: Blackwell, p. 146.
- Caballero, R. (1991). "On the Sign of the Investment Uncertainty Relationship", *America Economic Review*, Vol. 81, No. 1, pp. 279-288.
- Chun Tsai (2019). "Dynamic price–volume causality in the American housing market: A signal of market conditions", *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 48, No. 13, pp. 385–400.
- Claessens, Stijn, M. Ayhan Kose, & Marco E. Terrones (2011). "Financial Cycles: What? How? When?", *NBER International Seminar in Macroeconomics*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 303–343.
- Claessens. Stijn, M. Ayhan Kose, & Marco E Terrones (2012). "How Do Business and Financial Cycles Interact?", *Journal of Finance and Development*, Vol. 87, No.1, pp. 178-190.
- Danilov, D. & Magnus, J. R. (2004). "On the harm that ignoring pretesting can cause", *Journal of Econometrics*, Vol. 22, No. 1, pp.27- 46.
- De Luca, G. & Magnus, J. R. (2011). "Bayesian model averaging and weighted average least squares: equivariance, stability, and numerical issues, Stability, and Numerical Issues", *Econometrics*, Vol. 82, No. 23, pp. 518-544.
- Dees, Stéphane (2016). "Credit, asset prices and business cycles at the global level", *Economic Modelling*, Vol. 54, No. 2, pp. 139-152.
- Draper, D. (1995). "Assessment and propagation of model uncertainty", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, Vol. 57(1), pp. 45-97.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press.
- Hamilton, J.D. (1983). "Oil and the Macroeconomy since World War II", *Journal of political Economy*, No. 91, No. 2, pp. 228-248.
- Herring, R. & Wachter, S. (1999). *Real Estate Booms and Banking Busts-An International Perspective*, Group of Thirty, occasional paper 58.
- Hild Christiane Bjomland (2000). "The Dynamic Effect of Aggregate Demand, Supply and Oil price Shocks. A Comparative Study", *A Comparative Study, The Manchester School*, Vol. 68, No. 5, pp. 578-607.

- King, R. G. & Levine, R. (1993c). *Financial Intermediation and Economic Development*, In: *Financial Intermediation in the Construction of Europe*, (eds) C. Mayer and X. Vives, London: Centre for Economic Policy Research, pp. 156-189.
- Kydland, F. & Prescott, E. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica*, Vol. 50, No.6, pp.134-170.
- Long, J. and Plosser, C. (1983). "Real Business cycle". *Journal of political Economy*, Vol. 9, No.1, pp. 39-69.
- Magnus, J. R.; Powell, O. & Prüfer, P. (2010). "A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics", *Journal of Econometrics, Elsevier*, Vol. 154, No. 2, pp.139-153.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington D.C.: Brookings Institution.
- Mendoza, E.G. & Terrones, M.E. (2008). *An Anatomy of Credit booms: Evidence form Macro Aggregates and Finn Level Data*, NBER Working Paper, NO. 14049.
- Mourre, G.; Astarita, C. & Princen, S. (2014). *Adjusting the budget balance for the business cycle: the EU methodology*, EUROPEAN ECONOMY, pp. 536.
- Olivera, Cristiano Duarte (2014). *The Interaction between Business and Financial Cycles, in USA, Japan and UK*, Dissertation submitted as partial requirement for the conferral of Master in Finance, pp.1-84.
- Pagano, Marco (1993). "Financial Markets and Growth- An Overview". *European Economic Review*, Vol. 37, No. 11, pp. 613-622.
- Papageorgiou, T.; Michaelides, P. G. & Tsionas, E. G. (2016). "Business cycle determinants and fiscal policy: A panel ARDL approach for EMU". *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 13, No. 5, pp. 57-68.
- QingHe, FanggeLiu; ZongxinQian, TerenceTai & Leung Chong,(2017). "Housing prices and business cycle in China: A DSGE analysis". *International Review of Economics & Finance*, Vol. 52, No. 11, pp. 246-256.
- Raftery, A. E.; Hoeting, J. A.; Madigan, D. & Volinsky, C. T. (1999). "Bayesian model averaging: a tutorial", *Statistical science*, Vol. 14, No. 4, pp. 382-417.
- Saleh, G. (2008). *The Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates in Egypt, Saudi Arabia and UAE*, PHD Thesis in Economics: University of Illinois.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.

- Trablesi, Mohamad (2002). *Finance and Growth, Empirical Evidence from Developing Countries (1960 -1990)*, Tunisia: IHEC.
- Woodford, Michael (2010). "Financial intermediation and macroeconomic analysis". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 24, No. 4, pp. 21-44.
- Yang Han, Zehao Liu, Jun Ma, (2019). "Growth cycles and business cycles of the Chinese economy through the lens of the unobserved components model", *China Economic Review*, Vol. 63, No.10, pp. 103-153.