دوفصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی
سال هفتم، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۳۹۹
شمارهٔ پیاپی ۱۴، صص۸۱-۱۰۶
مقالهٔ پژوهشی

Economic ESP
The Journal of Economic Studies and Policies
Semi-Annual, Vol.7, No.2, Fall 2020 – Winter 2021
Issue 14, pp.81-106
Original Article

همبستگی غیرخطـی بین ادوار تجاری و سیاست پولی در اقتصاد ایران

عطا جلال پور*
سید یحیی ابطحی**
جلیل توتونچی***
محمد علی دهقان تفتی****

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۲۵ ـ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۴/۲۵
DOI: 10.22096/esp.2020.43400

چکیده

سیاست پولی مخالف ادوار تجاری، سیاستی است که اقتصاددانان برای کاهش نوسانات اقتصادی پیشنهاد می‌کنند. هدف مقاله حاضر بررسی همبستگی غیر خطی بین ادوار تجاری و سیاست پولی در اقتصاد ایران بود. برای این منظور از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۳۹۷ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. رویکرد مورد استفاده در این مقاله استفاده از فیلتر میان گذر کریستیانو – فیلتزگرالد ((Christiano-Fitzgerald Filter (C-F) برای استخراج ادوار تجاری، استفاد از فیلتر کالمن به منظور برآورد نرخ تورم هدف و روش مارکوف سوئیچینگ ((Markov Switching Method (MS) به منظور برآورد تابع عکس العمل مقام پولی در طول ادوار تجاری به شکاف تولید و تورم بود. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که واکنش سیاستگذار پولی به شکاف تولید و تورم منفی و معنی دار بوده است اما شدت این واکنش در دوران رونق و رکود کاملا

* دانشجوی دکترا علوم اقتصادی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، دانشکده علوم انسانی گروه علوم اقتصادی.
Email: atadaghbar@gmail.com
** استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، دانشکده علوم انسانی گروه علوم اقتصادی. (نویسنده مسئول)
Email: yahyaabtahi@yahoo.com
*** استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، دانشکده علوم انسانی گروه علوم اقتصادی.
Email: jalilitotochi@yahoo.com
**** استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، دانشکده علوم انسانی گروه علوم اقتصادی.
Email: dehghantafti@yahoo.com

متفاوت بوده است که بیانگر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی در طول ادوار تجاری با سیاست پولی در اقتصاد ایران بوده است.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، ادوار تجاری، شکاف تولید، تورم، فیلتر میان گذر کریستیانو – فیلتزگرالد (CF)، روش مارکوف سوئیچینگ (MS).

طبقه‌بندی موضوعی: E52, E32, P24, E31, C24.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

مسئله مهم و محوری تمامی اقتصادهای مدرن، وجود پدیده ادوار تجاری است. از آن‌جا که مهم‌ترین هدف اقتصاددانان تثبیت اقتصادی و جلوگیری از نوسان‌ها و بی‌ثباتی‌های اقتصاد است؛ لذا به منظور بررسی ادوار تجاری، اطلاع از این که اقتصاد در آینده وارد دوره رونق یا رکود خواهد شد از اهمیت بالایی برخوردار است. ادوار تجاری از آن رو از مباحث مهم و جذاب اقتصاد کلان است که برنامه‌ریزی اقتصادی بدون درک از چگونگی وقوع نوسان‌های تولید ناخالص داخلی و علل آن نوسان‌ها مفهومی نخواهد داشت. بر اساس نظر لوکاس (Lucas, 1977) شناخت و درک ادوار تجاری، اولین گام در طراحی مناسب سیاست‌های تثبیت است.[۱]

تئوری‌های ادوار تجاری قبل از کینز (Keynes, 1883-1946) را می‌توان به صورت طیفی در نظر گرفت که در میان آن‌ها می‌توان به سرنخ‌هایی از ریشه نظریه‌های جدید دست یافت. به عبارت دیگر آن تئوری‌ها دلیل عمده گسترش تئوری‌های مدرن بعدی نظیر تئوری سنتی کینزی (Keynes, 1945)، تئوری پولی فریدمن (Friedman, 1956) و یا پولیون، تئوری ادوار تجاری پولی، تئوری ادوار تجاری حقیقی (Real Business Cycles (RBC)) و در نهایت تئوری‌های ادوار تجاری نئوکینزین‌ها (Neo-Keynesian) می‌باشند.

یکی از اصول روشن کینز (Keynes, 1883-1946) طرح تقاضای مؤثر است که بیانگر تعیین سطح محصول از طریق مخارج برنامه‌ریزی شده (شامل مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری) در اقتصادی است که دارای ظرفیت اضافی بوده و نیز در شرایط قبل از اشتغال کامل قرار دارد؛ می‌باشد. وی با طرح انتظاراتی تحت عنوان «سود انتظاری سرمایه» که سطح تقاضا در آینده را تحت تأثیر قرار خواهد داد؛ به بی‌ثبات بودن سود انتظاری و این که نااطمینانی از طریق عدم ثبات به سرمایه‌گذاری خصوصی راه خواهد یافت؛ پی برد.

نظریه‌های فریدمن (Friedman, 1948) و مکتب شیکاگو (Chicago School) نیز از جمله مباحثی هستند که در زمینه ادبیات ادوار تجاری از جایگاه برجسته‌ای برخوردار می‌باشند. فریدمن (Friedman, 1948) در بیانیه‌ای تأکید می‌کند که برخی از اقتصاددانان با مطالعه ادوار تجاری در خصوص راه‌های کنترل و بهبود آن‌ها پس از وقوع ادوار تلاش نموده‌اند و نیز به

---

۱. نک: اسماعیلی، ۱۳۹۷: ۱۸۸-۱۶۱.

گونه‌ای تحلیل می‌کنند که هدف اقتصاد، کنترل ادوار تجاری است. وی معتقد است که بی‌ثباتی در رشد پول نیز تقریباً به همان اندازه در فعالیت‌های اقتصادی بازتاب داشته و از طرفی رشد نامنظم پول همواره رشد اقتصادی نامنظم را در پی خواهد داشت. برخلاف نظر کینزین‌ها، فریدمن (Friedman, 1948) و طرفداران مکتب شیکاگو (Chicago School) معتقدند که اقتصاد ذاتاً باثبات بوده؛ مگر این که رشد پول در آن اختلالات جدی ایجاد کند. اما پس از این که دچار اختلال شود در بلندمدت به حدود نرخ طبیعی بازگشت خواهند نمود. وی بر این نکته تأکید دارد که سیاست مالی خالص به خصوص زمانی که با سیاست پولی مناسب همراه نباشد؛ به اثر جایگزینی (Crowding out Effect) و نیز خروج بخش خصوصی منجر خواهد شد که تأثیری بر تولید نخواهد داشت. وی معتقد است با توجه به این که معمولاً اثرات تغییرات حجم پول بر تغییرات درآمد پولی به صورت هم‌زمان نبوده و اثرات واقعی آن با وقفه های متعدد توأم می‌باشد؛ استفاده از سیاست پولی احتیاطی و توأم با صلاح‌دید (Discretionary Monetary Policy) به منظور تنظیم و نظم خود ممکن است به سایر بی‌ثباتی‌ها دامن بزند. وی مخالف جدی قانون پولی فعال بوده و معتقد است که اعمال یک سیاست ممکن است در سال‌های آتی بر اقتصاد تأثیر بگذارد و در نتیجه نمی‌توان سیاستی برای تثبیت و خارج کردن تمامی اثرات سیاست اولی وضع نمود. بر این اساس وی معتقد است که اگر اقتصاد به حال خود رها شود؛ با ثبات بیشتری همراه بوده و عدم دخالت دولت نیز از دخالت آن مؤثرتر خواهد بود.

نئوکلاسیک‌های (Neo-Classics) شاخه پولی نیز معتقدند که دولت به سیاست‌گذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت قادر نبوده و این مسئله زمانی که سیاست‌های غیرقابل پیش‌بینی اتخاذ شوند؛ نقض می‌گردد چرا که سیاست‌های سیستماتیک پولی به تغییر در میزان تولید و اشتغال ناتوان‌اند. با توجه به این که دولت با اتخاذ سیاست‌های سیستماتیک در اعمال سیاست‌گذاری ناتوان بوده و از آن‌جا که عاملان اقتصادی با اتخاذ انتظارات عقلایی (Rational Expectations) قادر به تشخیص منافع شخصی خود می‌باشند؛ لذا عملاً جایی برای دولت و دخالت‌های مؤثر آن باقی نخواهد ماند. آنان بر این باوراند که موانع قابل ملاحظه‌ای برای شفافیت بازار وجود ندارد مگر آن که عواملی به شکل تصادفی و غیرقابل اجتناب وجود داشته باشد که احتمالاً در این صورت، خطای انتظاری (Expected Error) رخ خواهد داد. چرا که آن‌ها معتقدند سیاست‌های قابل انتظار و پیش‌بینی شده تنها قدرت تغییر متغیر اسمی را داشته و در شرایط

اعمال سیاست‌های غیرقابل پیش‌بینی و غیرسیستماتیک عاملان اقتصادی به دلیل عدم و یا نقص اطلاعات، رفتار بهینه‌ای نخواهند داشت. از دیدگاه آنان افزایش عرضه پول در شرایطی که پیش‌بینی شده باشد به عدم تغییر محصول و اشتغال توسط عاملان اقتصادی منجر خواهد شد و بنابراین افزایش عرضه پول به تغییر متغیرهای اسمی نظیر افزایش دستمزد پولی منتهی می‌گردد. این در حالی است که اگر افزایش عرضه پول پیش‌بینی نشده باشد؛ عاملان اقتصادی در وضعیت نقص و یا عدم اطلاعات قرار گرفته و در نتیجه به تشخیص ماهیت افزایش تقاضای ایجاد شده برای کالا و خدمات‌شان قادر نخواهند بود؛ از این رو در واکنش به افزایش تقاضای ایجاد شده به افزایش تولید و عرضه نیروی کار اقدام می‌نمایند. اما این مسئله موقتی خواهد بود زیرا آن‌ها پی می‌برند که تغییری در قیمت‌های نسبی محصول و اشتغال ایجاد نشده و بنابراین مجدداً به سطح تعادلی قبلی باز می‌گردند.

بخش دیگری از ادبیات ادوار تجاری به تئوری‌هایی اختصاص دارد که به ادوار تجاری حقیقی (Real Business Cycles (RBC)) مربوط است. اقتصاددانان طرف‌دار ادوار تجاری حقیقی (Real Business Cycles (RBC)) بر این باوراند که دلیل نوسان‌های اقتصاد، تغییر متغیرهای حقیقی می‌باشند. بر این اساس عاملان اقتصادی با رویکرد و رفتار عقلایی بهینه عمل نموده و دچار خطاهای سیستماتیک نمی‌شوند. بازارها شفاف بوده و اقتصاد همیشه در حالت تعادل قرار دارد. این شرایط یک شرایط ایده‌آل و یا مدل کلاسیکی نبوده؛ بلکه یک حالت مداوم در اقتصاد است. آنان عامل تنش و نوسان‌ها در اقتصاد را به نوسان‌های طرف عرضه مربوط دانسته و معتقدند که ریشه این نوسان‌ها، تغییرات تکنولوژی است. از طرفی آنان وقوع نوسان-های بزرگ در تکنولوژی را دلیل افزایش بهره‌وری دانسته که موجب خروج اقتصاد از یک مسیر با ثبات بلندمدت شده و در نهایت به سرعت در یک مسیر بلندمدت دیگر قرار می‌گیرد.

نئوکینزین‌ها (Neo-Keynesian) علی‌رغم پذیرش مبحث انتظارات عقلایی (Rational Expectations) هنوز به موضوع چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها پای‌بند هستند. آن‌ها معتقد هستند که اصول عدم شفافیت بازارها، ریشه حقیقی ادوار تجاری می‌باشد؛ در حالی که کینزین‌های سنتی بر این باور بودند که دستمزدهای پولی ثابت می‌باشند. نئوکینزین‌ها (Neo-Keynesian) سعی دارند که با طرح بنیان‌های اقتصاد خرد به موضوع چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها بپردازند. آنان معتقدند که بازار به تعدیل خودکار خود به گونه‌ای که به

اشتغال کامل منجر شود؛ قادر نخواهد بود. در مدل آن‌ها عوامل متعددی موجب عدم تعدیل سریع بازارها شده که به طور خلاصه می‌توان آن‌ها را به وجود دلایلی نظیر تئوری عادات اجتماعی مربوط دانست که به عوامل ساختاری یا جامعه‌شناختی نظیر قوانین سخت در خصوص حداقل دستمزد، ساعات کار، اخراج کارگر و ... بستگی دارند.

مطالعات تجربی صورت گرفته توسط ساجدار (Sajjduar, 2010)، اپوستلس سرلتیس (Ipostels and Sertis, 2010)، دافرنات و همکاران (Dufrenot et al, 2003)، کاراس (Karras, 1996) و ون دیک و هنس فرانس (Van Dijk & Hans Franse, 1999) بیانگر آن بودند که اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی از جمله تولید، نامتقارن (غیرخطی) و همچنین اثر سیاست‌های پولی انقباضی بر تولید بیشتر از اثر سیاست‌های پولی انبساطی بوده است. در مطالعات دیگر، نقش تکانه‌های پولی کوچک و بزرگ بر تولید بررسی شده است. بررسی تأثیر تکانه‌های پولی مثبت و منفی یکی دیگر از مقوله‌های مطالعاتی در این زمینه به شمار می‌رود. با توجه به مبانی نظری و تجربی مذکور می‌توان بیان کرد که تکانه‌های سیاست پولی دارای اثرات حقیقی در اقتصاد بوده و نیز تکانه‌های مثبت و منفی با توجه به ماهیت بروز ادوار تجاری، اثرگذاری متفاوتی بر تولید خواهند داشت.

نوآوری مطالعه حاضر در گام اول استفاده از فیلتر میان‌گذر کریستیانو - فیتزجرالد (Christiano-Fitzgerald Filter (C-F)) به منظور استخراج ادوار تجاری در اقتصاد ایران بوده و در گام دوم با استفاده از روش تغییر رژیم مارکوف (Markov Switching Method (MS)) به برآورد تأثیر سیاست پولی بر تولید در دوران رونق و رکود پرداخته می‌شود و همبستگی غیرخطی بین ادوار تجاری و سیاست پولی در اقتصاد ایران بررسی خواهد شد. همچنین در این مطالعه به منظور برآورد نرخ تورم هدف از فیلتر کالمن (Kalman Filter) استفاده شده است.

پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که آیا در اقتصاد ایران قواعد سیاست‌های پولی در تولید به وضعیت ادوار تجاری بستگی دارد یا خیر؟. از این رو با توجه به حساسیت موضوع و تأثیر احتمالی سیاست‌های پولی بر هر یک از متغیرهای اسمی یا حقیقی اقتصاد، انجام تحقیقی که نقش ادوار تجاری در اثربخشی غیرخطی سیاست پولی در اقتصاد ایران را مود بررسی قرار دهد ضروری به نظر می‌رسد.

ساختار مقاله حاضر از چهار بخش تشکیل شده است. در بخش اول به بررسی ادبیات نظری تحقیق، بخش دوم به مرور مطالعات پیشین، بخش سوم به برآورد مدل تجربی تحقیق و در نهایت در بخش چهارم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری

به طور سنتی در مطالعات مربوط به ادوار تجاری، متغیرهای کلان اقتصادی به یک روند و یک جزء چرخه‌ای یا نوسانی تجزیه می‌شوند. شیب خط روند را عواملی نظیر توسعه فناوری و آموزش تعیین می‌کند. یکی از دلایل انحراف اقتصاد از مسیر رشد بلندمدت، وجود نوعی حرکت موجی است که اصطلاحاً به آن «دور یا سیکل تجاری» (Business Cycle) می‌گویند. از آن جا که هیچ اتفاق نظری در مورد زمان وقوع این ادوار وجود نداشته؛ از این رو وقوع دوره‌های رکود و رونق در هر اقتصاد، مسئله‌ای اجتناب‌ناپذیر تلقی می‌شود. هدف سیاست‌های پولی و مالی نیز همواره کاهش دامنه نوسان این ادوار بوده است. بر اساس مباحث سری زمانی می‌توان بیان نمود که در واقع روند، جزء نامانای سری و اجزای چرخه‌ای و نامنظم، جزء مانای آن محسوب می‌شوند.[۱]

تلاش تعداد زیادی از محققین برای درک ارتباط بین سیاست پولی و ادوار تجاری به توسعه چارچوبی منجر شده است که به آن مدل نئوکینزی گفته می‌شود که به طور گسترده جهت تجزیه و تحلیل سیاست پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بعد از مطالعات اولیه‌ای که توسط پرسکات (Prescott, 1986) و کیدلند و پرسکات (Kydland & Prescott, 1990) انجام شد؛ تئوری ادوار تجاری حقیقی (Real Business Cycles (RBC)) به منبع مهمی برای درک، تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی تبدیل شد. تأثیر این انقلاب دارای دو بُعد مفهومی و روش‌شناختی مهم می‌باشد. از جنبه روش شناختی، این تئوری با قاطعیت، به کارگیری مدل‌های تعادل تصادفی عمومی پویا (Dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE)) را به عنوان ابزار مرکزی تجزیه و تحلیل اقتصاد کلان تصدیق نمود. همچنین اقتصاددانان طرفدار تئوری مذکور بر اهمیت جنبه‌های مقداری مدل‌سازی تأکید نمودند به طوری که می‌توان این تأکید را در نقشی که در درجه‌بندی، شبیه‌سازی و ارزیابی مدل‌های‌شان منعکس شده؛ مشاهده کرد.

---

۱. نک: گرجی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۱۲-۹۹.

در ادامه در راستای بررسی رابطه بین ادوار تجاری و هدف‌گذاری‌های مقام پولی با سیاست پولی بهینه به بررسی هدف‌گذاری مقام پولی بر اساس نرخ تورم و تولید پرداخته می‌شود. سیاست پولی بهینه یک مسئله بهینه‌سازی در طول زمان است که در آن تابع زیان بایستی در یک افق زمانی بی‌نهایت حداقل گردد؛ زیرا عمر مصرف‌کنندگان نامحدود فرض می‌شود. با توجه به این نکته باید به دو مورد توجه نمود. اول این که چون بهینه‌سازی در طول زمان است؛ بنابراین ارزش تابع زیان در هر دوره با دوره دیگر متفاوت است و الزاماً باید با یک نرخی تنزیل گردد که در این مسائل عامل تنزیل، نرخ رجحان زمانی مصرف‌کننده می‌باشد؛ چرا که حداقل‌سازی تابع زیان چیزی جز حداکثرسازی تابع مطلوبیت نیست. دوم این که مدل‌های اقتصادی دارای نااطمینانی راجع به آینده هستند و این امر به دلیل ماهیت تصادفی بودن متغیرهای اقتصادی است. بنابراین باید زیان تنزیل‌شده انتظاری را حداقل نمود. در نهایت آن چه در مسائل سیاست پولی بهینه حداقل می‌شود؛ تابع زیر است:

$$\overline{W} = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t \qquad \text{رابطه (۱)}$$

با حداقل‌سازی تابع (۱) با توجه به قیود زیر خواهیم داشت:

$$S.t \quad \pi_t = f[(y_t - y^*). E_t\pi_{t+1}. \varepsilon_t] \qquad \text{رابطه (۲)}$$

$$\pi_t^w = g[(y_t - y^*). E_t\pi_{t+1}. \epsilon_t] \qquad \text{رابطه (۳)}$$

$$w_t = w_{t-1} + \pi_t^w - \pi_t \qquad \text{رابطه (۴)}$$

π_t^w نرخ تورم دستمزد، f رابطه منحنی فیلیپس، ε_t شوک‌های سمت عرضه، g رابطه پویای تورم دستمزد در طول زمان، ϵ_t شوک‌های دستمزد و wt لگاریتم دستمزد حقیقی می‌باشند. برای حل مسئله مذکور بایستی تابع لاگرانژ (Lagrange Function) را به صورت زیر تشکیل داد:

$$L_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(\pi_t - \pi^*)^2 + (y_t - y^*)^2 + (\pi_t^w - \pi^*)^2 + \lambda_1(t)(\pi_t - f) + \lambda_2(t)(\pi_t^w - g) + \lambda_3(t)(w_t - w_{t-1} - \pi_t^w + \pi_t)] \qquad \text{رابطه (۵)}$$

شرایط مشتق مرتبه اول Lt نسبت به سه متغیر تابع زیان حاصل می‌شود. با حل شرایط مرتبه اول، قاعده‌ای حاصل می‌شود که به قاعده بهینه مشهور است و وظیفه بانک مرکزی این است که در هر لحظه‌ای از زمان با استفاده از ابزار خود، سیاست پولی را به شرط رعایت نمودن قاعده مذکور، هدایت کند.

برای نمونه معادلات مربوط به تولید و تورم در مدل اسونسن (Svensson, 1997) به صورت زیر است:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t + \varepsilon_{t+1}$$ رابطه (۶)

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t + \beta_2 (i_t - \pi_t) + \eta_{t+1}$$ رابطه (۷)

i نرخ بهره و ابزار سیاست پولی، $\beta_2 < 0, 0 \leq \beta_1 < 1, \alpha_1 > 0$ بوده و شوک‌های η و ε نیز به صورت ii d می‌باشند. در این مدل نرخ رشد تورم بر حسب تولید سال قبل صعودی است؛ زیرا $\alpha_1 > 0$ بوده و تولید نیز دارای همبستگی سریالی می‌باشد. ابزار سیاست پولی بر تولید با یک سال وقفه و بر تورم با دو سال وقفه اثر می‌گذارد. بنابراین وقفه کنترل در مدل مذکور دو سال خواهد بود. هدف بانک مرکزی آن است که ابزار را به گونه‌ای انتخاب کند که زیان انتظارات زیر حداقل شود:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_t) \qquad . \quad L(\pi_t) = \frac{1}{2}(\pi_t - \pi^*)^2$$ رابطه (۸)

نرخ بهره بر مقادیر $\pi_{t+2}, \pi_{t+3}, \ldots$ اثر می‌گذارد. بنابراین از طریق کنترل ابزار در زمان t، برای رسیدن به هدف در زمان t+2، می‌توان برای مسئله بهینه‌سازی بانک مرکزی نتیجه-گیری نمود. با توجه به رابطه (۹) ابزار بهینه در دوره t مشخص می‌شود:

$$\min E_t \delta^2 L(\pi_{t+2})$$ رابطه (۹)

رابطه (۹) مقوله انتخاب نرخ بهره را در بر می‌گیرد به نحوی که $E_t \pi_{t+2} = \pi^*$ شود. این شرط بهینه‌سازی مرتبه اول بوده که با جای‌گذاری خواهیم داشت:

$$\pi_{t+2} = a_1 \pi_t + a_2 y_t + a_3 i_t + (\varepsilon_{t+1} + \alpha_1 \eta_{t+1} + \varepsilon_{t+2})$$
$$a_1 = 1 - \alpha_1 \beta_2 \ . a_2 = \alpha_1 (1 + \beta_1) . a_3 = \alpha_1 \beta_2$$ رابطه (۱۰)

از معادله (۱۰) امید ریاضی گرفته و خواهیم داشت:

$$E_t \pi_{t+2} = a_1 \pi_t + a_2 y_t + a_3 i_t$$ رابطه (۱۱)

بنابراین تفاوت نرخ تورم واقعی از نرخ هدف به اندازه خطای پیش‌بینی خواهد بود:

$$\pi_{t+2} - \pi^* = \pi_{t+2} - E_t\pi_{t+2} = \varepsilon_{t+1} + \alpha_1\eta_{t+1} + \varepsilon_{t+2}$$ رابطه (۱۲)

این میزان خطا، شوکی است که بانک مرکزی توانایی کنترل آن را نخواهد داشت. در بهترین حالت، بانک مرکزی توانایی کنترل انحرافات تورم از پیش‌بینی دو ساله نرخ هدف را خواهد داشت (به جای تورم واقعی). بنابراین بانک مرکزی باید پاسخ‌گوی تفاوت پیش‌بینی تورم از تورم هدف باشد. این امر نیازمند این است که پیش‌بینی بانک مرکزی قابل مشاهده و قابل تصحیح باشد. با جای‌گذاری رابطه (۱۱) برابر هدف تورم، تابع عکس‌العمل بهینه بانک مرکزی حاصل می‌شود:

$$i_t = \frac{1}{a_3}(\pi^* - a_1\pi_t - a_2y_t) = \frac{1-a_1}{a_3}\pi_t - \frac{1}{a_3}(\pi_t - \pi^*) - \frac{a_2}{a_3}y_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \pi^*) + b_2y_t$$

$$b_1 = -\frac{1}{\alpha_1\beta_2} > 0\,,\, b_2 = -\frac{1+\beta_1}{\beta_2} > 0$$ رابطه (۱۳)

بنابراین نرخ بهره بایستی برابر نرخ تورم قرار گیرد و نسبت به انحراف تورم بالاتر از تورم هدف و نیز انحراف تولید بالاتر از نرخ طبیعی واکنش نشان دهد. اگر بانک مرکزی مسئله رشد اقتصادی را نیز در نظر بگیرد؛ می‌توان تابع زیان را به صورت در نظر گرفت:

$$L(\pi_t.y_t) = \frac{1}{2}[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2]$$ رابطه (۱۴)

که $\lambda > 0$ است و y_t انحراف لگاریتمی سطح تولید حول نرخ طبیعی است. اگر برای سادگی، متغیرهای برون‌زا را حذف کنیم آن گاه به مدل حل شده زیر دست می‌یابیم:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1y_t + \varepsilon_{t+1}$$ رابطه (۱۵)

$$y_{t+1} = \beta_1y_t + \beta_2(i_t - \pi_t) + \eta_{t+1}$$ رابطه (۱۶)

شرط مرتبه اول برای حداقل‌سازی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$E_t\pi_{t+2} - \pi^* = -\frac{\lambda}{\delta\alpha\ k}E_ty_{t+1}$$ رابطه (۱۷)

$$k = \frac{1}{2}(1 - \frac{\lambda(1-\delta)}{\delta\alpha_1^2} + \sqrt{(1 + \frac{\lambda(1-\delta)}{\delta\alpha_1^2})^2 + \frac{4\lambda}{\alpha_1^2}}) \geq 1$$

با توجه به شرط مرتبه اول، اگر پیش‌بینی تولید در سال اول برابر نرخ طبیعی باشد؛ پیش‌بینی تورم در سال دوم نیز برابر با نرخ هدف خواهد شد (Svensson, 1997). در غیر این صورت تورم باید به نسبتی که پیش‌بینی تولید کمتر از نرخ طبیعی است ($\frac{\lambda}{\delta\alpha_1 k}$)، بیشتر از مقدار نرخ تورم هدف تعیین شده باشد. بر این اساس اگر وزن مثبتی برای تثبیت تولید در نظر گرفته شود؛ بانک مرکزی باید اجازه دهد تا تورم به تدریج به هدف بلندمدت خود برسد.[۱]

۳. پیشینه تحقیق

کاسترو (Castro, 2015) به بررسی تأثیرات برخی از عوامل مانند شاخص پیشرو، طول مدت رکود و رونق گذشته، قیمت نفت و... بر روی طول مدت رکود و رونق پرداختند. برای این منظور از روش داده‌های پانلی برای ۱۳ کشور صنعتی در طول مدت ۵۰ سال استفاده شده است. شواهد نشان داد که مدت زمان رکود و رونق تنها به عمر (سن) واقعی آن‌ها بستگی ندارد؛ طول مدت انقباض و انبساط همچنین به طور مثبت به رفتار متغیرهای موجود در شاخص پیشرو مرکب و سرمایه‌گذاری بستگی داشته و به طور منفی توسط قیمت نفت خام و وقوع یک نقطه اوج در چرخه‌های کسب و کار ایالات متحده تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

لیو و همکاران (Liu et al, 2017) به شناسایی همبستگی غیرخطی بین سیاست‌های پولی و ادوار تجاری با استفاده از مدل آستانه‌ای و خودرگرسیونی با متغیرهای زمان در دو کشور چین و آمریکا پرداختند. نتایج نشان داد تولید و تورم در دوره پس از رکود ثابت و رشد تولید و تورم هم‌چنان به دنبال روند رو به پایین است؛ چین احتمالاً وارد یک دوره نرخ بهره پایین می‌شود.

قلاینی (Ghalayini, 2018) به بررسی رابطه بین ادوار تجاری و سیاست پولی در اقتصاد لبنان پرداخت. برای این منظور از اطلاعات دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۸ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که اقتصاد لبنان تا حد زیادی در سطح کمتر از ظرفیت بالقوه خود در حال تولید

۱. نک: شاهمرادی و صارم، ۱۳۹۲: ۴۲-۲۵.

است. همچنین سهم استفاده از سرمایه در تولید در این کشور بستگی به نرخ تورم داشته است. شاخص‌های سیاست پولی مورد استفاده در این مطالعه تأثیر معنی‌داری بر بروز ادوار تجاری در کوتاه‌مدت داشته است.

کیوتاکی و مور (Kiyotaki & Moore, 2019) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین نقدینگی، ادوار تجاری و سیاست پولی پرداختند. در این مطالعه نقش سیاست پولی بر بروز نوسانات در فعالیت‌های اقتصادی و قیمت دارایی‌ها بررسی شد. برای این منظور از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (Dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE)) برای استخراج تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار استفاده شده است. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که در شرایط بروز ادوار تجاری در اقتصاد، عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به هدف‌گذاری نرخ تورم و تولید متفاوت بوده و سیاست پولی به بروز نوسانات در فعالیت‌های حقیقی اقتصاد منجر می‌شود.

لین و ویز (Lin & Weise, 2019) به طراحی یک مدل کینزین جدید به منظور بررسی رابطه بین ادوار تجاری و سیاست پولی پرداختند. در این مطالعه با استفاده از جایگزینی بین نیروی کار و سرمایه تأثیر سیاست پولی بر بخش حقیقی بررسی شد. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که شوک‌های قیمتی بر روی دستمزدها، تولید و اشتغال تأثیرگذار هستند. همچنین متغیرهای سهم اشتغال از تولید و رشد اقتصادی، واکنش معنی‌داری به شوک وارد شده از ناحیه بهره‌وری و سیاست پولی از خود نشان داده‌اند.

گرجی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی علل پیدایش ادوار تجاری در ایران و راهکارهای برون‌رفت از آن پرداختند. در این مقاله به بررسی علل پیدایش ادوار تجاری در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰–۱۳۵۰ با استفاده از رویکرد مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل تصحیح خطا (ECM) پرداخت. نتایج به دست آمده مؤید این بود که تورم، قدرت توضیح‌دهندگی برای ادوار تجاری را ندارد و به عبارتی تورم، علت ادوار تجاری نیست اما ادوار تجاری علت تورم است که تائیدکننده نظریه ادوار تجاری در مورد علیت از سمت تولید به قیمت‌ها است. همچنین در مورد علیت گرنجری بین حجم پول و سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران نشان داده شد که یک رابطه علیت دوسویه بین رشد

حجم پول و ادوار تجاری وجود دارد به طوری که هم رشد حجم پول منجر به ایجاد ادوار تجاری در اقتصاد ایران شده و هم وقوع ادوار تجاری توضیح دهنده تغییرات در حجم پول در کشور است.

سحابی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی فرضیه عدم تقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این مطالعه حاکی از آن بود که اثرات شوک‌های پولی مثبت و منفی در دوران رکود و رونق اقتصادی نامتقارن بوده به طوری که تأثیر شوک مثبت در دوران رکود در اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد مطالعه بر روی سطح قیمت‌ها قوی‌تر از شوک منفی بوده است. از طرفی نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت در دوران رونق در اقتصاد ایران بر روی سطح قیمت‌ها میزان آن را متناسب با اندازه شوک تغییر می‌دهد؛ اما تأثیر شوک منفی در دوران رونق بر سطح قیمت‌ها ابتدا تورم را کاهش داده و سپس بعد از مدت کوتاهی دوباره تورم افزایش می‌یابد.

گرجی و انواری (۱۳۹۷) به بررسی نقش بانک مرکزی در ایجاد ادوار های تجاری در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور با استفاده از اطلاعات دوره زمانی۱۳۹۲-۱۳۷۰ با تواتر داده‌های فصلی ابتدا با استفاده از فیلترهای اقتصادی به استخراج ادوار تولید ناخالص داخلی و نقدینگی پرداخته شد؛ سپس با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و ابزارهای تحلیلی آن نشان داده شد که نوسانات نقدینگی نسبت به نوسانات تولید پیشرو است.

تحویلی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی ادوار تجاری و شتاب دهنده مالی در اقتصاد ایران پرداختند. به منظور آزمودن این اثر، از داده‌های مربوط به ۲۹۸ بنگاه غیرمالی عضو سازمان بورس اوراق بهادار در طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۴ استفاده گردیده است؛ نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از این بود که با در نظر گرفتن نوسانات اقتصادی به صورت کلی، اثر شتاب دهنده مالی در اقتصاد ایران برقرار نمی‌باشد. ولی با تفکیک نوسانات اقتصادی به دوره‌های رکود و رونق مشخص شد که این اثر برای دوره‌های رکود برقرار است. به عبارت بهتر، با وقوع رکود اقتصادی سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها بیشتر تحت تأثیر قرار گرفته و به میزان بیشتری

کاهش می‌یابد. همچنین با استفاده از متغیرهای مجازی نشان داده شد که در طی دوره‌های رکود بنگاه‌های کوچک‌تر به دلیل دسترسی محدودتر به منابع و اعتبارات نظام مالی بیشتر تحت تأثیر نوسانات اقتصادی قرار گرفته و لذا شتاب دهنده مالی در خصوص آنها قوی‌تر بوده است.

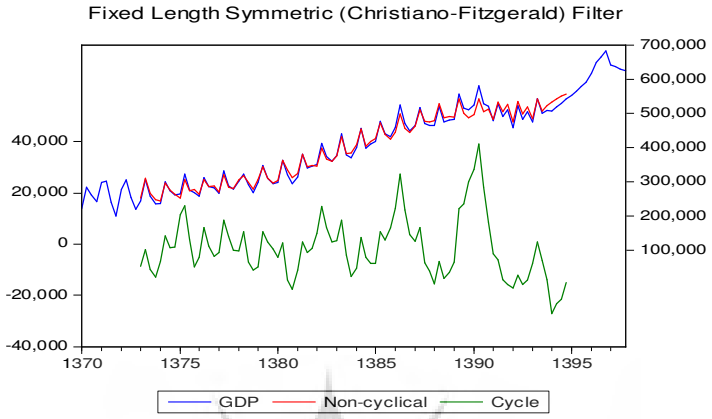
۴. الگوی تجربی تحقیق

۴-۱ استخراج ادوار تجاری در اقتصاد ایران

با توجه به اینکه تولید ناخالص داخلی، جامع‌ترین معیار سنجش سطح فعالیت‌های اقتصادی است بنابراین نوسان آن نیز جایگاهی ویژه در مطالعات ادوار تجاری خواهد داشت. بیشتر مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران از فیلترهایی نظیر هودریک–پرسکات (Hodrick-Prescott)، تجزیه موجک (Wavelet Decomposition)، روش باکستر–کینگ (Boxter- King) و ... به منظور استخراج ادوار تجاری استفاده بهره برده‌اند. در مطالعه حاضر به منظور دستیابی به روند بلندمدت تولید ناخالص داخلی از فیلتر کریستیانو–فیتزجرالد ((C-F) Fitzgerald-Christiano) استفاده شده است. ازآنجا که فیلترهای میان‌گذر مختلف در محاسبه میانگین متحرک با هم تفاوت دارند بنابراین در این مقاله از فیلترهای نامتقارن نمونه کامل که عمومی‌ترین فیلتر بوده؛ استفاده می‌شود. فیلتر (C-F) به صورت نامتقارن با نمونه کامل، عمومی‌ترین فیلتر میان‌گذر است که در آن بر خلاف فیلترهای متفاوت با طول ثابت، وزن، با توجه به طول وقفه و تقدم تغییر می‌کند. به منظور استخراج سیکل‌های تجاری، سری‌زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران به دو قسمت تجزیه شده است. قسمت اول به روند سری زمانی و قسمت دوم به نوسان سیکلی یعنی انحرافات از روند ارتباط دارد. در این نوع فیلترها با مشخص نمودن دامنه‌ای برای تناوب سری، جزء سیکلی از سری‌های زمانی جدا می‌شود. فیلتر میان‌گذر در واقع فیلتری خطی است که از داده‌ها میانگین متحرک وزنی دوبل (Two-Sided Weighted Moving Average) می‌گیرد. برای استفاده از این فیلتر در ابتدا باید دامنه (دوره تناوب) انتخاب شود. این دامنه با جفت اعداد (PU و PL) نشان داده می‌شوند.[1]

1. See: Christiano & Fitzgerald, 2003: 435-465.

نمودار (۱): فیلتر نامتقارن با نمونه کامل (محور سمت راست بیانگر ارزش ریالی تولید بر حساب میلیارد ریال و محور سمت چپ بیانگر انحرافات تولید است)



منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق نمودار (۱)، سری سیکلی نشان دهنده سری فیلتر شده و سری غیرسیکلی تفاوت میان سری فیلتر شده و مقادیر واقعی سری است. برای تعیین دوره‌های رکودی و رونق، از جزء سیکلی به دست آمده استفاده می‌شود. به منظور تعیین دوره رکود و رونق با استفاده از جزء سیکلی، تعیین نقاط اوج و حضیض از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. در این تحقیق از مطالعات چین و همکاران (Chin et al, 2000) و هامبـرگ و وراستندیگ (Hamberg & Verstandig, 2008) برای تعیین نقاط چرخشی استفاده شده است. نتایج حاصل از این برررسی نشان می‌دهد که اقتصاد ایران از سال ۹۷-۱۳۷۰ مجموعاً هفت سیکل را پشت سر گذاشته است. این سیکل‌ها عبارت‌اند از: دوره زمانی ۱۳۷۱ فصل اول تا ۱۳۷۳ فصل سوم دوره رکودی، دوره ۱۳۷۳ فصل چهارم تا ۱۳۷۷ فصل اول رونق، دوره ۱۳۷۷ فصل دوم تا ۱۳۸۳ فصل چهارم رکود، دوره ۱۳۸۴ فصل اول تا ۱۳۸۶ فصل سوم رونق، دوره ۱۳۸۶ فصل چهارم تا ۱۳۸۸ فصل چهارم رکود، دوره ۱۳۸۹ فصل اول تا ۱۳۹۰ فصل چهارم رونق و دوره ۱۳۹۱ فصل اول تا ۱۳۹۲ فصل چهارم ۱۳۹۴ دوره رکودی بوده است.

۴-۲ معرفی متغیرهای تحقیق

متغیر اصلی در این مطالعه، ادوار تجاری بوده که بر اساس نوسانات تولید ناخالص داخلی و با استفاده از فیلتر CF استخراج شده است. سایر متغیرهای مورد استفاده شامل شاخص قیمت‌ها

(تورم) به عنوان یک متغیر جایگزین برای نرخ بهره (نرخ بهره در تخمین مدل بر اساس میانگین نرخ سود سپرده‌های بانکی و تعدیل آن بر اساس تورم محاسبه شد)، پایه پولی به عنوان شاخصی از سیاست‌های پولی و قیمت نفت به عنوان عامل برون‌زا استفاده شده است. لازم به ذکر است که داده‌ها به صورت فصلی در نظر گرفته شده‌اند و فصلی‌زدایی از متغیرهای تحقیق انجام شده است و نکته دیگر اینکه از لگاریتم متغیرها برای همگن شدن آن‌ها استفاده شده است. همچنین تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به صورت رشد در نظر گرفته شده است.

۴-۳ آزمون ریشه واحد متغیرها

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه با فراوانی فصلی همراه می‌باشند لذا برای بررسی ریشه واحد بین متغیرها از آزمون (Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY)) استفاده شده است. مطالعات گیسلز و پرون (Ghysels & Perron, 1993) و گیسلز و همکاران (Ghysels et al, 1994) نشان دادند که آزمون مذکور در تعیین ریشه واحد که به رگرسیون کاذب منجر می شود؛ بسیار مفید و کارا می‌باشد. هنگام استفاده از این آزمون ابتدا بر اساس آماره شوارتز وقفه بهینه (p)، تعیین می‌گردد. سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی LM، وجود خودهمبستگی سریالی فصلی، در اجزای اخلال معادله برآورد شده؛ مورد سنجش قرار می‌گیرد که اگر آماره آزمون از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد؛ یک عدد از تعداد وقفه‌ها کاسته و دوباره معادله برآورد می‌شود. این عمل تا جایی تکرار خواهد شد که آماره آزمون معنی‌دار شود. جدول (۱) بیانگر آزمون ریشه واحد فصلی صورت گرفته در مورد متغیرهای رشد پایه پولی، قیمت نفت، تورم و رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. به منظور انجام آزمون ریشه واحد فصلی از نرم افزار ایویوز (Eviews) استفاده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیرهای تحقیق

فراوانی آزمون / متغیرها	O	π	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$
	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{14}	F_{34}	F_{234}	F_{1234}
رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۴,۱۸	-۳,۱۲	-۳,۴۷	-۱,۶۵	۲,۰۱	۲,۲۰	۳,۲۰
نرخ تورم	-۳,۶۵	-۴,۰۶	-۴,۲۰	-۲,۳۴	۵,۳۵	۷,۴۳	۵,۸۹
رشد پایه پولی	-۳,۱۴	-۳,۳۹	-۳,۲۷	-۰,۹۶	۱,۶۱	۱,۲۲	۲,۴۹
رشد قیمت نفت	-۴,۲۳	-۵,۷۶	-۴,۵۲	-۱,۵۳	۳,۶۸	۴,۴۴	۴,۱۲
مقادیر بحرانی سطح ۵٪	-۲,۶۵			F = ۵,۷۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

برای سری‌های زمانی متغیرهای جدول فوق، مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون ریشه واحد فصلی با مقادیر بحرانی، بیانگر معنی‌دار بودن آماره‌های آزمون t و F محاسبه شده در سطح احتمال ۵٪ است. بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان بیان کرد که تمامی متغیرهای تحقیق به دلیل اینکه مقدار آماره P_{11} از مقدار بحرانی بزرگتر است؛ دارای ریشه واحد نیستند.

۴-۴ برآورد تابع زیان مقام پولی و همبستگی سیاست پولی و ادوار تجاری

با توجه به هدف مطالعه حاضر در راستای بررسی تأثیر سیاست پولی بر ادوار تجاری، ابتدا به برآورد تابع زیان بانک مرکزی با استفاده از فیلتر کالمن (Kalman Filter) و رهیافت تغییر رژیم مارکوف (Markov Switching Method (MS)) پرداخته شده است. در این راستا شکاف تولید با استفاده از فیلتر CF محاسبه شده و همچنین شکاف تورم از تورم هدف با استفاده از فیلتر کالمن برآورد شده است. در این مطالعه مقدار نرخ تورم هدف به صورت یک متغیر غیرقابل مشاهده در نظر گرفته شده است. در این بخش فرض می‌شود؛ نرخ تورم هدف سیاست‌گذاری پولی صرفاً برای سیاست‌گذاران پولی مشخص است و بنابراین می‌توان آن را به صورت یک متغیر غیرقابل مشاهده فرض نمود. در ادامه تابع زیان بانک مرکزی بر اساس حالت- فضای زیر بر اساس دوره‌های رونق و رکود بیان شده است.

$$L(\pi.y.\dot{m}) = \lambda_1^s(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_2^s(y_t - y^*)^2 + \lambda_3^s(\dot{m}_t - \dot{m}^*)^2.\ s_t = e.r \qquad \text{رابطه (۱۸)}$$

$$\pi_t^* = \rho_1\pi_{t-1}^* + u_{1t} \qquad \text{رابطه (۱۹)}$$

که در آن $(\pi_t - \pi^*)$ و $(y_t - y^*)$ به ترتیب انحراف نرخ تورم و سطح فعالیت اقتصادی از نرخ تورم هدف و تولید بالقوه هستند. عبارت $(\dot{m}_t - \dot{m}^*)$ نشان‌دهنده آن است که بانک مرکزی سعی می‌کند تا به یک نرخ رشد تعادلی پایه پولی $(\dot{m}^*)$ دست یابد. نرخ رشد پایه پولی $(\dot{m}_t)$ هدف میانی را نشان می‌دهد. در این رابطه فرض شده نرخ تورم ضمنی مورد هدف بانک مرکزی از یک فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند که در آن ضریب AR(1)، تقریباً یک می‌باشد؛ بدین معنی که بانک مرکزی در صورتی نرخ ارز و نرخ تورم هدف تقریباً ثابتی خواهد داشت که ut برابر صفر باشد. در این صورت از آنجا که ρ نزدیک به یک است؛ نرخ تورم هدف دوره t تقریباً برابر با نرخ تورم هدف دوره قبل و دوره آتی خواهد بود. متغیر s_t شاخصـی است که مجموعه اطلاعات موجود برای بانک مرکزی در دوره t را نشان می‌دهد.

بر اساس این مجموعه اطلاعات مقام پولی تعیین می‌کند که اقتصاد درحال وارد شدن به دوره رونق ($s_t = e$) یا رکود ($s_t = r$) است. بنابراین λ_i^s نشان‌دهنده وزن‌های مختلفی هستند که سیاست‌گذار به هر کدام از اهداف لحاظ می‌کند. بر اساس ترجیحات نامتقارن فرض می‌شود که ترجیحات بانک مرکزی نسبت به تورم و شکاف تولید بر حسب وضعیت ادوار تجاری تغییر می‌کند. به طور دقیق‌تر، چنان‌چه اقتصاد در رونق باشد؛ زیانی که بانک مرکزی از انحراف تورم از مقدار مورد هدف متحمل می‌شود نسبت به حالتی که اقتصاد در رکود قرار دارد؛ بیشتر است. عکس همین وضعیت برای انحراف تولید از تولید بالقوه برقرار است؛ یعنی زیان در دوره رکود بیشتر است.

قبل از برآورد این مدل باید آزمون وجود اثر غیرخطی را انجام داد. برای این کار در این مطالعه از دو آزمون مرسوم RESET و آزمون LM برای بررسی وجود اثرات غیرخطی استفاده می‌شود. در آزمون RESET ابتدا بهترین معادله خطی برآورد می‌شود سپس باقیمانده این معادله روی توان‌های ۲ به بالای متغیر برازش شده از معادله خطی و سایر متغیرها برآورد می‌شود. در صورتی که مدل خطی باشد؛ این رگرسیون قدرت توضیح‌دهندگی پایینی خواهد داشت. بنابراین چنان‌چه آماره F این معادله پایین بوده و فرضیه صفر بودن همزمان ضرایب توان‌های مختلف متغیر برازش شده رد نشود؛ می‌توان گفت اثر خطی وجود ندارد. در آزمون LM فرض می‌شود که بخش غیرخطی مدل به شکل $f(\cdot)$ باشد. سپس با برآورد بخش خطی مدل و به دست آوردن باقیمانده‌ها و مشتقات جزئی $f(\cdot)$ ، باقیمانده‌های به دست آمده بر روی مشتقات جزئی برآورد می‌شود. باقیمانده‌ها باید با مشتقات جزئی رابطه غیرخطی داشته باشند. در این رگرسیون تعداد مشاهدات ضرب در ضریب تعیین معادله دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی برابر با تعداد رگرسورهای موجود در معادله خواهد بود. چنان‌چه این آماره از مقدار بحرانی بیشتر باشد؛ فرضیه صفر خطی بودن رد می‌شود.

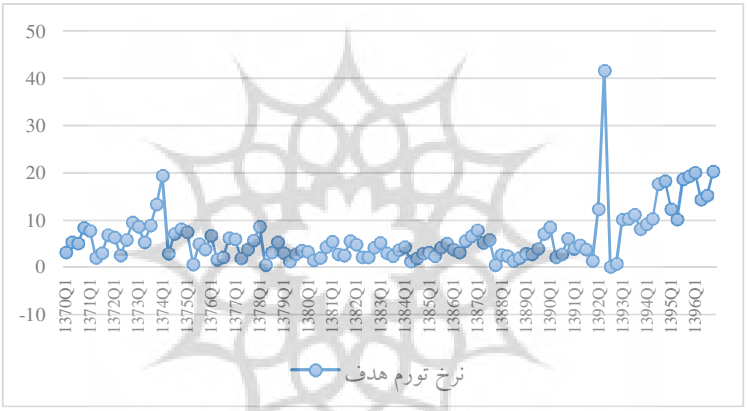
جدول (۲): آزمون وجود اثرات غیرخطی

RESET	LM
۳۰,۳۲	۱۵,۰۵
F(8,78)	$\chi^2(8)$
معنادار در سطح ۵ درصد	معنادار در سطح ۵ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج این دو آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود نمی‌توان فرضیه صفر خطی بودن را پذیرفت. بنابراین برآورد تابع عکس‌العمل (۱۸) با استفاده از روش تغییر رژیم مارکوف به لحاظ آماری بلامانع است. برآورد ضرایب مدل حالت–فضای فوق در جدول (۳) گزارش شده است که بر اساس آن کلیه ضرایب برآوردی در سطح اطمینان ۵ درصد معنادار هستند. حال، با برآورد ضرایب مدل حالت–فضای می‌توان برآورد متغیر غیرقابل مشاهده مدل، یعنی نرخ تورم هدف را به دست آورد. نمودار (۲) روند زمانی نرخ تورم هدف برآورد شده را نشان می‌دهد.

نمودار (۲): نرخ تورم هدف برآورد شده بر اساس مدل حالت–فضا



منبع: یافته‌های پژوهش

حال با استفاده از روش MS می‌توان احتمال وقوع دو رژیم (یعنی وقوع رونق که در آن رفتار بانک مرکزی با توجه به رابطه (۱۸) در حالت $S_t = e$ نشان داده می‌شود و وقوع رکود که در آن رفتار بانک مرکزی با توجه به رابطه (۱۸) در حالت $S_t = r$ نشان داده می‌شود) در هر دوره را به دست آورد. برای برآورد ضرایب یک مدل با تغییرات رژیم مانند رابطه (۱۸)، همیلتون (Hamilton, 1989) مدل تغییر رژیم مارکوف را معرفی کرده است. با استفاده از الگوریتم همیلتون، برآورد معادله مارکوف سوئیچینگ (رابطه ۱۸) با در نظر گرفتن تورم هدف، در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود برآوردهای به دست آمده برای کلیه پارامترها در سطح ۵ درصد معنادار هستند و تمامی ضرایب علامت مورد انتظار را داشته و منفی هستند.

جدول (۳): برآورد پارامترهای مدل با در نظر گرفتن تورم هدف بانک مرکزی

$m\&^{*e}$	$m\&^{*r}$	β_0^e	β_0^r	β_1^e	β_1^r	β_2^e	β_2^r	P_{11}	P_{22}
۰,۰۱۵	۰,۰۸۱	−۰,۴۱۵	−۰,۱۸۹	−۱,۲۳۱	−۰,۸۲۵	−۰,۶۵۳	−۰,۸۳۴	۰,۵۶	۰,۸۲
(۰,۰۰)	(۰,۰۱)	(۰,۰۰)	(۰,۰۲)	(۰,۰۱)	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۳)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز در جدول (۳) بیانگر سطح معنی داری پارامترها هستند. همان طور که از جدول فوق مشخص است؛ علامت ضریب انحراف تورم از تورم هدف در دوره رونق منفی و طبق انتظار است؛ همچنین علامت این ضریب در دوره رکود منفی طبق انتظار است و در عین حال رابطه $|\beta_1^e| > |\beta_1^r|$ هم بین ضرایب برقرار است.

در گام دوم پس از مشخص شدن پارامترهای مربوط به تابع زیان بانک مرکزی به بررسی اثرات سیاست پولی بر ادوار تجاری و نوسانات تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران پرداخته شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل برای بررسی اثرات شوک سیاست پولی بر تولید در جدول (۴) نشان شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود؛ اثرات شوک‌های سیاست پولی بر رشد تولید طی دوره زمانی مورد مطالعه، قابل تفکیک به دو رژیم است که ضرایب شوک‌ها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. با توجه به اینکه عرض از مبدأ رژیم ۱ کمتر از عرض از مبدأ رژیم ۲ هست؛ لذا می‌توان گفت که در رژیم ۲ رشد تولید ناخالص داخلی بیشتر از تولید ناخالص داخلی در رژیم یک بوده است. روند وقفه‌های تولید نیز نشان‌دهنده ادوار تجاری است. مجموع ضرایب وقفه‌های رشد تولید در رژیم ۱ برابر با ۰,۱۸۷ و در رژیم ۲ برابر با ۰,۲۶۵ است. در نتیجه می‌توان گفت که اثرات وقفه‌های GDP در رژیم ۲ بیشتر از رژیم یک بوده است. همچنین، مجموع ضرایب شوک‌های سیاست پولی (رشد پایه پولی) در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب ۰,۱۲۱ و ۰,۱۹۸ است. همان‌طور که مشاهده می‌شود؛ شوک سیاست پولی در دو رژیم، دارای اثرات یکسانی نبوده است که نشان‌دهنده عدم تقارن است. بررسی انحراف معیار تخمین زده شده در دو رژیم نیز نشان می‌دهد که واریانس رژیم ۱ کمتر از رژیم ۲ است. به منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر ماتریس احتمال انتقال استخراج شده است. همان‌طور که در جدول (۴) مشخص شده است؛ رژیم ۱ و ۲ به ترتیب با احتمال پایداری ۰,۷۲ و ۰,۷۹ از ثبات نسبتا بالایی برخوردارند. همچنین احتمال

انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲، حدود ۴۲ درصد و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ، تقریبا ۳۸ درصد است. مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

جدول (۴): نتایج حاصل از تخمین مدل

	رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۱,۳۲۵	۰,۰۰۰	۳,۴۱۵	۰,۰۰۰
وقفه اول رشد تولید	۰,۱۱۲	۰,۰۰۲	۰,۱۶۴	۰,۰۰۰
وقفه دوم رشد تولید	۰,۰۷۵	۰,۰۰۰	۰,۱۰۱	۰,۰۰۴
تورم	−۰,۱۲۴	۰,۰۰۱	−۰,۱۷۸	۰,۰۰۰
وقفه اول تورم	−۰,۰۸۷	۰,۰۰۲	−۰,۰۹۵	۰,۰۰۰
رشد پایه پولی	۰,۰۵۸	۰,۰۰۱	۰,۰۸۱	۰,۰۰۳
وقفه اول پایه پولی	۰,۰۳۶	۰,۰۰۰	۰,۰۶۷	۰,۰۰۰
وقفه دوم پایه پولی	۰,۰۲۷	۰,۰۰۰	۰,۰۵۰	۰,۰۰۰
رشد قیمت نفت	۰,۰۶۸	۰,۰۰۱	۰,۰۷۸	۰,۰۰۱
وقفه اول رشد قیمت نفت	۰,۰۴۲	۰,۰۰۵	۰,۰۶۳	۰,۰۰۶
انحراف معیار	۰,۶۸۴		۱,۱۲۰	
P_{11}	۰,۵۸۱۲			
P_{22}	۰,۶۲۴۵			
آماره آکائیک	۵,۶۵۴			
آماره شوارتز	۶,۳۵۱			

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه به آزمون‌های تشخیصی در خصوص جملات اخلال مدل رگرسیونی برآورد شده پرداخته شده است که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول (۵): نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی جملات اخلال مدل رگرسیونی

آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
پورتمن تائو	۱۲,۴۵	۰,۱۹۸
جارک – برا (نرمالیتی)	۱,۱۱	۰,۵۷۱
ARCH	۰,۰۳۹	۰,۸۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در مدل برآورد شده نتایج آزمون پورتمن تائو بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلال مدل برآورد شده است. آزمون نرمالیتی گزارش شده نیز بیانگر نرمال بودن توزیع جملات اخلال بوده است. همچنین نتایج حاصل از آزمون ARCH بیانگر عدم وجود واریانس ناهمسانی در جملات اخلال مدل رگرسیونی است. بر اساس نتایج مدل می‌توان دوره‌های زمانی را که در رژیم ۱ و ۲ قرار گرفته را نیز محاسبه کرده و این دستبه‌بندی در جدول (۶) گزارش شده است.

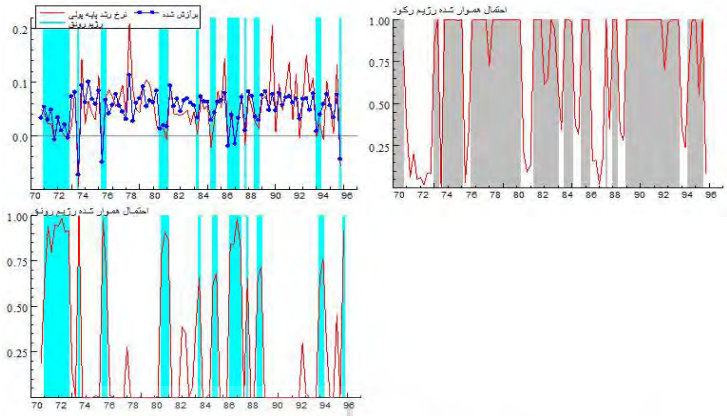
جدول (۶): رژیم‌های ۱ و ۲ مدل برآورد شده تحقیق

رژیم ۱	رژیم ۲
۱۳۷۱:۴ – ۱۳۷۱:۳	۱۳۷۰:۱ – ۱۳۷۰:۳
۱۳۷۳:۱ – ۱۳۷۲:۳	۱۳۷۲:۱ – ۱۳۷۲:۳
۱۳۷۵:۲ – ۱۳۷۴:۱	۱۳۷۳:۴ – ۱۳۷۳:۲
۱۳۷۷:۳ – ۱۳۷۶:۳	۱۳۷۶:۲ – ۱۳۷۵:۳
۱۳۷۸:۲ – ۱۳۷۷:۱	۱۳۷۹:۲ – ۱۳۷۸:۳
۱۳۸۰:۱ – ۱۳۷۹:۳	۱۳۸۲:۴ – ۱۳۸۰:۳
۱۳۸۴:۲ – ۱۳۸۳:۴	۱۳۸۳:۳ – ۱۳۸۳:۱
۱۳۸۶:۳ – ۱۳۸۶:۴	۱۳۸۵:۴ – ۱۳۸۵:۱
۱۳۸۹:۳ – ۱۳۸۹:۱	۱۳۸۸:۳ – ۱۳۸۷:۲
۱۳۹۳:۳ – ۱۳۹۲:۱	۱۳۹۱:۴ – ۱۳۹۱:۱
۱۳۹۵:۴ – ۱۳۹۵:۲	۱۳۹۴:۱ – ۱۳۹۳:۴
۱۳۹۶:۲ – ۱۳۹۶:۱	۱۳۹۷:۳ – ۱۳۹۷:۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳) احتمال وقوع رژیم رکود و رژیم رونق در هر دوره از زمان و قدرت برآزش معادله برآورد شده به روش مارکوف سوئیچینگ (Markov Switching Method) را نشان می‌دهد. بر این اساس ملاحظه می‌شود که دوره‌های رکود و رونق استخراج شده بر اساس این مدل با دوره‌های رکود و رونق حاصل از الگوریتم برای–بوشان (Bry and Boschan) هم‌خوانی زیادی دارد. بر اساس نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود که متغیرهای تحقیق به خصوص سیاست پولی و تولید و تورم دارای همبستگی غیرخطی و نامتقارن هستند.

نمودار (۳): احتمال هموار شده و دوره‌های رکود و رونق



منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده بیانگر این موضوع بوده است که سیاست پولی اثرات متفاوت و معنی‌داری در رژیم‌های ۱ و ۲ بر تولید داشته است. با توجه به نتایج مدل تغییر رژیم مارکوفی برآورد شده می‌توان وجود یک رابطه همبستگی غیرخطی بین سیاست پولی و تولید را تأیید کرد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از منظر اقتصادانان، اتخاذ سیاست پولی مناسب برای سلامت یک اقتصاد ضرورت دارد؛ لیکن این سیاست‌ها همواره عوارضی داشته‌اند که باعث احتیاط سیاست‌گذاران در استفاده از آنها شده است. سیاست پولی انقباضی اگر چه سطح تقاضا و تورم را پایین نگه می‌دارد ولی سطح تولید را کاهش و باعث بیکاری می‌گردد. از سوی دیگر سیاست پولی انبساطی شدید ممکن است سطح تقاضا و تولید را افزایش دهد لیکن تورم‌های مخرب را موجب خواهد شد. بنابراین بانک مرکزی اهدافی را برای کنترل نوسانات اقتصاد و ایجاد حول نرخ‌های بلندمدت تولید و اشتغال تعیین می‌نمایند. در این سیاست-ها برای نرخ‌های بهره اسمی و تورم نیز اهداف مشخصی را تعیین می‌نمایند. بنابراین در مواقعی سیاست‌گذاران برای اهداف کوتاه‌مدت مانند ایجاد اشتغال بیشتر از نرخ طبیعی و یا کاهش شدید تورم، از سیاست‌های صلاح‌دیدی استفاده می‌کنند. رفتار سیاست‌های پولی اولاً، با استفاده از یک مدل آستانه‌ای چندگانه، در طی مراحل مختلف ادوار تجاری، نامتقارن بوده و تعدیل نرخ بهره اسمی بیشتر برای جلوگیری از تورم در توسعه و افزایش رشد تولید در فرآیند انقباضی استفاده می‌شود. هدف مقاله

حاضر بررسی همبستگی غیر خطی بین ادوار تجاری و سیاست پولی در اقتصاد ایران بود. برای این منظور از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. رویکرد مورد استفاده در این مقاله استفاده از فیلتر میان گذر کریستیانو- فیلتزجرالد (CF) برای استخراج ادوار تجاری، استفاد از فیلتر کالمن (Kalman Filter) به منظور برآورد نرخ تورم هدف و روش تغییر رژیم مارکوف (MS) به منظور برآورد تابع عکس‌العمل مقام پولی در طول ادوار تجاری به شکاف تولید و تورم بود. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که واکنش سیاست‌گذار پولی به شکاف تولید و تورم منفی و معنی‌دار بوده است اما شدت این واکنش در دوران رونق و رکود کاملا متفاوت بوده است که بیانگر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی در طول ادوار تجاری با سیاست پولی در اقتصاد ایران بوده است. با توجه به نتایج حاصل شده از تحقیق میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تولید با توجه به شرایط رونق و رکود اقتصاد متفاوت بوده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران پولی جهت انجام سیاست‌های انبساطی بیشتر ملزم به قاعده بوده و نرخ رشد پول را به میزان تولید و یا مقادیر به اندازه بهره‌وری نیروی کار تدوین نمایند. همچنین سیاست‌گذاران پولی باید در جهت کاهش تورم از سیاست‌هایی که به ایجاد شوک‌های منفی پولی منجر می‌شود؛ پرهیز کنند؛ چرا که اثرات منفی چنین سیاست هایی بر رشد تولید قابل‌توجه است. با توجه به تأیید غیرخطی بودن اثرگذاری سیاست پولی بر روی تولید ناخالص داخلی پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی جهت بررسی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید ناخالص داخلی از نتایج برآورد الگوهای غیرخطی مانند خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده نماید. ثانیاً، با توجه به نتایج تجربی این مقاله مبنی بر غیرخطی بودن اثر سیاست‌های پولی بر روی تولید و وابسته بودن اثر این سیاست‌ها به شرایط اقتصادی پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی و متولیان پولی کشور جهت اثرگذاری بهینه سیاست‌های پولی شرایط اقتصادی کشور و موقعیت ادوار تجاری را در تصمیم گیری ها لحاظ نمایند. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه برای جلوگیری از آثار منفی افزایش قیمت نفت بر اقتصاد می‌توان کنترل بودجه دولت به عنوان مهم‌ترین عامل در کنترل مانده حساب خالص ذخایر ارزی دولت و فراهم ساختن شرایط برای فعالیت تولیدی را پیشنهاد کرد که میزان تورم به مقدار زیاد کنترل شود. در نهایت توصیه می‌شود بحث مهم استقلال بانک مرکزی از مهم‌ترین اهداف برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران محسوب شود؛ زیرا در آن صورت می‌توان تا حدودی سیاست پولی مستقلی را در ایران تجربه کرد.

کتابنامه

الف- کتب و مقالات

۱. فارسی

- اسماعیلی، بابک (۱۳۹۷)، «نقش وقوع سیکل‌های تجاری در مطالبات معوق بانک‌های کشور با استفاده از فیلترهای میان‌گذر»، *اقتصاد مالی*، شماره ۴۴، دوره ۱۲، صص ۱۶۱-۱۸۸.
- گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک در سال های‌مختلف (۱۳۹۸)، تهران: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- تحویلی، علی؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم و مهرگان، نادر (۱۳۹۸)، «ادوار تجاری و شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد ایران»، *مجله اقتصاد مقداری*، شماره ۱، دوره ۱۶، صص ۱-۲۳.
- سحابی، بهرام؛ اصغرپور، حسین و قربانی، سعید (۱۳۹۶)، «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران (رویکرد: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی)»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲۹، دوره ۸، صص ۱۳۳-۱۶۸.
- شاهمرادی، اصغر و صارم، مهدی (۱۳۹۲)، «سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، دوره ۴۸، صص۲۵-۴۲.
- گرجی، ابراهیم و انواری، فرزانه (۱۳۹۷)، «نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران»، پژوهش‌های اقتصاد پولی، *مالی*، شماره ۱۵، دوره ۲۵، صص۱-۳۲.
- گرجی، ابراهیم؛ قوامی، مرجان و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳)، «علل پیدایش سیکل‌های تجاری در ایران و راهکارهای برون رفت از آن»، *نظریه‌های نوین اقتصادی*، شماره ۲، دوره ۲، صص۹۹-۱۱۲.

۲. لاتین

- Christiano, L. J. & T. J. Fitzgerald (2003). "The Band-Pass Filter", *NBER Working Paper*, No. 7257, pp. 435-465.
- Galí, J (2002). "New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle", *NBER Working Paper*, No. 8767, pp. 1-52.
- Ghalayini, L (2018). "Monetary policy and business cycle fluctuations of the Lebanese economy", *Journal of Economic Structures*, Vol. 1, No. 7, pp. 1-15.
- Kiyotaki, Nobuhiro and Moore, John (2019). "Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, Vol. 6, No. 126, pp. 2926-2966.
- Kydland, Finn. E & E.C. Prescott, Edward (1990). *Business Cycles: Real facts & a Monetary Myt*, FRB Mineapolis, Quarterly Review.

- Lin, T.T., Weise, C.L. (2019). "A New Keynesian Model with Robots: Implications for Business Cycles and Monetary Policy", *Atlantic Economic Journal*, Vol. 47, No. 8, pp. 81–101.
- Liu, D, Xu, N, Zhao, T, Song, Y (2017). "Identifying the nonlinear correlation between business cycle and monetary policy rule: Evidence from China and the U.S", *Economic Modeling*, Vol. 12, pp. 1–10.
- Lucas, R. E (1981). *Studies in Business Cycle Theory*, Oxford: Basil Blackwell.
- Lucas, R.E. (1977). "Understanding Business Cycles, In Stabilization of the domestic and international economy, ed", *Carnigie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp. 7-29.
- Lucas, Robert E (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, pp. 19–46.
- Mankiw, N. G (1989). "Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Perspective*, Vol. 3, No. 3, pp. 79-90.
- Millard, Stephen P, and Wells, Siomon (2003). "The role of asset prices in transmitting monetary and other shocks", *Working Paper*, No. 188, pp. 1-24.
- Prescott, E (1986). *Theory ahesd of business cycle measurement*, United State: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Hamilton, J.D. (1989). *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Ghysels, E.; Galbraith, J.W. & V. Zinde-Walsh (1994). "The Effect of Linear Filters on Dynamic Time Series with Structural Change", *Journal of Econometrics*, Vol. 70, No. 1, pp. 69-97.
- Hamberg, A. S. & Verstandig, M. (2005). *Assessing Malaysia's Business Cycle Indicators*, Discussion Paper No. 04/09, Monash University.
- Ghysels E. & Perron, P. (1993). "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for Unit Roots", *Journal of Econometrics*, Vol. 55, No. 3, pp. 57-99.
- Vítor Castro, (2015). *The duration of business cycle expansions and contractions: Are there change-points in duration dependence?*. NIPE Working Papers 24/2010, NIPE - Universidade do Minho.
- Chin, A. S.; Marcellino, M. & Shan, S. F (2000). "A Comparison of Methods for the Construction of Composite Coincident and Leading Indexes for the UK", *International Journal of Forecasting*, Vol. 23, No. 4, pp. 219-236.