بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران، رهیافت مدل مارکوف-سویچینگ

محمد علی اسعدی

دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران

a.asaadi@modares.ac.ir

حامد نجفی علمدارلو (نویسنده مسئول)

دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران

hamed_najafi@modares.ac.ir

بهنام حسین پور

دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران

behnam.hosainpour@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۲۸

چکیده:

یکی از مسائل کلیدی که اقتصاددانان هنگام مطالعه و تجزیه‌وتحلیل سیر تکامل فعالیت اقتصادی با آن مواجه‌اند، تلاش برای توضیح چرخه های تجاری است. رفتار متغیرهای کلان در طی چرخه‌های تجاری و اثر سیاست پولی و مالی بر پویایی‌های آنها، مرحله کلیدی درک نقش بازارهای مالی در اقتصاد واقعی است. از این رو هدف این تحقیق شناسایی چرخه‌های تجاری با استفاده از مدل مارکوف سویچینگ و بررسی سیاست‌های پولی و مالی و متغیرهای کلان مؤثر بر آن می‌باشد. برای این منظور با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۹۵-۱۳۷۵ مشخص گردید که رشد تولید ناخالص داخلی دارای سه رژیم با میانگین رشد منفی، رشد مثبت ملایم و رشد مثبت بالا می‌باشد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که سیاست پولی و نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در چرخه‌های تجاری رونق ملایم و رکود دارند. این در حالی است که درآمدهای نفتی در هر سه رژیم چرخه‌های تجاری موردبررسی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته است. همچنین سیاست مالی (مالیات) به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار، سهم بسیار اندکی در تعدیل سیکل‌های تجاری طی دوران رکود و رونق اقتصادی ایران دارد. به‌طورکلی تأثیر متغیرهای معنی‌دار منجر به کوتاه شدن دوران رکود و رونق در رشد اقتصادی شده‌اند.

طبقه‌بندی JEL: C13، E32، E52، E62

کلیدواژه‌ها: سیاست پولی و مالی، چرخه‌های تجاری، مارکوف-سویچینگ، اقتصاد ایران

۱. مقدمه

تولید ناخالص داخلی واقعی یکی از مهمترین شاخص‌های اقتصادی در یک کشور محسوب می‌شود. کمیتی نظیر تولید ناخالص داخلی که رفتار کلی اقتصاد را نشان می‌دهد، می‌تواند در برگیرنده اطلاعات مفیدی برای به دست آوردن درک صحیحی از وضع اقتصادی کشور باشد (صیادزاده و دیکاله، ۱۳۸۷). با نگاهی به جریان تولید ناخالص داخلی هر کشوری مشخص می‌گردد که این جریان غالباً با دوره‌های رکود و رونق مختلفی مواجه است. این دوره‌ها که حاصل نوسانات تولید ناخالص داخلی حول روند بلندمدت خود است (چات ترجی[۱]، ۲۰۰۰)، اثرگذاری زیادی بر سایر شاخص‌های اقتصاد دارد. امروزه بررسی دوره‌های رکود و رونق اقتصادی که در ادبیاتی معروف به "چرخه‌های تجاری" جای گرفته است از اهمیت زیادی برای سیاست‌گذاری کلان اقتصادی برخوردار است (سرا[۲] و همکاران ، ۲۰۲۰). واژه چرخه به دوره‌های مختلف برگشت‌پذیر از حرکت‌های مثبت و منفی دلالت دارد که اغلب قابل‌اندازه‌گیری دقیق می‌باشند. تعریف چرخه‌های تجاری نیز با این مفهوم سازگار است، اما به‌جای "حرکت[۳]" به "انحراف[۴]" اشاره دارد (کیدلند و پرسکات[۵]، ۱۹۹۰). همانند لوکاس[۶] (۱۹۷۷) که چرخه‌های تجاری را انحراف تکرارناپذیر تولید ناخالص داخلی حقیقی حول روند بلندمدت آن می‌داند (آرمن و پیرو، ۱۳۹۲).

واقعیت امر آن است که سیاست‌گذاران و متولیان اقتصادی همواره در پی تعیین و اجرای بهترین سیاست‌های ضد چرخه‌ای هستند (گالی و پروتی[۷]، ۲۰۰۳؛ ملیتز[۸]، ۲۰۰۰). اهمیت اعمال سیاست‌های ضد چرخه‌ای به‌منظور 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. از سوی دیگر قدر مسلم آن است که تعیین سیاست‌های ضد چرخه‌ای و تثبیتی ممکن نخواهد بود مگر آنکه از علل و عوامل ایجادکننده چرخه‌های تجاری شناخت جامعی حاصل آید که البته این امر با شناخت ماهیت نوسانات تولید درآمیخته است. بر طبق نظر لوکاس (۱۹۷۷)، شناخت و درک چرخه‌های

---

1. Chatterjee
2. Cerra
3. Departure
4. Deviation
5. Kydland & Prescott
6. Lucas
7. Galí & Perotti
8. Melitz

تجاری، نخستین گام در طراحی مناسب سیاست‌های تثبیت است. صرف‌نظر از علت ایجاد ادوار تجاری، مشخص کردن ویژگی‌های ادوار تجاری می‌تواند برای برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و ارائه دیدگاه مناسب به سیاست‌گذاران اقتصادی مناسب باشد (ایسترلی[1] و همکاران، ۲۰۰۱).

۲. مبانی نظری و مروری بر مطالعات پیشین

پس از گذشت حدود یک قرن از اولین بررسی‌های علمی درباره ادوار تجاری، هنوز منازعات زیادی بر سر علل پیدایش و سازوکار سرایت آن وجود دارد. این موضوع، ازآن‌جهت دارای اهمیت است که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون شناخت چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و ریشه آن مفهومی ندارد (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷). امروزه اقتصادهای مدرن تجربه‌های فراوانی از نوسانات اقتصادی دارند که دربرگیرنده دوره‌های رونق و رکود اقتصادی است. منظور از چرخه‌های تجاری نوسانات مشخص خاص یک بخش و یا قسمتی از یک اقتصاد نمی‌باشد؛ بلکه مراد مجموعه حرکت اقتصاد و یا حرکت تولید ناخالص داخلی است (اوسالی‌وان و شفرین[2]، ۱۹۹۸). دراین ارتباط همان‌گونه که مک‌درمات و اسکات[3] (۱۹۹۹) و هاردینگ و پاگان[4] (۲۰۰۵) به‌طور مشخص تأکید کردند، دو متدولوژی مشخص برای توصیف چرخه‌های تجاری وجود دارند. اولی چرخه کلاسیکی است که به‌صورت الگوی متوالی شکوفایی‌ها و کسادی‌ها در فعالیت اقتصادی کل تعریف می‌شود، که البته این تعریف از چرخه تجاری از مطالعه ابتدایی برنز و میچل[5] (۱۹۴۶) رواج پیدا نمود. دوم، چرخه رشد است که با توجه به توصیف‌های لوکاس (۱۹۷۷) و کیدلند و پرسکات (۱۹۹۰) به‌صورت انحرافات محصول کل واقعی از روند آن بیان می‌شود. تجزیه‌وتحلیل این نوع چرخه تجاری ایجاب می‌کند که روند (مؤلفه پایدار) از داده‌ها حذف شود، به‌گونه‌ای که به‌وسیله آن بتوان به تجزیه‌وتحلیل مؤلفه چرخه‌ای پرداخت. این مؤلفه همان چرخه رشد است. بدین ترتیب، توجه عمده روش چرخه تجاری کلاسیکی معطوف به شناسایی مجموعه‌ای از نقاط برگشت است که دوره‌های شکوفایی و کسادی را از هم مجزا می‌کنند. بین یک اوج و نشیب فعالیت

1. Easterly
2. O Sullivan & Sheffrin
3. McDermott & Scott
4. Harding & Pagan
5. Burns & Mitchell

اقتصادی، اقتصاد در مرحله انقباضی (رکود) به سر می‌برد درحالی‌که بین یک نشیب و اوج فعالیت، اقتصاد در مرحله انبساطی (رونق) قرار دارد (میل[۱]، ۲۰۱۱).

در یک تقسیم‌بندی، چرخه‌های تجاری را می‌توان به چهار مرحله تقسیم نمود که عبارت‌اند از دوره بهبود که اقتصاد در حال نزدیک شدن به اشتغال کامل است و این حرکت تا مرحله دوم که مرحله رونق و در حقیقت مرحله آرمانی است پیش می‌رود. مرحله سوم با کاهش و سیر نزولی تولید ناخالص ملی آغازشده و روند مذکور تا مرحله بحران که در حقیقت حضیض تولید ناخالص داخلی است، پیش می‌رود (کرولزیگ و تورو[۲]، ۲۰۰۵؛ صیادزاده و دیکاله، ۱۳۸۷). اویانگ[۳] و همکاران (۲۰۰۵) نشان دادند که علی‌رغم همبستگی میان سیکل‌های تجاری ایالت‌ها و کل کشور امریکا، نقاط اوج و حضیض سیکل‌های تجاری در ایالت‌ها اختلاف زیادی با نقاط اوج و حضیض کل آمریکا دارد.

مطالعات زیادی در مورد سیکل‌های تجاری توسط محققان موردمطالعه و بررسی قرار گرفته است. بلانچارد و پروتی[۴] (۲۰۰۲) و رومر و رومر[۵] (۲۰۱۰) برای ایالت متحده نشان دادند که سیاست‌های مالی از نوع مالیات بر درآمد، با اینکه می‌توانند اثرات تثبیت‌کنندگی داشته باشند، ولی اثرات آنها بر تثبیت اقتصادی اندک است. همچنین ون‌دن‌نوورد[۶] (۲۰۰۰) و کام‌لی[۷] و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند که تثبیت‌کننده‌های خودکار مالی از نوع مالیات بر درآمد، در هنگام رکودهای اقتصادی در کاهش‌دادن و تعدیل تغییرپذیری و نوسانات سیکل‌های تجاری موثرتر و کاراتر از دوران رونق اقتصادی در ایالت متحده آمریکا عمل کرده‌اند. تان و حبیب‌الله[۸] (۲۰۰۷) ضمن تأیید وجود دو رژیم رکود و رونق اقتصادی در پژوهش خود، نشان دادند که در کشورهای موردبررسی (اندونزی، فیلیپین، تایلند و مالزی)، تأثیر سیاست‌های پولی بر تولید در دوره‌های رکود به‌طور معنی‌دار بیشتر از دوره‌های رونق نامتقارن بوده است. تراپکین[۹] (۲۰۰۹) در آرژانتین بررسی کرد که اثرات شوک‌های پولی در دوره‌های رکود و رونق به طور معنی دار متفاوت است. بام و کوستر[۱۰] (۲۰۱۱) در آلمان

---

1. Male
2. Krolzig & Toro
3. Owyang
4. Blanchard & Perotti
5. Romer & Romer
6. Van den Noord
7. Comley
8. Tan & Habibullah
9. Trupkin
10. Baum & Koester

و آریان[1] و همکاران (۲۰۱۵) برای ایالت متحده بررسی کردند که در شرایط رکودی، ضرایب فزاینده مخارج دولت بیشترین تاثیر را در سیکل‌های تجاری داشته است. دی‌جیورجی و گامبتی[2](۲۰۱۷) نشان دادند که سیکل‌های تجاری بوجود آمده از شوک‌های مالی برونزا منجر به کاهش نابرابری در مصرف خانوارها در ایالات متحده شده است.

کراولی و هالیت[3] (۲۰۱۸) در دو مدل پولی جدید کینزی و کلاسیک بررسی کردند که چرا انتقال نوسانات از چرخه‌های با فرکانس بالا به پایین اتفاق می افتد و باعث طولانی‌شدن چرخه تجارت می شود. نتایج این بررسی نشان داد که چرخه های فرکانس پایین‌تر با از دست‌دادن فرکانس‌های چرخه تجاری سنتی ناپایدارتر می‌شوند، حتی اگر هیچ تغییری در پارامترهای حاکم بر رفتار اقتصادی، پویایی یا بی‌ثباتی اقتصاد وجود نداشته باشد. ریس-هیرالس و تینوریو[4] (۲۰۱۹) تغییر رژیم در چرخه‌های تجاری بازاری که در آن کشورها در سطح بین المللی در نوسانات نرخ بهره وام گرفته اند، موردبررسی قرار دادند. در این پژوهش دوره های نوسان زیاد تمایل به پایداری دارند و وقفه های اتفاقی در تامین مالی خارجی و کاهش شدید فعالیت های اقتصادی با نرخ بهره بالا همراه هستند. بوریو[5] و همکاران (۲۰۲۰) دریافتند که اندازه‌گیری‌های چرخه مالی، قدرت پیش‌بینی قابل توجهی در داخل و خارج از ایالت متحده و برای یک گروه از اقتصادهای پیشرفته درحال ظهور در یک افق سه ساله دارند.

در مطالعات داخلی، سیفی‌پور و همکاران (۱۳۹۸) به این نتیجه رسیدند که در بخش حقیقی اقتصاد، طول دوران رونق بیشتر از دوران رکود است. همچنین گلخندان (۱۳۹۴)، صالحی سربیژن و همکاران (۱۳۹۲) و طیب‌نیا و قاسمی (۱۳۸۹) نشان دادند که وسعت دوره‌های رونق از دوره‌های رکود بیشتر بوده است. از طرفی دیگر گلخندان (۱۳۹۴) نشان داد که درآمدهای نفتی بیشترین تاثیر را بر نوسانات چرخه‌های تجاری داشته است. قلیچ و شاکری (۱۳۹۴) نیز نشان دادند که متغیر رشد کسری بودجه و رشد نرخ ارز حقیقی بیشتر از سایر عوامل دیگر بر چرخه رشد تولید ناخالص داخلی اثرگذاری داشته است. اسفندیاری و موسوی (۱۳۹۰) به این نتیجه رسیدند که متغیر صادرات نفت و گاز تاثیری مثبت و متغیر قیمت نفت خام، تاثیری منفی بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران برجای گذاشته است. صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۰) بررسی کردندکه سیاست مالی نه تنها نقش

---

1. Arin
2. De Giorgi & Gambetti
3. Crowley & Hallett
4. Reyes-Heroles & Tenorio
5. Borio

موثری در تثبیت اقتصادی کشور نداشته است، بلکه عاملی در جهت افزایش نوسانات اقتصادی نیز بوده است.

با توجه به گرفتاری و شرایط رکود تورمی اقتصاد ایران در چرخه‌های تجاری اخیر، اعمال سیاست‌های مناسب کلان اقتصادی به‌منظور رهایی از این شرایط از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل تثبیت نوسانات اقتصادی و دستیابی به ثبات نسبی همواره در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی سیاست‌گذاران از اولویت برخوردار بوده است. برای این منظور مطالعه و شناسایی عوامل مهم چرخه‌های تجاری حائز اهمیت است. به‌طور کلی بررسی پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه ادوار تجاری نشان می‌دهد که در بررسی‌هایی از این گونه در داخل و خارج از کشور به طور عمده از انواع الگوهای مارکوف سویچینگ برای دستیابی به اهداف تحقیق بهره گرفته شده است. با نگاهی به سابقه تحقیق می‌توان بیان داشت، تا کنون در مورد اثرگذاری همزمان چهار متغیر کلان اقتصادی (نرخ واقعی ارز، قیمت نفت، مالیات و حجم نقدینگی) بر ادوار تجاری، تحقیقی صورت نگرفته است و یا دست‌کم، صرفاً بر دوره‌های رکود و رونق پرداخته‌اند، به‌گونه‌ای که طول دوران رونق بیشتر از دوران رکود است همچنین در مطالعات اندکی صرفا قیمت و درآمدهای نفتی را بر رشد اقتصادی لحاظ قرار داده‌اند. این درحالی‌است که با لحاظ‌نمودن قیمت نفت در کنار دیگر متغیرهای اثرگذار بر سیکل‌های تجاری، می‌توان نتایج دقیقتری را در مورد سیکل‌های تجاری بدست آورد. از آنجایکه سیاست‌گذاری اقتصادی وابسته به وضعیت رونق یا رکود اقتصاد است، سیاست‌گذار ناگزیر است از وضعیت حال و آینده چرخه‌های تجاری آگاه باشد. در این راستا، هدف از این مطالعه بررسی نحوه شکل‌گیری چرخ‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌باشد. برای این منظور، ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی در دوران رکود و رونق بر چرخه‌های تجاری مورد ارزیابی قرار گرفته است. بعد از مقدمه، در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع و برخی پژوهش‌های مرتبط با آن خواهد شد. در بخش سوم به بیان روش تحقیق و معرفی متغیرها پرداخته می‌شود. در بخش چهار نیز به برآورد مدل‌های موردنظر پرداخته خواهد شد و در انتها، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بحث ارائه خواهد شد.

۳. روش تحقیق

پژوهش حاضر برمبنای طبقه‌بندی تحقیقات بر اساس روش، ماهیت و جهت به ترتیب توصیفی، کاربردی و پس‌رویدادی بوده و ازنظر نوع همبستگی محسوب می‌گردد. این پژوهش با بهره‌گیری از رهیافت اقتصادسنجی مارکوف سویچینگ و داده‌های سری‌زمانی فصلی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۵ و با انتخاب بهینه درجه اتورگرسیو و همچنین تعداد رژیم

بهینه برای اقتصاد ایران به بررسی و استخراج سیکل‌های تجاری پرداخته است. به دلیل ماهیت داده‌های به‌کاررفته در این تحقیق، لازم است پایایی متغیرهای موجود در مدل به‌منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب بررسی شود. یکی از روش‌های متداول آزمون تعیین درجه یکپارچگی سری‌های زمانی، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] است. در این آزمون آماره مرتبط به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته با کمیت بحرانی جدول مک‌کینون[2] مقایسه می‌شود. اگر قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق آماره مک‌کینون بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود که دلالت بر پایا بودن سری زمانی است، در غیر این صورت سری زمانی ناپایا خواهد بود و باید پایایی سری‌های زمانی با تفاضل‌گیری از آنها بررسی شود.

۳ -۱. اندازه‌گیری نوسانات نرخ واقعی ارز

در این پژوهش به‌منظور محاسبه‌ی نوسان و نا اطمینانی از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیون تعمیم‌یافته GARCH استفاده می‌گردد. این مدل‌ها در مقایسه با سایر الگوهای محاسبه‌ی نا اطمینانی جامع‌تر بوده و همچنین کاربردی‌تر هستند. از دلایل دیگر استفاده از مدل‌های GARCH وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه-های مختلف یک سری است، به‌طوری‌که یک سری می‌تواند در طی سال‌های مختلف رفتارهای متفاوتی از خود نشان دهد. به مفهوم دیگر، در برخی از سال‌ها دارای نوسانات کم و در برخی از سال‌های دیگر دارای نوسانات زیاد می‌باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول زمان ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. همچنین، مدل GARCH دارای یک پشتوانه خوب تجربی برای نرخ ارز بوده و همواره کاربردهای عملی و سودمندی را در بازار ارائه داده است. ویلی[3] (۲۰۱۱) نیز اظهار نمود که مدل GARCH در تحلیل مربوط به بخش مالی و نیز در توصیف واریانس ناهمسانی شرطی حرکات روزانه ارز موفقیت قابل‌توجهی داشته است. مدل ARCH تابع واریانس ناهمسانی خطای متغیرهای دارای نوسان است که برای متغیر نرخ ارز واقعی می‌توان این تابع را به‌صورت زیر نوشت:

$$RER_t = \alpha_0 + \alpha_1 RER_{t-1} + \epsilon_t \qquad (۱)$$

[1]. Augmented Dicky Fuller
[2]. Mckinnon
[3]. Wiley

رابطه (۱) را الگوی پیش‌بینی نیز می‌نامند که در آن، RER_t واریانس ناهمسانی نرخ واقعی ارز در سال t و RE_{t-1} واریانس ناهمسانی نرخ واقعی ارز در دوره ماقبل t است. α_0 و α_1 پارامترهای تابع واریانس ناهمسانی و ϵ_t جمله اخلال تابع واریانس ناهمسانی می‌باشند. الگوی پیش‌بینی ارائه‌شده در رابطه فوق دارای باقی‌مانده‌هایی است که فاقد واریانس همسانی می‌باشند. این امر به دلیل نوسانات متغیر نرخ واقعی ارز است. برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز تابع واریانس باقی‌مانده‌ها را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲) که به الگوی ARCH معروف می‌باشد، h_t^2 واریانس باقیمانده‌ها در زمان t و h_{t-1}^2 واریانس باقیمانده‌ها در زمان t-1 است. واریانس باقیمانده‌های الگوی پیش‌بینی از یک وقفه خود واریانس تبعیت می‌کند. با توسعه مدل فوق، مدل GARCH به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 \epsilon_{t-1}^2 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) علاوه بر واریانس باقیمانده‌ها در دوره t-1، جمله اخلال مربوط به این دوره نیز به الگوی ARCH اضافه‌شده است.

۳-۲. مدل مارکوف سویچینگ

این مدل برای اولین بار توسط گولدفلد و کوانت[1] (۱۹۷۳) معرفی گردید و سپس توسط همیلتون[2](۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. ویژگی بدیع مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل بستگی دارد.

با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی موردبررسی (y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، درآن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های خودرگرسیونی موجه نبوده و از مدل‌های MS-AR می‌توان به‌عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل فوق به متغیر وضعیت

1. Goldfeld & Quandt
2. Hamilton

(s_t) بستگی دارند، درعین‌حال s_t قابل‌مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد، در مدل‌های MS-AR، سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال P توزیع‌شده است. بنابراین مدل MS-AR در حالتی که شامل سه رژیم و p وقفه باشد به شکل MS(3)- AR(p) تعریف می‌شود:

$$y_t = \mu(s_t) + \left[\sum a_i\left(y_{t-i} - \mu(s_{t-i})\right)\right] + u_t \qquad (۴)$$
$$U_t|S_t \sim \text{NID}\ (0, \sigma^2)\ , S_t\ = 1,2,3$$

مدل کامل MS-AR در معادله (۴) که امکان وابسته بودن میانگین و واریانس به رژیم‌ها (سه رژیم) وجود دارد به شکل MSMH(3)- AR(p) قابل‌بیان است :

$$Y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)\left(Y_{t-1} - \mu(s_{t-1})\right) + \cdots + A_p(s_t)\left(Y_{t-p} - \mu\left(s_{t-p}\right)\right) + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

به‌طوری‌که در آن، Y_t بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، $(A_1,\ldots,A_p)$ بردار پارامترهای مدل و ε_t بردار پسماندهای مدل که دارای توزیع $\varepsilon_t|S_t \sim \text{NID}\ (0, \sum(S_t))$ است. (کرولزیگ و تورو، ۲۰۰۵)

با توجه به این‌که S_t متغیر تصادفی بوده و تغییرات آن منجر به تغییر ساختار معادله می‌شود ازاین‌رو بهتر است، نحو تغییر متغیر وضعیت (S_t) را شناسایی کرد. بنابراین در مدل‌های MS فرض می‌شود که متغیر وضعیت (S_t) از زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری (S_t) به رژیم دوره قبل آن (S_{t-1}) وابسته بوده و به شکل زیر است:

$$p_{ij} = \Pr(S_t\ =\ j\ |S_{t-1}\ =\ i, S_{t-2}\ = k, \ldots) = \Pr(S_t\ =\ j\ |S_{t-1}\ =\ i) \qquad (۶)$$

که در آن p_{ij} نشان‌دهنده‌ی احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. با در نظر گرفتن این احتمالات برای m رژیم می‌توان ماتریس احتمال انتقالات (p) که یک ماتریس m×m است به شکل زیر تعریف کرد:

$$P=\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & & p_{mm} \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

$$0 \leq p_{ij} \leq 1 \quad \text{و} \quad i = 1,2,\dots,m = 1 \quad \sum_{j=1}^{m} p_{ij}$$

مدل انتقال مارکوف MS(m)-AR(p) می‌تواند با توجه به اینکه کدام قسمت مدل اتورگرسیو وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه‌بندی شود. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر موردتوجه اسـت، شامل چهار حالت مدل‌های مارکوف _سوئچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI) ، ضرایب جملات خودرگرسیون (MSA) و ناهمسانی در واریانس (MSH) و یا ترکیب آنها می‌باشد (فلاحی و رودریگز[1]، ۲۰۰۷). در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان‌دادن میانگین از علامت M، برای عرض از مبدأ علامت I، پارامترهای خودهمبستگی از A، و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف سویچینگ در جدول (۱) گزارش شده است (کرولزیگ و تورو، ۲۰۰۵).

جدول ۱: حالت های مختلف مدل های MS-AR

توضیحات		MSM		MSI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدا متغیر	عرض از مبدا ثابت
A_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM[2]-AR	خطیAR	MSI[3]	خطیAR
	σ^2 متغیر	MSMH[4]-AR	MSH-AR	MSIH[5]-AR	MHA-AR
A_i متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA[6]-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH[7]-AR	MSAH-AR	MSIAH[8]-AR	MSAH-AR

منبع: کرولزیگ و تورو (۲۰۰۵)

[1]. Fallahi & Rodríguez
[2]. Markov Switching Mean
[3]. Markov Switching Intercept Autoregressive
[4]. Markov Switching Mean Heteroskedastic
[5]. Markov Switching Intercept Heteroskedastic
[6]. Markov Switching Intercept Autoregressive
[7]. Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic
[8]. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic

۳.۳. آزمون غیرخطی بودن الگوی داده‌ها

برای بررسی موضوع این پژوهش بر اساس مدل مارکوف سویچینگ نیاز است که غیرخطی بودن الگوی داده‌ها در پژوهش مورد آزمون قرار بگیرد. به‌بیان‌دیگر، باید اطمینان حاصل نمود که مدل مارکوف سوئیچینگ (مدل با بیش از یک رژیم) در مقایسه با مدل خطی (مدل با یک رژیم) برازش مناسب‌تری را بر روی‌داده‌ها اعمال می‌نماید. در آزمون هنسن[۱] (۱۹۹۲) به‌صورت مدل آستانه خورگرسیونی با وقفه اول، فرض بر این است که مدل به‌صورت خطی نسبت به مدل غیرخطی (فضای حالت مارکوف سویچینگ) مناسب‌تر است. این آزمون بر اساس آماره LR تبیین شده و معادله آن بصورت زیر است:

$$LR = 2(LR_{UR} - LR_R) \qquad (۸)$$

در معادله (۸)، LR_{UR} مقدار حداکثر راستنمایی مدل نامقید غیرخطی (مارکوف سویچینگ) در برابر مدل خطی(AR(1 است.

آنگ و بکارت[۲] (۲۰۰۲) نشان دادند که می‌توان توزیع مجانبی آماره LR برای مقایسه دو مدل خطی و غیرخطی (مدل خطی دارای یک رژیم و مدل غیرخطی دارای دو رژیم می‌باشد) را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به‌طوری‌که درجه آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای مزاحم[۳] به‌علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال‌شده می‌باشد. با توجه به‌اینکه در فرض صفر آزمون (مدل خطی)، یک رژیم وجود دارد، بنابراین امکان تعریف متغیرهای احتمال انتقال وجود ندارد. این در حالی است که در فرضیه مخالف (مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ با بیش از یک رژیم)، متغیرهای احتمال انتقال می‌بایست تعریف شوند تا مدل قابل برآورد باشد. بنابراین این پارامترها در این آزمون به‌عنوان پارامتر مزاحم شناخته می‌شوند. با توجه به جدول (۲)، مقدار آماره موردبررسی برابر مقدار بسیار بالایی بوده و قویاً فرض صفر مبنی بر مناسب بودن مدل مقید خطی را رد می‌کند. این فرضیه بیانگر این است که برابری میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو حالت قابل رد بوده و استفاده از مدل مارکوف سویچینگ با بیش از یک رژیم امکان‌پذیر است. همچنین بر اساس نتایج جدول (۲)، تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل سه رژیمه است،

---

[1]. Hansen

[2]. Ang & Bekaert

[۳]. پارامترهای مزاحم به پارامترهایی اطلاق می‌شود که برآورد آنها مدنظر نمی‌باشد، ولی برای برآورد سایر پارامترها مورد نیاز است.

به طوری‌که مقدار آماره آکائیک، در حالت سه رژیمه کمترین و برحسب آماره حداکثر مقدار راست‌نمایی، بیشترین مقدار را داراست.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های LR، ML و AIC برای آزمون غیرخطی بودن مدل و تعیین تعداد رژیم‌ها

مقدار آماره X^2 (LR)		احتمال آزمون	
۲۰/۳۳		۰/۰۰۰	
مدل مارکوف سویچینگ	مقدار آماره X^2 (ML)	احتمال آزمون	مقدار آکائیک (AIC)
مدل دو رژیمه	۱۶/۲۲	۰/۰۰۱	-۴/۷۴
مدل سه رژیمه	۲۴/۳۸	۰/۰۰۰	-۵/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق (مقدار بحرانی در ۹۵٪ برابر ۴/۷۳ است)

با توجه به آزمون نسبت درستنمایی (LR[1])، معیار آکائیک (AIC[2]) و همچنین حداکثر راستنمایی (ML[3]) ازآنجاکه اقتصاد ایران برخلاف اقتصاد کشورهای توسعه‌یافته از نوسانات بیشتری در رشد تولید واقعی برخوردار است، استفاده از روش مارکوف سوئچینگ با سه رژیم برای استخراج سیکل‌های تجاری مناسب‌تر است. همچنین علاوه بر آزمون‌های آکائیک و نسبت راست‌نمایی، آزمون‌های تشخیصی (آزمون‌های نرمالیتی، ناهمسانی واریانس و معنادار بودن ضرایب) تخمین زده و مقادیر احتمالات انتقال‌گذار برای آزمایش مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند. با توجه به ساختار اقتصاد ایران و آزمون‌های تشخیصی، در این پژوهش مدل MSIA(3)-AR(1) به عنوان مدل بهینه انتخاب شد. این مدل بیانگر این است که مدل انتخابی، دارای ۳ رژیم و ۱ ضریب خودرگرسیون است. لازم به ذکر است، برای مدل رشد اقتصادی نیز مدل MSI (3)-AR(1) انتخاب گردید.

۴.۳. معرفی مدل تجربی تحقیق

در این مطالعه به‌منظور شناسایی چرخه‌های تجاری از روش مارکوف-سوئیچینگ استفاده خواهد شد. ازآنجاکه از اهداف این مطالعه، تعیین اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی و عوامل مختلف در ایجاد نوسانات چرخه‌های تجاری است، مدل را گسترش داده و متغیرهای موردنظر را که شامل تغییرات قیمت نفت، نرخ واقعی ارز، متغیرهای سیاست مالی (مالیات)

[1]. LikeLihood Ratio
[2]. Akaike Information Criterion
[3]. Maximum Likelihood

و پولی (نقدینگی) می‌باشد، در مدل در نظر گرفته و نقش آنها را بر چرخه‌های تجاری موردبررسی قرار خواهد گرفت.

در مطالعه حاضر، فرم عمومی مدل بر اساس مطالعه کلمنتس و کرولزیگ[1] (۲۰۰۳) جهت بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه های تجاری تعریف‌شده است. ازاین‌رو رابطه تولید ناخالص داخلی و متغیرهای تأثیرگذار بر آن به‌صورت رابطه (۹) تشریح شده است:

$$\Delta GDP_t = d(S_t) + \sum \alpha_i (S_t)\, \Delta GDP_{t-i} + \sum \gamma_j (S_t)\, X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$
$$\varepsilon_t \cong IID \quad (0 . \delta^2)$$

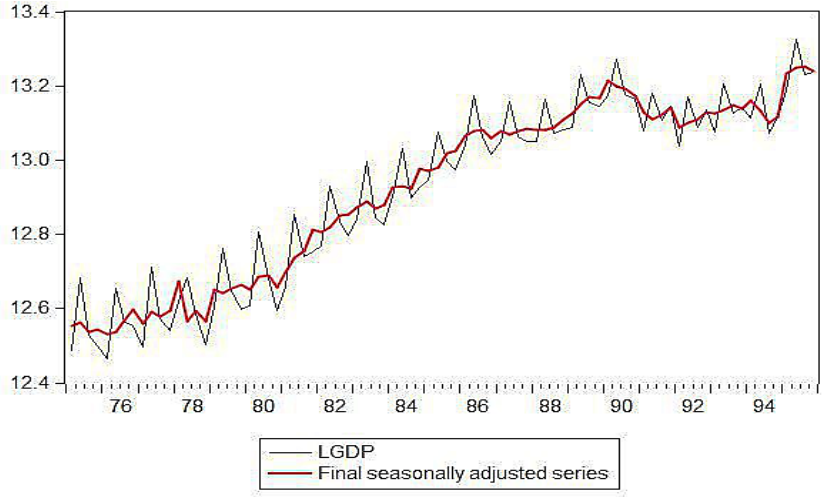
در معادله فوق، GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه، X متغیرهای مؤثر بر چرخه‌های تجای، S_t متغیر وضعیت و ε_t جزء اخلال یا جمله خطا که دارای توزیع نرمال است.

۴. یافته‌های پژوهش

داده‌های این پژوهش با استفاده از داده فصلی اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۵ استفاده شده است که از نماگرهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج‌شده است. با توجه به وجود اثرات فصلی در سری زمانی متغیر تولید ناخالص داخلی، قبل از هرگونه توجیه و تحلیل آماری لازم است اثرات فصلی در این سری زمانی تعدیل شود. در نمودار (۱) روند زمانی فصلی داده‌های سری زمانی تعدیل‌شده‌ی تولید ناخالص داخلی و خود تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت قابل‌مشاهده است.

[1]. Clements & Krolzig

شکل ۱: روند تغییرات تولید ناخالص داخلی تعدیل‌شده فصلی



منبع: یافته‌های تحقیق

آمارهای متغیرهای مورداستفاده در این تحقیق در جدول (۳) خلاصه‌شده است. در این بررسی همان‌طور که پیشتر اشاره شد، تأثیر سایر متغیرهای موردبررسی بر چرخه‌های تجاری رشد اقتصادی نیز از اهداف تحقیق است. برای این منظور متغیرهای موردبررسی شامل دو بخش سیاست‌های پولی و مالی با در نظر گرفتن متغیرهای نقدینگی و مالیات و همچنین قیمت نفت با توجه به تأثیرگذاری بالای آن بر اقتصاد کشور و نرخ واقعی ارز است. لازم به ذکر است در این بررسی از نا اطمینانی نرخ واقعی ارز به جاری نرخ واقعی ارز استفاده خواهد شد که در ادامه بدان پرداخته می‌شود.

جدول ۳: آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش

معیارهای آماری	تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	نقدینگی (میلیارد ریال)	مالیات (میلیارد ریال)	قیمت نفت (دلار)	نرخ ارز حقیقی (ریال)
میانگین	۴۲۰۸۱۲	۱۵۵۳۰۶۵	۶۴۷۷۳/۳۳	۵۴/۶۱۲	۲۱۵۸۴/۹
میانه	۴۴۵۰۵۸/۳	۶۱۴۱۰۱/۶	۳۸۷۸۱/۶۵	۴۸/۹۴	۵۴۲۴/۶۷
حداکثر	۶۱۲۷۲۴	۷۸۲۳۸۴۸	۳۵۹۷۴۲/۴	۱۲۳/۹۷	۱۰۸۸۱۵/۳
حداقل	۲۵۹۱۷۶/۹	۸۱۶۶/۷	۲۳۸۹/۶	۱۲/۸۹	۷۷۲/۸۳
انحراف	۹۶۶۳۸/۲	۱۹۶۲۳۹۹	۷۳۶۱۶/۷۱	۳۰/۲۴	۳۱۸۳۳/۵
چولگی	۰/۱۶۲۱	۱/۵۹۳	۱/۷	۰/۴۱	۱/۵۴۸
کشیدگی	۱/۷۱۶	۴/۷۵۴	۵/۸۰۹	۱/۹۲۷	۳/۷۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

در راستای انجام تخمین‌های مدل، به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای تحقیق استفاده شد. در این بررسی تمامی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. درنتیجه از مقادیر تفاضل مرتبه اول متغیرها برای تخمین مدل مارکوف سویچینگ استفاده خواهد شد.

۴-۱. شناسایی چرخه‌های تجاری

نتایج برآورد پارامترهای مربوط به مدل به‌منظور استخراج چرخه‌های تجاری در جدول (۴) حاکی از آن است که دوره زمانی موردمطالعه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قابل‌تفکیک به سه رژیم رکود، رشد شدید و رشد ملایم می‌باشد، به‌طوری‌که رژیم اول با میانگین نرخ رشد ۰/۰۸۴ نشانگر دوران رونق شدید و رژیم‌های دوم و سوم به ترتیب نشان‌دهنده دوران رونق ملایم و دوران رکود با میانگین نرخ رشد ۰/۰۵۳ و ۰/۰۱- هستند.

جدول ۴: نتایج برآورد پارامترهای مدل MSI(3)-AR(1)

متغیر	مقدار ضریب	انحراف	آماره t	احتمال
رژیم رونق شدید				
C	۰/۰۸۴	۰/۰۱	۷/۵۵	۰/۰۰۰
GGDP(-1)	۰/۵۷	۰/۱۱	۵/۲	۰/۰۰۰
رژیم رونق ملایم				
C	۰/۰۵۳	۰/۰۴	۶.۳۸۸	۰/۰۴۹
GGDP(-1)	۰/۵۲	۰/۳۵	۱/۷۴	۰/۰۸۷
رژیم رکود				
C	-۰/۰۱	۰/۰۰۶	-۲/۲۷	۰/۰۲۳
GGDP(-1)	۰/۷۸	۰/۱	۷/۶۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

میزان ثبات هر یک از چرخه‌های تجاری و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر و ماتریس احتمال انتقال چرخه‌های تجاری در جدول (۵) ارائه‌شده است.

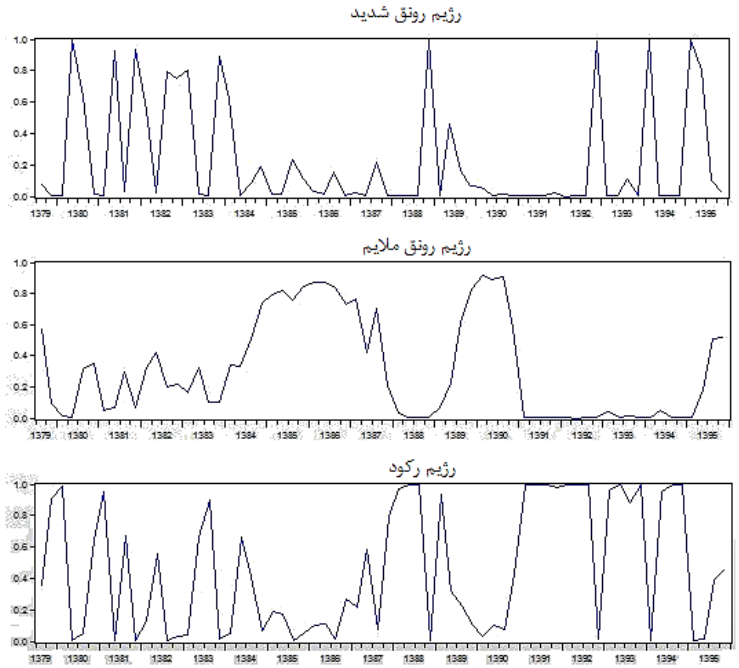
جدول ۵: نتایج احتمال انتقال بین رژیم‌های چرخه‌های تجاری

	رژیم رونق شدید	رژیم رونق ملایم	رژیم رکود
رژیم رونق شدید	۰/۳۰۷	۰/۲۲	۰/۴۷۲
رژیم رونق ملایم	۰/۰۰۰۲	۰/۸۵۱	۰/۱۴۸
رژیم رکود	۰/۳۳۲	۰/۰۰۰۱	۰/۶۶۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان‌دهنده این واقعیت است که احتمال پایدار رژیم رکود حدود ۰/۶۷ و مقدار انتقال به رژیم رشد شدید برابر ۰/۳۳ و همچنین احتمال انتقال از این رژیم به رژیم رونق ملایم برابر ۰/۰۰۰۰۱ است که مقدار احتمال بسیار اندکی است. از طرفی پایایی رژیم رونق شدید برابر ۰/۳۰۷ بوده است. از سوی دیگر احتمال وقوع رکود، زمانی که دوره فعلی رونق شدید است، بیش از ۴۷ درصد بوده و احتمال وقوع رونق ملایم، اگر دوره کنونی رونق شدید باشد ۲۲ درصد است. لازم به ذکر است که قطر اصلی نشان‌دهنده ماندگاری در رژیم مشخص است و پایدارترین رژیم ادواری نسبت به سایر رژیم‌ها مربوط به رژیم رونق ملایم می‌باشد. احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف و نحوه قرارگیری فصول مختلف در شرایط مختلف در شکل (۲) قابل‌مشاهده است.

شکل ۲: احتمال قرارگیری در رژیم‌های چرخه‌های تجاری



منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور برآورد نوسانات نرخ واقعی ارز، ابتدا آزمون واریانس ناهمسانی ARCH موردبررسی قرار گرفت. در این آزمون، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH (عدم ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال) رد و فرضیه مقابل مبنی بر وجود اثرات ARCH موردقبول واقع شد. لذا ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال به اثبات می‌رسد که دلیل بر لازمه استفاده از الگوی ARCH و GARCH است. بر اساس روش باکس-جنکیز و معیار شوارتز

بهترین الگو برای نوسانات نرخ واقعی ارز، GARCH(1,1) به‌عنوان الگوی بهینه مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از محاسبه نا اطمینانی در جدول (۶) قابل‌مشاهده است.

جدول ۶: آزمون LM انگل و آزمون بررسی مدل GARCH برای محاسبه نا اطمینانی نرخ واقعی ارز

	متغیرها	ضریب	مقدار آماره	مقدار احتمال
آزمون LM	لگاریتم نرخ ارز حقیقی		۱۰۹۳/۳	۰/۰۰۰
آزمون GARCH	C	۰/۰۰۱	۲/۲۳	۰/۰۲۵
	RESID(-1)^2	۱/۰۸	۲/۳۵	۰/۰۱۸
	GARCH(-1)	-۰/۱۱	-۲/۱	۰/۰۴۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اهداف مورد مطالعه در این پژوهش، در این قسمت به بررسی تاثیر متغیرهای مستقل بر چرخه‌های تجاری شناسایی شده در بخش قبلی پرداخته خواهد شد. برای این منظور با استفاده از ورود متغیرهای برونزا در برآوردگر مدل MSI-AR، مدل بازنویسی شده و تاثیر هر یک از متغیرهای مورد نظر بر رژیم‌های مختلف موردبررسی قرار می‌گیرد. جدول (۷) نتایج حاصل از تأثیر متغیرهای موردنظر بر رژیم‌های سه‌گانه موردبررسی قابل‌مشاهده است. نتایج بررسی در تأثیرگذاری نا اطمینانی نرخ واقعی ارز (RER) نشان می‌دهد که در هر سه رژیم موردبررسی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، به‌گونه‌ای که در سه رژیم موردبررسی، این تأثیر معنی‌دار بوده است. نتایج نشان‌دهنده این است که در رژیم رکودی تأثیر منفی نوسانات و به‌عبارت‌دیگر، نا اطمینانی در نرخ ارز تأثیر منفی بیشتری بر نرخ رشد داشته است. نتایج این پژوهش یعنی وجود رابطه منفی بین متغیر نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی با مطالعات ختائی و غربالی‌مقدم (۱۳۸۴)، میرباقری و امامعلی‌پور (۱۳۹۴) و عباسیان و همکاران (۱۳۹۱) همخوانی دارد.

جدول ۷: نتایج برآورد پارامترهای مدل MSIA(3)-AR(1)

متغیر	مقدار ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
		رژیم رکود		
C	-۰/۰۱	۰/۰۰۶	-۲/۲۷	۰/۰۲۳
GGDP(-1)	۰/۷۵۷	۰/۱۰۶	۷/۰۸	۰/۰۰۰
LRER	-۰/۰۹۵	۰/۰۱۵	-۶/۳۵	۰/۰۰۰
LM	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	-۳/۳۴۲	۰/۰۰۰
LOIL	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۱/۲۴۱	۰/۲۱۴
LT	۰/۰۲۲	۰/۰۲۱	۱/۶۳۷	۰/۰۸۴

رژیم رونق شدید				
C	۰/۱۰۸	۰/۰۱۴	۷/۴۹۱	۰/۰۰۰
GGDP(-1)	۰/۳۲۷	۰/۰۷۲	۴/۴۹۸	۰/۰۰۰
LRER	-۰/۰۵۸	۰/۰۲۳	-۲/۵۱۳	۰/۰۱۲
LM	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۷	۰/۳۲۶	۰/۷۴۳
LOIL	۰/۰۲۶	۰/۰۱۱	۲/۳۸۹	۰/۰۱۶
LT	-۰/۰۱۶	۰/۰۱۹	-۱/۲۲۸	۰/۱۴۷
رژیم رونق ملایم				
C	۰/۱۰۱	۰/۰۱۷	۵/۷۴۰	۰/۰۰۰
GGDP(-1)	۰/۶۳	۰/۱۳۹	۴/۵۰۶	۰/۰۰۰
LRER	-۰/۰۴۹	۰/۰۲۴	-۲/۰۴۱	۰/۰۴۱۲
LM	-۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۳	-۱/۶۴	۰/۰۹۷
LOIL	۰/۰۵۷	۰/۰۱۴	۴/۰۷۷	۰/۰۰۰
LT	۰/۰۳۹	۰/۰۲۹	۱/۶۲۶	۰/۰۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی قیمت نفت خام بر رشد اقتصادی در چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده در مدل مارکوف سویچینگ نشان‌دهنده این واقعیت است که قیمت نفت و درآمد حاصل از آن همواره در اقتصاد ایران از دلایل اصلی رشد اقتصادی است. این نتایج با یافته‌های گلخندان (۱۳۹۴) سازگار است، درحالی‌که اسفندیاری و موسوی (۱۳۹۰) بیان کردند که قیمت نفت خام تاثیر منفی بر چرخه‌های تجاری ایران برجای گذاشته است. با توجه به سهم بالای درآمدهای نفتی در تولید ناخالص داخلی این مهم به‌خوبی نشان‌دهنده واقعیت اقتصاد ایران است. در بررسی انجام‌شده در رونق شدید، علاوه بر وقفه متغیر وابسته، متغیر قیمت نفت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر متغیر وابسته داشته است که نشان‌دهنده آن است که این پارامتر از عوامل اصلی در رشد اقتصادی ایران در هر شرایطی به‌خصوص در رونق‌های شدید است. در بین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران، نکته حائز اهمیت که نباید از تحلیل‌ها دور بماند، اثرات درآمد نفتی در کشور است. از زمانی که درآمدهای ناشی از نفت در اقتصاد ایران سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی و بودجه‌های سالیانه را به خود اختصاص داده است، اقتصاد ایران بر پایه اصول یک اقتصاد تک‌محصولی بنا نهاده شد، که نشان می‌دهد قیمت نفت و درآمدهای ناشی از آن، به‌عنوان یک عامل برون‌زا و محرک رونق و رکود اقتصادی در ایران به شمار می‌آید، به‌طوری‌که نوسان خارج از کنترل این عامل، بیشتر متغیرهای اقتصادی را دچار نوسان می‌کند. بنابراین، بررسی استدلالی (نه‌تنها تجربی) تأثیر

شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی ایران به‌عنوان کشوری نفت‌خیز و صادرکننده نفت و کشوری تک‌محصولی، حائز اهمیت است.

در این بررسی، متغیر سیاست پولی (حجم نقدینگی)، تأثیر منفی و معنی‌داری در رژیم رکود داشته است. همچنین این متغیر در رژیم رونق شدید و به‌عبارت‌دیگر، در چرخه‌های تجاری مثبت و رشد اقتصادی تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته است، درحالی‌که در دوره رژیم رشد ملایم تأثیر آن بر رشد اقتصادی منفی و بسیار ضعیف بوده است. این نتیجه به‌خوبی نشان‌دهنده این واقعیت است که سیاست‌های پولی در دوره موردبررسی تأثیری نداشته و به‌عبارت‌دیگر ناکارا بوده است. در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار است. صاحب‌نظران اقتصادی در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید اختلاف‌نظر دارند. تعدادی از اقتصاددانان معتقدند اعمال سیاست‌های پولی تنها تولید اسمی را تغییر می‌دهد و تأثیری در تولید حقیقی نخواهد داشت. عده‌ای دیگر از اقتصاددانان اعتقاد دارند که سیاست‌های پولی در شرایط خاصی علاوه بر تولید اسمی تولید حقیقی را در کوتاه‌مدت و حتی در بلندمدت تغییر می‌دهد. به‌طورکلی در ادبیات اقتصادی، تأثیرناپذیری تولید از سیاست‌های پولی را خنثایی پول نامیده‌اند. بحث خنثایی پول بر این مبنا است که اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد تنها به تغییرات متغیرهای اسمی منجر می‌شود و این سیاست‌ها متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید را تغییر نمی‌دهد. به‌طور تقریبی اتفاق‌نظر بین اقتصاددانان وجود دارد که سیاست‌های پولی در بلندمدت خنثی است، اما در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اختلاف‌نظر بین اقتصاددانان مکاتب مختلف در زمینه خنثایی پول وجود دارد. بااین‌وجود در این بررسی خنثایی پول در رژیم‌های رونق و تأثیر منفی آن در رژیم رکود به‌خوبی مشخص است. نتایج سیاست مالی (مالیات) نیز نشان می‌دهد که در رژیم رکودی و رشد ملایم، در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌دار و تأثیر ضعیف و مثبتی بر رشد اقتصادی کشور داشته است. از طرفی دیگر، بر رژیم رونق شدید، علی‌رغم عدم معنی‌داری تأثیر منفی بر رشد را داشته است. این امر نشان می‌دهد که علی‌رغم اهمیت درآمدهای مالیاتی به‌عنوان منابع بالقوه درآمدی دولت، متأسفانه این نوع درآمدها جایگاه واقعی خود را در ساختار اقتصادی کشور دارا نیستند که از لحاظ نوع اثرگذاری با مطالعات صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۰) در ایران، بلانچارد و پروتی[1] (۲۰۰۲) و رومر و رومر (۲۰۱۰) در ایالت متحده سازگار است. عمده‌ترین دلایل

[1]. Blanchard & Perotti

این امر را می‌توان در اتکای بیش‌ازحد به درآمدهای نفتی و مشکلات موجود در ساختار نظام مالیاتی دانست.

نتایج مستخرج از آخرین بخش این پژوهش در مورد ثبات هر یک از چرخه‌های تجاری و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر ماتریس احتمال انتقال چرخه‌های تجاری در جدول (۸) گزارش‌شده است.

جدول ۸: نتایج احتمال انتقال بین رژیم‌های چرخه‌های تجاری

	رژیم رکود	رژیم رونق ملایم	رژیم رونق شدید
رژیم رکود	۰/۳۷۸	۰/۱۲۱	۰/۵
رژیم رونق ملایم	۰/۷۰۵	۰/۲۹۴	۰/۰۰۰
رژیم رونق شدید	۰/۰۰۱	۰/۳۴	۰/۶۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۶) نشان‌دهنده این واقعیت است که احتمال پایدار رژیم رکود حدود ۰/۳۷۸ و مقدار انتقال به رژیم رشد شدید برابر ۰/۵ و همچنین احتمال انتقال از این رژیم به رژیم رونق ملایم برابر ۰/۱۲۱ است. لازم به ذکر است که قطر اصلی نشان‌دهنده ماندگاری در رژیم مشخص است و پایدارترین رژیم ادواری نسبت به سایر رژیم‌ها، مربوط به رژیم رونق شدید می‌باشد، چرا که احتمال انتقال از رژیم رونق شدید به رونق شدید بالا بوده و حدود ۰/۶۵۹ است. با توجه به موارد موردبررسی می‌توان بیان کرد که متغیر قیمت نفت و تا حدودی سیاست مالی در کمتر شدن این دوره تأثیر بسزایی داشته‌اند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اقتصادهای پیشرفته همواره با دورانی از رونق و شکوفایی و پس از آن رکود و انقباض مواجه می‌شوند. اصولاً نمی‌توان از پیش معلوم کرد که هر دوره رونق به چه دلیل خاصی پایان می‌پذیرد، ولی موضوع پایان گرفتن رونق و آغاز رکود قطعی بوده و این مسئله به‌طور حتم در رشد ناموزون اقتصاد و به‌ویژه بخش‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی ریشه دارد. مطالعه حاضر درصدد است که با استفاده از رویکرد مارکوف سویچینگ به بررسی شناسایی چرخه‌های تجاری رشد اقتصادی در ایران در طی دوره ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۹۵:۴ بپردازد. ابتدا با استفاده از رویکرد واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)، نوسانات نرخ واقعی ارز به‌صورت واریانس شرطی معادله میانگین نرخ ارز محاسبه شد. در ادامه نیز به بررسی فصلی زدایی متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی و محاسبه رشد

اقتصادی پرداخته شد. در این بررسی بر اساس آزمون غیرخطی نسبت درستنمایی (LR) با توجه به آماره‌های آکائیک و همچنین آزمون حداکثر درستنمایی (ML) استفاده از روش مارکوف سوئچینگ با سه رژیم (رژیم رکودی، رشد ملایم و رشد بالا) و مرتبه یک، که در آن عرض از مبدأ و ضرایب الگو وابسته به رژیم در نظر گرفته‌شده اند، به‌عنوان الگوی نهایی جهت تخمین استخراج چرخه‌های تجاری مناسب‌ترین یعنی MSIA(3)-AR(1) شناسایی گردید.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که نا اطمینانی نرخ واقعی ارز در هر سه رژیم موردبررسی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، به‌گونه‌ای که بیشترین تأثیر را در رژیم رکود داشته است. قیمت نفت خام نیز نشان‌دهنده این واقعیت است که این قیمت و درآمد حاصل از آن همواره در اقتصاد ایران از دلایل اصلی رشد اقتصادی است. این نتایج گویای آن است که نفت در ایجاد رکود و رونق اقتصادی ایران نقش بسیار مؤثری داشته است (صیادی و همکاران، ۱۳۹۵). چنین یافته‌هایی می‌تواند در طراحی استراتژی‌های بلندمدت و برنامه‌های اقتصادی موردتوجه قرار گیرد. همچنین سیاست پولی (حجم نقدینگی) تأثیر منفی و معنی‌داری در رژیم رکود داشته است. از طرفی دیگر، این متغیر در رژیم رونق شدید و به‌عبارت‌دیگر، در چرخه‌های تجاری مثبت و رشد اقتصادی، تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته است، این درحالی است که در رژیم رشد ملایم تأثیر آن بر رشد اقتصادی بسیار ضعیف و منفی بوده است. همچنین سیاست مالی (مالیات) تأثیر معنی‌داری بر رشد چرخه‌های تجاری کشور نداشته است. لذا می‌توان استدلال نمود که مالیات به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار، سهم بسیار اندکی در تعدیل سیکل‌های تجاری طی دوران رکود و رونق اقتصادی ایران دارد. به‌عبارت‌دیگر این ابزار کارایی زیادی به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار در کاهش نوسانات و تغییرات سیکل‌های تجاری ندارد. این یافته بر خلاف مطالعه رافعی و همکاران (۱۳۹۳) است. پیشنهاد می‌گردد مدیریت در سیاست مالی (مالیات) با حساسیت بیشتری صورت پذیرد تا بتوان از مزایای این متغیر اقتصادی در جهت رشد بیشتر اقتصاد کشور بهره برد. با توجه به نتایج فوق، توصیه مهم سیاستی تحقیق این است که سیاست‌گذاران اقتصادی کشور ضمن استفاده از نتایج الگوهای غیرخطی در پیش‌بینی‌ها، سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی خود بایستی متغیرهای تأثیرگذار بر سیکل‌های تجاری را مدنظر قرار دهند تا بتوانند با ابزارهای سیاستی مناسب اقتصاد را در تحقق اهداف یاری نمایند.

فهرست منابع:

اسفندیاری، علی اصغر و موسوی، نجمه‌السادات (۱۳۹۰)، سیکل‌های تجاری دراقتصاد ایران و تحلیل علل بروز آن با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، فصلنامه سیاستهای اقتصادی، ۷(۲): ۴۱-۶۶.

آرمن، سید عزیز و پیرو، فرزانه (۱۳۹۲)، بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری و نقش تکانه‌های نفتی در ایجاد آن، فصلنامه اقتصادی ایران، ۱۰(۴): ۱۱۳-۱۴۶.

ختائی، محمود و یونس غربالی مقدم (۱۳۸۴)، بررسی ارتباط پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران، مجله برنامه‌ریزی و بودجه، ۹(۱): ۳-۲۵.

درگاهی، حسن و پرخیده، احمد (۱۳۸۵)، نقش و اهمیت شوک‌های کلان و بخشی در ادوار تجاری رشته فعالیت‌های مختلف صنعت ایران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۷): ۱-۳۲.

رافعی، میثم، بهرامی، جاوید و دانش‌جعفری، داود (۱۳۹۳) ، ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی‌بر ادوار تجاری حقیقی، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۴(۵۴)، -۳۳ ۶۵.

سیفی‌پور، رویا، محرابیان، آزاده و حسین‌پور، بهنام (۱۳۹۸)، همزمانی قیمت نفت و شاخص سهام با ادوار تجاری حقیقی: مبتنی بر رهیافت مارکوف سویچینگ، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۶(۲): ۱۰۳-۱۲۴

صالحی سربیژن، مرتضی، رییسی اردلی، غلامعلی و شتاب بوشهری، سیدنادر (۱۳۹۲)، نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۷(۲۳): ۶۷-۸۳.

صمدی، علی‌حسن و اوجی مهر، سکینه (۱۳۹۰)، ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن: مورد ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶) ، فصلنامه جستارهای اقتصادی، ۸(۱۶): ۷۵-۴۹.

صیادزاده، علی و دیکاله، جمال آلن (۱۳۸۷)، بررسی ویژگی‌های ادوار تجاری در ایران در دوره ۸۵-۱۳۳۸، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۶(۴۶): ۶۳-۸۲.

صیادی، محمد، شاکری، عباس، محمدی، تیمور و بهرامی، جاوید (۱۳۹۵)، تکانه‌های تصادفی و مدیریت درآمدهای نفتی در ایران؛ رویکرد تعادل عمومی تعصادفی پویا (DSGE)، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۶(۶۱): ۳۳-۸۰.

طیب نیا، علی و قاسمی، فاطمه (۱۳۸۹)، اندازه گیری چرخه های تجاری در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۵(۹۲): ۲۰۶-۱۸۳.

عباسیان، عزت الله، مرادپور اولادی، مهدی و مهرگان، نادر (۱۳۹۱)، تاثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۹۸): ۱۵۳-۱۶۹.

قلیچ، وهاب و شاکری، عباس (۱۳۹۴)، عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران؛ یک مدل خود رگرسیونی برداری ساختاری، پژوهش‌های پولی و بانکی، ۸(۲۵): ۴۸۰-۴۵۵.

گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴)، چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۸۹-۱۳۶۸، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۷: ۱۰۴-۸۳.

میرباقری، میرناصر و امامعلی پور، سعید (۱۳۹۴)، بررسی رابطه تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز، دومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، ۱۸ ص

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

Ang, A. & Bekaert, G. (2002), Regime switches in interest rates, Journal of Business & Economic Statistics, 20(2): 163-182.

Arin, K. P., Koray, F. & Spagnolo, N. (2015), Fiscal multipliers in good times and bad times, Journal of Macroeconomics, 44: 303-311.

Baum, A. B., & Koester, G. (2011), The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle –evidence from a threshold VAR analysis, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 03/2011.

Blanchard, O. & Perotti, R. (2002), An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output, The Quarterly Journal of economics, 117(4): 1329-1368.

Borio, C., Drehmann, M. & Xia, F. D. (2020), Forecasting recessions: the importance of the financial cycle, Journal of Macroeconomics, 66, 103258.

Burns, A. & Mitchell, W. (1946), Measuring business Cycles, NBER Paper, NY, P 3.

Cerra, V., Fatás, A. & Saxena, S. (2020), Hysteresis and Business Cycles, IMF Working Paper 20/73.

Chatterjee, S. (2000), From cycles to shocks: Progress in business cycle theory, Business Review, 3: 27-37.

Clements, M. P. & Krolzig, H. M. (2003), Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on Markov-switching autoregressions, Journal of Business & Economic Statistics, 21(1): 196-211.

Comley, B., Anthony, S. & Ferguson, B. (2002), The effectiveness of fiscal policy in Australia–Selected issues, In Impact of Fiscal Policy Conference (p. 231).

Crowley, P. M., & Hallett, A. H. (2018), What causes business cycles to elongate, or recessions to intensify?, Journal of Macroeconomics, 57: 338-349.

De Giorgi, G. & Gambetti, L. (2017), Business cycle fluctuations and the distribution of consumption, Review of Economic Dynamics, 23: 19-41.

Easterly, W., Islam, R. & Stiglitz, J. E. (2001), Volatility and Macroeconomic Paradigms for Rich and Poor, In Advances in Macroeconomic Theory (pp. 352-372). Palgrave Macmillan, London.

Fallahi, F. & Rodríguez, G. (2007), Using Markov-Switching models to identify the link between unemployment and criminality, Working Paper #0701E, University of Ottawa.

Galí, J. & Perotti, R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in Europe, Economic Policy, 18(37): 533-572.

Goldfeld, S. M. (1973), A Markov model for switching regression, Journal of econometrics, 1: 3-16.

Hall, R. E. (2005), Separating the business cycle from other economic fluctuations (No. w11651), National Bureau of Economic Research.

Hamilton, J. (1994). Time series econometrics. Princeton U. Press, Princeton.

Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, Journal of the Econometric Society: 357-384.

Hansen, B. E. (1992), The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP, Journal of applied Econometrics, 7(S1): S61-S82.

Harding, D. & Pagan, A. (2005), A suggested framework for classifying the modes of cycle research, Journal of Applied Econometrics, 20(2): 151-159.

Krolzig, H. M. (2003), Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis (Vol. 454), Springer Science & Business Media.

Krolzig, H. M. & Toro, J. (2005), Classical and modern business cycle measurement: The European case, Spanish Economic Review, 7(1): 1-21.

Kydland, F. E. & Precott, E. (1990). Business cycles: real facts and a monetary myth, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quartely Review, Spring, 14: 3-18.

Long Jr, J. B. & Plosser, C. I. (1983). Real business cycles, Journal of political Economy, 91(1): 39-69.

Lucas Jr, R. E. (1977, January), Understanding business cycles. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 5, pp. 7-29), North-Holland.

Male, R. (2011), Developing country business cycles: Characterizing the cycle, Emerging Markets Finance and Trade, 47(2): 20-39.

McDermott, C.J. & Scott, A. (1999), Concordance in business cycles, Reserve Bank of New Zealand, Working Paper, No. G99/7.

Melitz, J. (2000), Some Cross-country Evidence about Fiscal Policy Behaviour and Consequences for EMU, Department of Economics, Fraser of Allander Institute.

O Sullivan, A. & Sheffrin, S. M. (1998). Economics: Principles and tools. 4th Edition, (substantially revised) Prentice Hall.

Owyang, M. T., Piger, J. & Wall, H. J. (2005), Business cycle phases in US states, Review of Economics and Statistics, 87(4): 604-616.

Reyes-Heroles, R. & Tenorio, G. (2019), Regime-switching in emerging market business cycles: Interest rate volatility and sudden stops, Journal of International Money and Finance, 93: 81-100.

Romer, C. D. & Romer, D. H. (2010), The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks, American Economic Review, 100(3): 763-801.

Tan, S. H. & Habibullah, M. S. (2007), Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 380: 297-306.

Trupkin, D. R. (2009), Monetary Policy and Asymmetries in the Business Cycle of Argentina, Revista de Ciencias Empresariales y Economia, (8).

Van den Noord, P. (2000), The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond, OECD Working Paper, No. 230.

Wiley, J. (2011), Sons. The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, Journal of Economic Perspectives, 15(4): 157-186.