نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۰
سال بیست و نهم، زمستان ۱۴۰۰، صفحه ۴۹۹ - ۴۵۳

بررسی اثربخشی نامتقارن شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد زیربخش‌های گروه صنعت و معدن تحت ادوار تجاری و اعتباری

منا عجرش کریمی
دانشجوی دکتری اقتصاد پولی-دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
monak6317@yahoo.com
احمد صلاح منش
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (نویسنده مسئول)
a.salahmanesh@gmail.com
سید عزیز آرمن
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
saarman2@yahoo.com

با توجه به ویژگی‌های خاص بخش‌های اقتصادی و زیربخش‌های هر بخش، محتمل است که این بخش‌ها و زیربخش‌های آن‌ها واکنش متفاوتی به یک شوک پولی نشان دهند. پژوهش حاضر پیرامون چگونگی تأثیر شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد بخش صنعت از نقطه‌نظر تقارن یا عدم تقارن اثرات در ادوار تجاری و اعتباری انجام شده است. در این پژوهش با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره ۱۳۶۷ الی ۱۳۹۷ و با به‌کارگیری رویکرد غیرخطی تغییر رژیم مارکوف، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و روش رگرسیون خطی، تأثیر شوک‌های اشاره شده بر رشد تولید صنعتی در سه مدل به‌طور جداگانه (مدل در شرایط متعارف و بدون لحاظ نوسانات اقتصادی، مدل با لحاظ ادوار تجاری و مدل با ادوار اعتباری) بررسی می‌گردد. بر اساس نتایج حاصل از تکنیک SUR، در شرایط متعارف اقتصاد بخش صنعت و معدن و زیربخش‌های آن به شوک‌های پیش‌بینی شده و نشده پولیواکنش معناداری نشان نمی‌دهد. با استفاده از احتمالات تغییر رژیم و ادوار تجاری و اعتباری مستخرج از روش‌های مارکوف MSMAH(۲،۵،۰) وMSM(2)-AR(۴)، نتایج رگرسیون غیر خطی نیز نشان‌دهنده اثربخشی نامتقارن شوک‌های پیش بینی شده و نشده پولی در هر دو حالت ادوار تجاری و اعتباری می‌باشد. به نحوی که در حالت ادوار تجاری، شوک‌های پیش‌بینی نشده در شرایط رونق اقتصادی نسبت به رکود اثرگذارتر می‌باشند و در حالت ادوار اعتباری نیز این شوک‌ها در شرایط انقباض منابع اعتباری اثرگذاری قوی‌تری در تهییج تولید دارند.

طبقه‌بندی JEL: E32, E44, E52

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰ / ۷ / ۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰ / ۱۲ / ۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

واژگان کلیدی: شوک پیش‌بینی شده پولی، شوک پیش‌بینی نشده پولی، اثرات نامتقارن، ادوار تجاری و اعتباری، مدل تغییر رژیم مارکوف.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

۱. مقدمه

بخش صنعت به عنوان یکی از بخش‌های کلیدی و اساسی، نقش به‌سزایی در تعیین ادوار رکود و رونق اقتصادی ایفا می‌نماید. از جمله مهم‌ترین نقاط قوت و ویژگی‌های این بخش می‌توان به وجود زیرساخت‌های لازم برای توسعه، فراوانی نیروی‌کار تحصیل‌کرده و متخصص، بالا بودن سهم این بخش در تولید و اشتغال و همچنین برخورداری از مزیت نسبی و رقابتی در تولید اشاره کرد. از طرف دیگر، زیربخش‌های صنعت نیز نقش بااهمیتی در ایجاد ارزش افزوده و اشتغال‌زایی در اقتصاد کشور ایفا می‌نمایند (سنائی و همکاران، ۱۳۹۸). در واقع نقش و اهمیت بخش صنعت تا جایی است که بسیاری از اقتصاددانان و صاحب‌نظران، توسعه صنعتی را لازمه توسعه کشور و رشد پایدار اقتصادی می‌دانند. بر همین اساس با توجه به آثار چشمگیر زیربخش‌های صنعت بر متغیرهای اقتصادی ازجمله تولید، اشتغال، سرمایه‌گذاری و به طورکلی نقش اساسی و کلیدی این زیربخش‌ها در فرایند توسعه اقتصادی، ضروری است حمایت مؤثری در جهت ارتقای بهره‌وری در این بخش و تحقق اهداف رشد اقتصادی صورت گیرد. در همین راستا، بانک مرکزی از سیاست‌های پولی به‌عنوان یکی از بااهمیت‌ترین ابزارهای سیاستی، به منظور ثبات بخشی به اقتصاد استفاده می‌نماید (متفکر زاده و همکاران، ۱۳۹۵). در اقتصاد ایران اغلب برای حمایت از بخش صنعت و معدن و زیربخش‌های آن در تحریک تولید و ایجاد اشتغال از تزریق پول استفاده می‌شود، حال آنکه صنایع با نارسایی‌ها و چالش‌های متعددی همچون نامساعد بودن فضای کسب و کار مواجه هستند که شرایط تولید را دشوار می‌سازند. لذا شناسایی اثرگذاری یا اثرناگذاری پول و نحوه این اثرگذاری بر تولید و رشد صنعتی، برای تدوین سیاست‌های صنعتی اثربخش و کارا حائز اهمیت می‌باشد.

به‌طورکلی از جمله کانال‌هایی که به تسریع رشد اقتصادی کشورها کمک می‌کند، رشد بخش صنعت آن‌ها است. اهمیت و نقش اساسی بخش صنعت و سهم آن به‌عنوان مهم‌ترین عامل تحریک رشد اقتصادی، در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه تا حدی است که بسیاری از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

صاحب‌نظران اعتقاد دارند که توسعه صنعتی، به رشد و توسعه دیگر بخش‌های اقتصادی منجر می‌شود. به این ترتیب که به سبب وجود ارتباط تنگاتنگ بین بخش‌های متفاوت اقتصادی، رشد و توسعه بخش صنعت به ترغیب سایر بخش‌های اقتصادی منجر شده و در نهایت سبب افزایش تولید، اشتغال و درآمد در کل اقتصاد خواهد شد (محمد قلی پور و همکاران، ۱۳۹۱). از سوی دیگر سیاست‌های پولی در جایگاه یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاستی، نقش به‌سزایی در رشد اقتصادی و توسعه ایفا می‌نمایند. اغلب مکاتب اقتصادی معتقد به ناخنثایی و اثرگذاری شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی حداقل در افق کوتاه‌مدت می‌باشند. این اثرگذاری می‌تواند تا سطح بخش صنعت و متغیرهای حقیقی آن، پیش رفته و شاخص‌های تولید و رشد بخش صنعت و زیربخش‌های عمده آن را تحت تأثیر قرار دهد (همان).

در زمینه اثرات شوک‌های پولی، مسئله مهم، چگونگی اثرگذاری این شوک‌ها بر متغیرهای اقتصادی از نقطه‌نظر تقارن یا عدم تقارن اثرات است. این مسئله، نکته مهمی برای سیاست‌گذاران است چراکه تصمیماتی که اثرگذاری سیاست‌ها را متقارن و یکسان در نظر می‌گیرند، قادر به ارائه نتایج هدفمندی نخواهند بود (عبدالسلام[1]، ۲۰۱۸) تا دهه ۱۹۹۰ اقتصاددانان به طور کلی معتقد به اثرگذاری متقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی بودند، به این معنا که ابزارهای سیاست پولی دارای تأثیرات و نتایج کاملاً یکسان بر متغیرهای اقتصادی هستند. اما اخیراً بر طبق نظریات اقتصاددانان نئوکینزی، شواهد تجربی مبنی بر عدم تقارن در اثربخشی شوک‌های اسمی و پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی ارائه شده است. در همین راستا لیمگروبر[2] (۱۹۸۰) نشان داد که تأثیرات واقعی یک شوک انقباضی پولی از نتایج یک شوک انبساطی در برزیل بزرگ‌تر است. گارسیا و شولر[3] (۲۰۰۲) نیز عدم تقارن مرتبط با وضعیت و فاز چرخه تجاری را مورد بررسی قرار دادند و شواهدی مبنی بر تأثیرگذاری قوی‌تر شوک‌های پولی بر تولید در طول دوران رکود اقتصادی یافتند.

---

1. Abdelsalam
1. Lemgruber
2. Garcia and Schaller

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی، نوع سیاست پولی اتخاذ شده توسط بانک مرکزی و قالبی که این سیاست‌ها به خود می‌گیرند حائز اهمیت بسیاری می‌باشد. چرا که ممکن است در یک اقتصاد، شوک‌های پولی فعال و پیش‌بینی نشده اثرگذار باشند، در حالی‌که همان شوک‌ها به صورت پیش‌بینی شده و قاعده‌مند، دارای تأثیر چندانی بر بخش حقیقی اقتصاد نباشند (تشکینی و همکاران، ۱۳۸۴). لذا بررسی شوک‌های پولی از لحاظ چگونگی تأثیرگذاری و نیز ماهیت این اثرگذاری، با تفکیک این شوک‌ها به پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده ضروری به نظر می‌رسد. این موضوع می‌تواند راهنمای مؤثری برای مقامات پولی در امر سیاست‌گذاری جهت حصول اهداف اقتصادی باشد.

اثرگذاری شوک‌های پولی بر اقتصاد در مکاتب مختلف اقتصادی مورد بحث جدی قرارگرفته است. به غیر از اقتصاددانان مکتب کلاسیک و طرفداران نظریه انتظارات عقلایی که معتقدند شوک‌های پولی بی‌تأثیر بر متغیرهای حقیقی از جمله تولید و اشتغال هستند، سایر مکاتب نیز معتقد به اثربخشی شوک‌ها حداقل در افق کوتاه‌مدت می‌باشند. مطابق با نظریه کینزین‌های جدید، ضمن تأکید بر ناخنثایی پول به عدم تقارن اثرات پول بر متغیرهای کلان اقتصادی اشاره شده است (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۱). در واقع کینزین‌های جدید در تئوری‌های خود، علت عدم تقارن را عواملی همچون محدودیت اعتبارات، چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها و مواردی از این قبیل تلقی می‌کنند. وجود اثرگذاری نامتقارن شوک‌های پولی، لزوم دقت در تدوین سیاست‌گذاری‌ها و همچنین توجه به عملکرد شوک‌های پولی را دوچندان می‌نماید. به نحوی که مقامات پولی در تصمیم‌گیری‌های خود می‌بایست همواره عکس‌العمل متفاوت متغیرهای اقتصادی در شرایط مختلف حاکم بر اقتصاد را نسبت به شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده و نیز شوک‌های مثبت و منفی پولی، در نظر داشته باشند (همان).

از طرف دیگر شواهد متعدد در سطح جهان از جمله تبدیل بحران مالی سال ۲۰۰۷ به رکود عمیق در سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۰۹ میلادی نشان داده است که ادوار تجاری ارتباط تنگاتنگی با بازارهای مالی و عدم تعادل‌های مالی دارند (نجفی زیارانی و یاوری، ۱۳۹۵). مطالعات متعددی همچون

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

برنانکه و بلایندر[۱] (۱۹۹۲) و کایلینک و کنجینز[۲] (۲۰۱۶) از جمله کانال‌های انتشار شوک پولی به بخش حقیقی را مسیر اعتبارات و بازارهای مالی دانسته‌اند. بر این اساس بررسی نحوه اثربخشی شوک‌های پولی در شرایط مختلف حاکم بر بخش مالی اقتصاد (ادوار اعتباری) و بخش حقیقی (ادوار تجاری) مسئله مهمی است که بررسی آن می‌تواند نتایج ارزشمندی ارائه دهد. با توجه به بانک محور بودن بخش مالی در ایران، سیاست‌های اعتباری می‌تواند اثر زیادی بر نوسانات اقتصادی و انحراف تولید از مسیر بالقوه‌اش داشته باشد. بر این اساس در این تحقیق سعی خواهد شد که اثرات شوک‌های پولی بر رشد زیربخش‌های صنعت با در نظر گرفتن ادوار اعتباری و تجاری مورد بررسی و آزمون تجربی قرار گیرد.

با توجه به اهمیت بخش صنعت در اقتصاد، سؤال اصلی این تحقیق این است که آیا شوک‌های پولی (پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده) نرخ رشد را در زیربخش‌های صنعت به صورت متفاوت و نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌دهند؟ آیا اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد زیربخش‌های صنعت، تحت تأثیر شرایط مختلف حاکم بر بخش حقیقی و مالی اقتصاد قرار می‌گیرد؟ در یک وضعیت خاص از چرخه تجاری (رکود یا رونق) و چرخه اعتباری (انبساط یا انقباض اعتبارات)، آیا اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده پولی با اثرات شوک‌های پیش‌بینی نشده بر رشد زیر بخش‌های صنعت متفاوت است؟ به عبارت دیگر آیا اثرات این دو نوع شوک بر رشد زیربخش‌های صنعت در شرایط رکود و رونق تجاری و یا انبساط و انقباض اعتباری نامتقارن است؟ برای پاسخ به این سؤال‌ها، در این مطالعه به بررسی اثربخشی نامتقارن شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر رشد زیربخش‌های صنعت در دوران مختلف رکود و رونق تجاری و اعتباری پرداخته می‌شود.

با توجه به این‌که تأثیر شوک‌های پولی طی شرایط مختلف حاکم بر بخش حقیقی و مالی اقتصاد (ادوار تجاری و اعتباری) ثابت نبوده و متفاوت می‌باشد، هدف این مقاله بررسی نحوه تأثیر

---

3. Bernanke and Blinder
4. Kilink and Cengiz

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

شوک‌های پولی بر نرخ رشد تولید بخش صنعت طی ادوار تجاری و اعتباری است. برای این منظور سه حالت مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حالت اول اثربخشی شوک‌های پولی در شرایط متعارف اقتصاد و بدون توجه به نوسانات اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حالت دوم اثربخشی شوک‌های پولی با در نظر گرفتن رکود و رونق تجاری سنجیده می‌شود. حالت سوم نیز مبتنی بر ارزیابی اثرات این شوک‌ها با توجه به شرایط مختلف حاکم بر بازارهای مالی از نقطه نظر انقباض و انبساط اعتبارات بانکی می‌باشد. برای نیل به این اهداف، در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم و سوم به مروری بر ادبیات تحقیق در قالب مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته شده و در بخش چهارم، مدل و روش تحقیق معرفی می‌شود. در بخش پنجم به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود. در بخش پایانی مقاله نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

به طور کلی هدف سیاست‌های تثبیت اقتصادی، دستیابی به ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی، اشتغال کامل و تعادل تراز پرداخت‌ها می‌باشد. در واقع سیاست تثبیت به استفاده از سیاست‌های پولی و مالی در یک اقتصاد به منظور دستیابی به اهداف کلان اقتصادی اشاره دارد و در این میان، سیاست پولی همواره به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاستی برای مدیریت طرف تقاضای اقتصاد و دستیابی به اهداف کلان مورد ملاحظه قرار گرفته است (اولایی ولا و همکارش[1]، ۲۰۱۹). سیاست پولی از طریق تغییر در حجم پول و همچنین تغییر در شرایط اعطای اعتبارات، منجر به ایجاد تغییراتی در نرخ بهره شده و از این راه بسیاری از اهداف اقتصادی مانند تحریک رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها را محقق می‌سازد (نصیری فر و همکاران، ۱۳۹۸). در زمینه اثرگذاری سیاست پولی، دو سؤال اساسی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. اولین سؤال مرتبط با این موضوع است

1. Olayiwol and et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

که آیا سیاست پولی، بخش حقیقی اقتصاد و متغیرهای این بخش را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ در صورتی که چنین باشد، مکانیسم و کانال‌هایی که منجر به انتقال اثرات سیاست پولی به بخش حقیقی می‌شوند، چگونه است؟ این دوپرسش، از بحث‌برانگیزترین و پرجدال‌ترین پرسش‌های مطرح در حوزه اقتصادکلان می‌باشد (بلندرو برنانکه[۱]، ۱۹۹۲). به‌طور کلی اکنون این اتفاق نظر در میان اقتصاددانان وجود داردکه سیاست پولی در بلندمدت اثر چندانی بر اقتصاد ندارد و تنها سطح قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حالی که درکوتاه‌مدت، تأثیر شوک‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد همواره از موضوعات و مسائل مورد بحث است (والش[۲]، ۲۰۱۷). در اقتصاد ایران بخش صنعت و معدن همواره نقش مهمی در سیاست‌گذاری اقتصادی داشته است و مسئله اساسی در ارتباط با این بخش، تعیین راهکارهای سیاستی مناسب جهت ارتقای ارزش افزوده این بخش در بلندمدت می‌باشد. در واقع بخش صنعت کشور در طی دوران اجرای برنامه‌های توسعه از سیاست-های پولی و شوک‌های ناشی از این سیاست‌ها تأثیر فراوانی پذیرفته است. شوک‌های پولی بعضاً منجر به ایجاد بی‌ثباتی در متغیرهای کلان اقتصادی از جمله شاخص‌های تولید و اشتغال صنعت کشور شده است. همچنین نوسانات نامرتب در نرخ ارز و میزان تسهیلات بانکی پرداختی به بخش صنعت و معدن و نرخ سود این تسهیلات نیز می‌تواند تأثیر زیادی بر عملکرد این بخش و زیربخش‌های آن داشته باشد. از طرف دیگر در زمینه تأثیر شوک‌های پولی پیش بینی شده و پیش بینی نشده بر فعالیت واقعی اقتصاد، نظریات متفاوتی ارائه شده است. لوکاس[۳](۱۹۷۲) با توجه به نظریه انتظارات عقلایی معتقد بود بخش پیش‌بینی شده و قابل انتظار پول، خنثی و بی‌تأثیر بر متغیرهای حقیقی است. بر طبق این نظریه، شوک‌های پولی در صورتی که پیش‌بینی پذیر باشند، بر متغیرهای حقیقی اقتصاد بی‌تأثیر هستند. اما درصورت پیش‌بینی ناپذیر بودن، سیاست پولی می‌تواند بر تولید و رفاه جامعه تأثیرگذار باشد. بارو[۴] (۱۹۷۷) شوک‌های پولی را به دو بخش قابل انتظار

---

2. Blinder and Bernanke
3. Walsh
4. Lucas
1. Barro

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

(پیش‌بینی شده) و غیر قابل انتظار (پیش‌بینی نشده) تجزیه می‌کند و در چارچوبی با انتظارات عقلایی نتیجه می‌گیرد که تنها بخش غیرمنتظره پول می‌تواند اثرات حقیقی بر اقتصاد داشته باشد (آراگون و ساوینو[1]، ۲۰۰۹). یاماک و یاکوپ[2] (۱۹۹۸) نیز در بررسی اثرات شوک‌های پولی برای اقتصاد ترکیه، به این نتیجه می‌رسند که جزء غیرقابل انتظار و پیش‌بینی نشده پول، بی‌تأثیر بر سطح تولید حقیقی است، در حالی که جزء قابل انتظار و پیش‌بینی شده پول می‌تواند به‌طور معناداری منجر به تحریک تولید حقیقی شود. در برخی مطالعات از جمله مطالعات نظیفی و جلالی نائینی، تنها به بررسی اثرات شوک‌های پیش‌بینی نشده پولی پرداخته شده و از بررسی اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده غفلت شده است. این در حالی است که شوک‌های پیش‌بینی شده پولی در کشورهای در حال توسعه اثرگذار می‌باشند (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰).

از طرف دیگر نحوه اثرگذاری شوک‌های پولی و به عبارتی مکانیسم انتقال پول، از جمله موضوعات مهمی است که توسط اقتصاددانان مورد توجه قرار گرفته است. در ادبیات نظری اقتصاد، مکانیسم انتقال شوک پولی به بررسی و تحلیل کانال‌های انتقال دهنده اثرات پولی به متغیرهای اقتصادی می‌پردازد. در واقع در ارتباط با مکانیسم و نحوه اثرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد و انتقال آن به این بخش، دیدگاه‌های مختلفی وجوددارد که هرکدام به‌دنبال شناسایی و معرفی کانال‌های انتقال دهنده اثرات شوک پولی می‌باشند (مهدیلو و همکاران، ۱۳۹۷). در همین راستا میشکین و اِشمیت[3] (۲۰۰۷) معتقد به وجود شش کانال انتقال پولی در یک اقتصاد توسعه یافته باز و کوچک بودند که عبارت‌اند از: ۱. کانال وام دهی یا کانال اعتباری؛ ۲. کانال نرخ ارز؛ ۳. کانال نرخ بهره؛ ۴. کانال ترازنامه‌ای؛ ۵. کانال قیمت دارایی؛ ۶. کانال انتظارها (شاکری بستان آباد و همکاران، ۱۳۹۸). از میان کانال‌های ذکر شده، تمرکز اصلی این تحقیق بر کانال اعتباری انتقال پولی می‌باشد. بر اساس این کانال، سیاست پولی از طریق اثرگذاری بر میزان اعتباردهی بانک‌ها، تأثیر مستقیمی بر روی متغیرهای حقیقی خواهد گذاشت.

---

2. Aragon and Savino
3. Yamak and Yakup
4. Mishkin& Schmidt

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

در واقع موضوع تأثیرگذاری پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید، همواره از موضوعات بحث برانگیز در میان اقتصاددانان بوده است، با این حال بحث اصلی به اثربخشی نامتقارن تصمیمات پولی مربوط می‌شود. بسیاری از مطالعات تجربی از جمله کلینک و کنجیز[۱] (۲۰۱۶)، تان و حبیب الله[۲] (۲۰۱۰) و شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۱) نشان می‌دهند که اثرات شوک‌های سیاست پولی بر فعالیت واقعی اقتصاد در طول دوران رکود و رونق اقتصادی نامتقارن است. این عدم تقارن از کانال‌های مختلفی تأثیرگذار است که یک کانال مبتنی بر نقایص بازارهای اعتباری می‌باشد. در حقیقت، کانال اعتباری انتقال پولی[۳] به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن میان بخش بانکی و وام‌گیرندگان ایجاد شده و در صورتی که بنگاه اقدام به تأمین مالی بیرونی[۴] نماید، منجر به تحمیل هزینه اضافی به بنگاه می‌گردد. در وضعیت انبساط و رونق اقتصادی با توجه به بالاتر بودن جریان نقدی بنگاه‌ها، وابستگی به اعتبارات بانکی کمتر بوده و هزینه تأمین مالی بنگاه از منابع خارجی محدود می‌باشد. در وضعیت رکود نیز به دلیل کمتر بودن جریان نقدی بنگاه‌ها، وابستگی به تأمین مالی بیرونی افزایش می‌یابد (فرزین وش و همکاران، ۱۳۹۱). این وابستگی بیشتر به تأمین مالی بیرونی، باعث می‌شود که بنگاه‌ها نسبت به تغییر در موضع سیاست پولی حساس‌تر باشند. از این رو یک تغییر پیش‌بینی نشده در سیاست پولی منجر به تأثیر معنی‌دار بر فعالیت‌های اقتصادی در طول دوران رکود و انقباض می‌شود (کلینک و همکاران، ۲۰۱۶).

مطالعات تجربی در مورد اثرات واقعی نامتقارن شوک‌های پولی اساساً بر سه نوع عدم تقارن متمرکز شده است. اولین اثر نامتقارن مربوط به جهت شوک پولی بوده و مبتنی بر اثر شوک‌های مثبت و منفی پولی می‌باشد. این نوع عدم تقارن به‌طور گسترده‌ای در مطالعات خارجی از جمله عبدالسلام (۲۰۱۸)، آراگون(۲۰۰۹) و مطالعات داخلی از جمله نصیری فر و همکاران (۱۳۹۸) مورد بررسی قرار گرفته است. دومین نوع از عدم تقارن مربوط به فاز چرخه تجاری در زمان اتخاذ

---

5. Kilinc and Cengiz
1. Tan and Habibullah
2. Credit Channel of Monetary Policy Transmission
3. External financing

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

سیاست پولی است و در این نوع عدم تقارن، نحوه اثرگذاری شوک‌های پولی بر اقتصاد در وضعیت‌های مختلف اقتصادی از نقطه نظر انقباض و انبساط فعالیت‌های اقتصادی بررسی می‌گردد. در مطالعات خارجی از جمله آراگون (۲۰۰۹) و دولادو و همکاران[۱] (۲۰۰۶) به عدم تقارن مرتبط با فاز چرخه تجاری پرداخته شده است. سومین نوع از اثرات نامتقارن نیز تفکیک شوک‌های پولی به دو بخش پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده می‌باشد که این نوع از عدم تقارن، مطابق با دیدگاه کلاسیک‌های جدید می‌باشد. این نوع عدم تقارن در برخی مطالعات از جمله گاگس و همکاران[۲] (۲۰۱۸) و مایترا (۲۰۱۱) مورد بررسی قرار گرفته است.

۲-۲. پیشینه پژوهش

آلاتونجی[۳] (۲۰۱۹) بابه‌کارگیری روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به بررسی و ارزیابی اثرات سرریز سیاست‌های پولی بر رشد بخش صنعت در کشور نیجریه طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۶۰ پرداخته و به این نتیجه رسیده است که عرضه پول، میزان ارز و تورم دارای تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد تولید بخش صنعت در این کشور بوده‌اند. پرکلیس و همکاران[۴] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل انتقال ملایم لجستیکی به بررسی عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی بر رشد بخش صنعت در کشورهای آمریکا و برزیل در بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۲ پرداخته و نتیجه‌گیری می‌کنند که عدم تقارن اثرات شوک‌های سیاست پولی بر رشد بخش صنعت در دو وضعیت رکود و رونق در این کشورها حاکم می‌باشد. گاگس و همکاران (۲۰۱۸) اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی را بر نرخ رشد تولید صنعتی واقعی برای دو اقتصاد آمریکا و برزیل مورد بررسی و آزمون قرار داده و به منظور برآورد شوک‌های پیش‌بینی نشده پولی از قاعده تیلور استفاده کردند.

---

4. Dolado et al.
5. Gogas et al.
6. Olatunji
1. Periklis et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

یافته‌های مطالعه آنان مؤید وجود عدم تقارن بین شوک‌های پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده و همچنین شوک‌های مثبت و منفی پولی می‌باشد. آگوستین و همکاران[1] (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد غیرخطی تغییر رژیم مارکوف[2] به ارزیابی تأثیر سیاست‌های پولی بر تولید بخش صنعت در بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۴ و در کشورهای عضو بریکس (برزیل،روسیه، هند، چین وآفریقای جنوبی) پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنان نشان داد که اثربخشی شوک‌های پولی بر تولید بخش صنعت در دو وضعیت رکود و رونق نامتقارن و نابرابر می‌باشد. سیور[3] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای اثرگذاری سیاست‌های پولی را بر ارزش افزوده بخش صنعت مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور از روش داده‌های تابلویی برای ۲۲ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۵ استفاده کرده تا اثر سیاست‌های پولی را بر ارزش افزوده صنایع بررسی کند. نتایج این پژوهش نشان داد که رشد اقتصادی با کاهش میزان بهره به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد. سارگلزایی و همکاران[4] (۲۰۱۲) عدم تقارن اثرات سیاست پولی پیش‌بینی نشده را بر تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه مورد بررسی و مطالعه قرار داده و برای استخراج شوک‌های پیش‌بینی نشده پولی نیز از باقیمانده تابع عرضه پول استفاده نمودند. بر اساس نتایج مطالعه آنان، کاهش پیش‌بینی نشده عرضه پول در مقایسه با افزایش آن، رشد اقتصادی را تا حد زیادی تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حالی‌که افزایش پیش‌بینی نشده پول در مقایسه با کاهش آن، تا حد زیادی تورم را متأثر می‌سازد. بنابراین اگرچه سیاست‌گذاران قادر به افزایش نرخ رشد اقتصادی از طریق افزایش غیرمنتظره در عرضه پول هستند، این سیاست نیز به تورم بیشتری منجر خواهد شد. گودنس و گوپتا[5] (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر تولید با استفاده از مدل VAR غیرخطی پرداختند. نتایج نشان دهنده تأثیر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی پولی بر تولید

---

2. Augustine et al.
3. Markov-switching
4. Severe
5. Sargolzaei et al.
6. Goodness and Gupta

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

بودند. همچنین مدل VAR خطی در مقایسه با VAR غیرخطی تأثیر شوک‌های پولی بر تولید را بزرگ‌تر نشان می‌دهد.

سیبو و همکاران[1] (۲۰۱۱) اثرشوک‌های سیاست پولی را بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی نیجریه طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۶ بررسی کرده و نتیجه می‌گیرند که نرخ ارز و تورم تأثیری منفی بر ارزش افزوده بخش خدمات در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند و قیمت سهام نیز در کوتاه مدت دارای اثر منفی و در بلندمدت خنثی می‌باشد. ساجادور و همکاران[2] (۲۰۱۰) در تحقیقی برای اقتصاد آمریکا به این نتیجه رسیدند که نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصاد کلان اثر دارد و سیاست‌های پولی نه تنها تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر رشد تولید را تقویت می‌کنند، بلکه واکنش نامتقارن تولید نسبت به سیاست‌های پولی و تکانه‌های قیمت نفت را نشان می‌دهد. آراگون و همکاران (۲۰۰۹) با به‌کارگیری مدل تغییر رژیم مارکوف به ارزیابی این موضوع پرداختند که آیا اثرات سیاست پولی بر تولید در کشور برزیل نامتقارن است یا خیر. نتایج نشان داد که اثرات واقعی شوک‌های منفی پولی نسبت به شوک‌های مثبت در دوران رونق اقتصادی قوی‌تر است و در رکود اقتصادی اثرات واقعی شوک‌های مثبت و منفی یکسان می‌باشد. بر این اساس نمی‌توان ادعا نمود که اثرات شوک مثبت (یا منفی) به وضعیت و فاز چرخه تجاری بستگی دارد.

زمردیان (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای اثر سیاست‌های پولی و مالی را بر ارزش افزوده بخش صنعت به همراه متغیرهایی مانند موجودی سرمایه خالص بخش صنایع و معادن، نیروی کار شاغل در این بخش و هزینه‌های آموزش و پرورش مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر این است که شوک مثبت سیاست پولی و مالی اثری مثبت بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد. از طرف دیگر شوک منفی سیاست پولی و مالی نیز با ایجاد سردرگمی در میان فعالان اقتصادی، اثری منفی بر ارزش افزوده بخش صنعت می‌گذارد. آرانی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر بخش صنعت طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۳ با به‌کارگیری روش خود توضیح برداری ساختاری پرداختند. نتایج به‌دست آمده بیانگر آن است که از میان تمامی متغیرهای

1. Saibo and Nwosa
2. Sajjduar and Apostolos

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

سیاست‌های پولی و مالی، بروز تکانه مثبت در مخارج دولت باعث افزایش تولید بخش صنعت ایران می‌شود و تکانه‌های ناشی از نرخ بهره بر تولید بخش صنعت اثر منفی می‌گذارد. از سوی دیگر بروز تکانه مثبت در نرخ بهره باعث کاهش اشتغال در بخش صنعت گردیده، و در بلندمدت، بیشترین تغییرات این متغیر توسط مخارج دولت و نرخ بهره شرح داده می‌شود. همچنین یک تکانه مثبت در حجم پول و نرخ بهره باعث افزایش در شاخص دستمزد بخش صنعت می‌شود. اشرف‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) از طریق طراحی و تنظیم یک مدل پانل همزمان برای بخش صنعت ایران، اثرات سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری را بر تولید، صادرات و اشتغال بخش صنعت مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که با افزایش مصارف دولت و حجم پول، صادرات کاهش می‌یابد و به کاهش تولید منجر می‌شود. در حالی‌که با افزایش نرخ بهره و نرخ ارز، صادرات افزایش و واردات کاهش پیدا می‌کند. تشکینی و همکاران (۱۳۸۴) در مطالعه خود به بررسی خنثایی یا تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی (پیش‌بینی شده و نشده) و آزمون فرضیهٔ انتظارات عقلایی برای دوره زمانی ۸۲ ـ ۱۳۳۸ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که سیاست پولی پیش‌بینی شده و نشده خنثی، ولی سیاست‌های مالی پیش‌بینی شده دارای اثرات مثبت و معنادار بر سطح تولید حقیقی می‌باشند. هم‌چنین با توجه به معنادار بودن سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و بی‌معنا بودن سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده، فرضیه انتظارات عقلایی را نمی‌توان برای اقتصاد ایران تأیید نمود.

مرور کلی مطالعات تجربی صورت گرفته در زمینه اثرگذاری شوک‌های پولی بر اقتصاد کشور نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه مستقیمی در بخش صنعت کشور پیرامون تبیین نحوه اثرگذاری شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر بخش صنعت و زیربخش‌های آن، به‌ویژه با در نظر گرفتن سیکل‌های تجاری و اعتباری انجام نگرفته است. در مطالعات داخلی اغلب اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی پولی مورد بررسی قرار گرفته و کمتر به تفکیک شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی و تحلیل اثرات آن‌ها پرداخته شده است. بنابراین در مطالعه حاضر با استفاده از رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط، اولاً اثرات نامتقارن شوک‌های پیش‌بینی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد صنعت و زیربخش‌های آن در شرایط متعارف اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. ثانیاً با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف، رژیم‌های رکود و رونق تجاری و دوران انبساط و انقباض اعتباری شناسایی شده و سپس با به‌کارگیری روش رگرسیون خطی اثرگذاری نامتقارن شوک‌های پولی بر صنعت و زیربخش‌های اصلی آن در دو حالت سیکل‌های تجاری و اعتباری مورد بررسی قرار می‌گیرد و از این جهت می‌توان این مطالعه را متمایز از سایر مطالعات گذشته در نظر گرفت.

۳. روش شناسی تحقیق

۳-۱. معرفی مدل مورد استفاده در تحقیق

در مطالعه حاضر با الهام از کلینک و همکاران (۲۰۱۶) برای دستیابی به اهداف تحقیق، فرایند سه مرحله‌ای در پیش گرفته شده است؛ نخست در تحلیل اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی، تمایزی بین شرایط مختلف اقتصاد از نقطه‌نظر رکود و رونق تجاری و یا انقباض و انبساط منابع اعتباری در نظر گرفته نمی‌شود. در گام دوم به بررسی وجود عدم تقارن در اثرات چنین شوک‌هایی با در نظر گرفتن رکود و رونق تجاری پرداخته می‌شود. در گام سوم نیز این مسئله مورد بررسی قرار می‌گیرد که آیا شوک‌های پولی اثربخشی متفاوت و نامتقارنی بر عملکرد اقتصاد در مراحل مختلف ادوار اعتباری دارند یا خیر. در این بررسی‌های تجربی سعی شده است به منظور رفع تورش تصریح مدل‌های اقتصادسنجی، با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده، در کنار شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی، برخی متغیرهای کلیدی تأثیرگذار بر نرخ رشد تولید صنعتی مانند تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در هر زیربخش، اشتغال در هر زیربخش، نرخ رشد درآمدهای نفتی دولت، نرخ رشد اقتصادی و وقفه‌های نرخ رشد در هر زیربخش مورد استفاده قرار گیرد و پس از مطالعه ضرایب به دست آمده و آزمون‌های آماری، متغیرهای نهایی در مدل لحاظ شده و آثار شوک‌های پولی نیز در ادوار تجاری و اعتباری اقتصاد ایران مورد تجزیه و تحلیل تجربی قرار گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

مدل اول برای بررسی اثرات شوک‌های پولی در حالت متعارف اقتصاد به صورت زیر تصریح شده است:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \sum \Phi_j X_t + \beta_1 mp^e{}_{t-1} + \beta_2 mp^{une}{}_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$

که در آن $\Delta y_{i,t}$ نرخ رشد تولید صنعتی در زیربخش i به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۸۳ در زمان t، X_t بردار متغیرهای کنترلی است که شامل ترکیباتی از متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اشتغال در هر زیربخش، نرخ رشد درآمدهای نفتی، نرخ رشد اقتصادی و وقفه‌های نرخ رشد تولید در هر زیربخش می‌باشد که با پیش رفتن تحقیق و بر اساس آزمون‌های تشخیصی و معناداری ضرایب، در نهایت متغیرهای نهایی در مدل لحاظ خواهند شد. $mp^e{}_{t-1}$ شوک پیش‌بینی شده پولی در زمان t-1 و $mp^{une}{}_{t-1}$ نیز شوک پیش‌بینی نشده پولی در زمان t-1 می‌باشد. با توجه به وقفه‌های اثرگذاری شوک‌های پولی، در این مدل فرض می‌شود که شوک پولی در زمان t، متغیرهای حقیقی اقتصاد را در دوره بعدی (فصل بعدی) تحت تأثیر قرار می‌دهد تا از این طریق وقفه‌های احتمالی در روند انتقال شوک پولی را نیز محاسبه نماید.

در مدل دوم نیز به منظور بررسی عدم تقارن احتمالی در اثرات شوک‌های پولی بر رشد بخشی تحت شرایط مختلف حاکم بر بخش حقیقی و مالی اقتصاد، احتمالات تغییر رژیم در معادله(۱) گنجانده شده و به منظور بررسی اثرات شوک‌های پولی در رژیم‌های رونق و رکود، به ترتیب معادلات (۲) و (۳) مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_0 + \sum \Phi_J X_t + \beta_{1,g} \rho_{g,t-1} mp^e{}_{t-1} + \beta_{2,g} \rho_{g,t-1} mp^{une}{}_{t-1} + u_t \qquad (۲)$$

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_1 + \sum \Phi_J X_t + \beta_{3,b} \rho_{b,t-1} mp^e{}_{t-1} + \beta_{4,b} \rho_{b,t-1} mp^{une}{}_{t-1} + u_t \qquad (۳)$$

که در آن ها $\rho_{g,t-1}$ و $\rho_{b,t-1}$ به ترتیب احتمالات مربوط به دوران رونق و رکودو β_g ها و β_b ها نیز به ترتیب ضرایب کوتاه‌مدت شوک‌های پولی در رژیم‌های رونق و رکود می‌باشند. اندیس‌های g و b در حالت ادوار تجاری و بخش حقیقی اقتصاد، به ترتیب با دوران رونق و رکود اقتصادی مطابقت دارند و در حالت ادوار اعتباری نیز با دوران بسط و انقباض اعتبارات بانکی مرتبط می-

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

باشند. به منظور برآورد احتمالات تغییر رژیم (یعنی $\rho_{g,t-1}$ و $\rho_{b,t-1}$) برای دو حالت ادوار تجاری و اعتباری، رویکرد تغییر رژیم مارکوف مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳-۲. معرفی رویکرد تغییر رژیم مارکف

بر اساس تئوری‌های اقتصادی برخی متغیرهای سری زمانی دارای رفتار غیرخطی هستند. در مدل‌های غیرخطی، پارامترهای مدل تابعی از رژیم‌های مختلف بوده و در طی زمان تغییر خواهند کرد. در این مدل‌ها فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته[1] انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های[2] STARو شبکه مصنوعی)[3] ودر برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکف- سوئچینگ از این نوع مدل‌ها می‌باشد. در مدل‌های STAR و شبکه مصنوعی فرآیند تبدیل رژیم تدریجی است؛ فرآیند تعدیل در این مدل‌ها بستگی به وضعیت سیستم دارد. بر خلاف این مدل‌ها، در مدل انتقال مارکف که توسط همیلتون (۱۹۸۹) ارائه شده است، تبدیل رژیم به صورت برونزا در نظر گرفته شده است (اندرس[4]، ۲۰۰۴). مدل‌های مارکف سوئیچینگ توسط کوانت[5] (۱۹۷۲)، کوانت و گولدفلد[6] (۱۹۷۳) ارائه و توسط همیلتون درسال ۱۹۸۹ برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شده‌اند. برای درک بهتر مدل مارکف سوئیچینگ، متغیر ایستای y_t را فرض نمایید که برای رژیم اول $S_t = 1$ توسط فرآیند اتو رگرسیو زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

1. Smooth Transition
2. Smooth Transition Autoregressive
3. Artificial Neural Network
4. Enders
5. Quandt
6. Goldfeld

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

$$\varepsilon_{1t} \to N(0,\sigma_1^2) \qquad (۴)$$

حال فرض کنید متغیر y_t برای رژیم دوم $S_t = 2$ توسط مدل اتورگرسیو متفاوت زیرتبیین شود:

$$y_t = \alpha_2 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$
$$\varepsilon_{2t} \to N(0,\sigma_1^2) \qquad (۵)$$

کوان[1] (۲۰۰۲) نشان داد که در مدل مارکف سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی‌های تصادفی ε_t و متغیر وضعی S_t تعیین می‌شود. اگر چنانچه جزء اخلال در دو رابطه (۱) و (۲) یکسان باشند، فرآیند تغییرات y_t را می‌توان با استفاده از متغیر مجازی به صورت مدل واحد ارائه کرد:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \delta D + \gamma D y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در معادله (۳) متغیر مجازیD برای زمانی که سیستم در رژیم اول قرار دارد $S_t = 1$ مقدار صفر و زمانی که سیستم در رژیم دوم $S_t = 2$ باشد، مقدار یک را اخذ می‌کند. با فرض اینکه متغیر y_t با فرآیند اتورگرسیو مرتبه p و با m رژیم مدل سازی شود ((MS(m)-AR(p)) خواهیم داشت :

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}\right) I_i(s_{t=i})$$
$$I_i(s_{t=i}) = \begin{Bmatrix} s_t = i \to 1 \\ s_t \neq i \to 0 \end{Bmatrix} \qquad (۷)$$

در مدل فوق احتمال انتقال وضعیت از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمالات شرطی قابل محاسبه خواهد بود. مدل چرخشی 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. در یک تقسیم‌بندی کلی مدل‌های چرخشی مارکوف را می‌توان به چهار حالت

1. Kuan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

کلی تقسیم‌بندی کرد. مدل‌های مارکوف سوئیچیگ در میانگین (MSM)، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در عرض از مبداء (MSI)، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در پارامترهای مدل خود رگرسیون (MSA) و مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در واریانس جزء اخلال (MSH). با در نظر گرفتن یک مدل خود رگرسیون از مرتبهp، می‌توان حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ را به صورت زیر تعریف کرد.

$$\left.\begin{cases} v = v(s_t) \rightarrow & MSI \\ A_i = A_i(s_t) \rightarrow & MSA \\ \sigma^2(u) = (\sigma^2(u))(s_t) \rightarrow & MSH \end{cases}\right\} Y_t = v + \sum_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + u_t \qquad (۸)$$

حال اگر مدل (۵) را به صورت زیر بازنویسی کنیم، مدل MSM قابل تبیین خواهد بود:

$$y_t - \mu_t(s_t) = \sum_{i=1}^{p} A_i (y_t - \mu(s_t)) + u_t \rightarrow MSM \qquad (۹)$$

در راستای بررسی اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد تولید صنعتی در ادوار تجاری و اعتباری، ابتدا می‌بایست شوک‌های پولی و ادوار تجاری و اعتباری استخراج شوند که در ادامه به آن پرداخته می‌شود.

۳-۳. معرفی متغیرها و داده‌های تحقیق

با توجه به مباحث تئوریک و مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور، در مطالعه حاضر داده‌های سری زمانی مربوط به بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی نسبت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخصی از وضعیت اعتباری، تولید ناخالص داخلی برحسب زیربخش‌های مختلف گروه صنایع و معادن (صنعت، معدن، ساختمان و آب، برق و گاز)، تولید ناخالص داخلی کل، درآمدهای نفتی دولت، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در هر زیربخش و اشتغال در هر زیربخش مورد استفاده قرار گرفته است که در نهایت با انجام آزمون‌های مختلف، از میان این سه متغیر اخیر، متغیرهای مناسب بر اساس معناداری و انطباق با نظریه‌های اقتصادی انتخاب می‌گردند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

همچنین درتعریف تابع پول، متغیرهای پایه پولی و حجم نقدینگی به‌کار گرفته می‌شوند. تمامی داده‌های این مطالعه به صورت فصلی و در بازه زمانی ۱۳۶۷:۱-۱۳۹۷:۴ و به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ می‌باشد و از اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج گردیده است. به منظور تخمین مدل‌ها و اخذ نتایج در مطالعه حاضر از نرم افزارهای Eviews9 و Ox Metrics 7.1 استفاده شده است.

٤. یافته‌های تجربی

٤-١. برآورد شوک‌های پولی

در این مطالعه به منظور استخراج شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، بر اساس مطالعات انجام شده توسط بارو (۷۸-۱۹۷۷)، میشکین (۱۹۸۲)، کاور و کاراس[1] (۱۹۹۶) و همچنین عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۱)، پسماند معادله نرخ رشد نقدینگی (M2) به عنوان شوک‌های پولی استفاده شده است. در واقع در این مطالعات، نرخ رشد حجم پول به دو مؤلفه شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش-بینی نشده تجزیه شده و پسماند رگرسیون نرخ رشد حجم پول به عنوان شوک‌های پیش‌بینی نشده پولی استفاده می‌گردد. لذا در این مطالعه نیز ابتدا تابع عرضه پول را معرفی کرده و بر اساس بخش پیش‌بینی شده و پسماند این تابع، به ترتیب شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی را تعریف می‌نماییم.

بر پایه نظریات اقتصادی، از جمله کانال‌های افزایش نقدینگی، رشد پایه پولی است که از راه کارکرد نظام بانکی و مکانیسم ضریب فزاینده پولی منجر به افزایش نقدینگی می‌شود. با توجه به اینکه نرخ رشد پایه پولی تعیین کننده اصلی نرخ رشد نقدینگی است و در اقتصاد ایران بخش بزرگی از رشد نقدینگی ناشی از رشد پایه پولی بوده است، در این مطالعه برای تخمین تابع

1. Cover and Karras

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

نقدینگی نیز به پیروی از جلالی نائینی و نظیفی (۱۳۸۰) پایه پولی در معادله پیش‌بینی حجم نقدینگی وارد می‌شود. بنابراین معادله نقدینگی بصورت زیر تعریف و تصریح می‌گردد:[۱]

$$M2_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2i} mb_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \alpha_{3j} M2_{t-j} + \sum_{s=1}^{h} \alpha_{4s} \Delta y_{t-s} + u_t \qquad (۱۰)$$

که در آن $M2$ نرخ رشد نقدینگی، mb نرخ رشد پایه پولی، Δy نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و u_t شوک پیش‌بینی نشده پولی می‌باشد. در این معادله، نرخ رشد نقدینگی به عنوان تابعی از وقفه‌های نرخ رشد پایه پولی و ارزش باوقفه خودش و همچنین وقفه‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده و پسماند این معادله (u_t) نیز به عنوان شوک پیش‌بینی نشده پولی تعریف می‌شود. پس از تخمین معادله فوق به روش حداقل مربعات معمولی، با توجه به معنادار نبودن ضرایب نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد پایه پولی و نیز نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با وقفه بیشتر از یک، این متغیرها (متغیرهای با وقفه بیشتر از یک) از معادله حذف شده و به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$M2_t = \alpha_0 + \alpha_1 mb_t + \alpha_2 mb_{t-1} + \alpha_3 M2_{t-1} + \alpha_4 \Delta y_{t-1} + u_t \qquad (۱۱)$$

پس از تخمین معادله نرخ رشد نقدینگی (معادله فوق) و انجام آزمون‌های مربوط به ناهمسانی واریانس، نرمال بودن و وجود خودهمبستگی جملات اخلال، نتایج مؤید برقراری این شرایط (همسانی واریانس، نرمال بودن و عدم وجود خودهمبستگی) می‌باشد. بنابراین پسماندهای حاصل از تخمین معادله فوق به عنوان شوک پولی پیش‌بینی نشده و مقادیر برآورد شده نیز به صورت شوک پیش‌بینی شده در نظر گرفته شده و برای بررسی تأثیرات آنها بر نرخ رشد زیر بخش‌های صنعت، در معادلات نرخ رشد (معادلات ۱ تا ۳ در بخش ۳-۱) لحاظ می‌گردند.

---

۱. شایان ذکر است که در این مطالعه چندین نوع تابع مختلف پول مورد بررسی قرار گرفت و در نهایت بر اساس معناداری ضرایب و آزمون‌های تشخیصی، معادله (۱۱) بهترین پیش بینی را به دست داد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

٤-۲. استخراج ادوار تجاری و اعتباری با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکوف

یکی از نکات مهم و اساسی در مطالعات مربوط به ادوار تجاری تاریخ شماری[1] رکود و رونق بوده است و تشخیص این نقاط برگشتی[2] از مهم‌ترین اهداف مطالعات در زمینه ادوار تجاری می‌باشد (کرولزیک[3]، ۱۹۹۷). در مدل تغییر رژیم مارکوف، تبدیل رژیم بستگی به مقدار متغیر غیرقابل مشاهده دارد. همیلتون در سال ۱۹۸۹ برای نخستین بار مدل‌های MS را در اقتصاد مورد استفاده قرار داد. وی با استفاده از مدل خودرگرسیو تغییر رژیم مارکوف (MS-AR)، ادوار تجاری اقتصاد آمریکا را بررسی کرد. در مدل MSM(2)-AR(4) ارائه شده توسط همیلتون، رکود و رونق در قالب فرایند انتقال رژیم که توسط نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایجاد می‌شوند، تبیین می‌گردند. به طوری که میانگین نرخ رشد تولید در رژیم رونق، مثبت و در رژیم رکود منفی خواهد بود.

در مدل همیلتون با فرض اینکه Δy_t نرخ رشد تولید حقیقی باشد مدل MSM(2)-AR(4) به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1}) + \ldots + \alpha_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4}) + u_t$$
$$u_t \to NID(0, \sigma^2) \qquad (۱۲)$$

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 \succ 0 & \text{if} \quad s_t = 1 \\ \mu_2 \prec 0 & \text{if} \quad s_t = 2 \end{cases}$$

در مدل فوق میانگین نرخ رشد تولید حقیقی به نوع رژیم بستگی دارد و در رژیم رونق برابر $\mu_1 \succ 0$ و در رژیم رکود برابر $\mu_2 \prec 0$ است. در واقع، بر اساس این روش در استخراج ادوار تجاری، باید میانگین رشد تولید حقیقی در رژیم رونق مثبت و در رژیم رکود منفی باشد

1. Chronology
2. Turning Points
3. Krolzig

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

(کرولزیک، ۲۰۰۱). در این مدل احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر باید در کنار سایر پارامترها محاسبه شود.

در این مطالعه به منظور استخراج ادوار تجاری و اعتباری، معادله (۱۲) را با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف برآورد می‌کنیم که در آن Δy_t در حالت ادوار تجاری بیانگر نرخ رشد فصلی تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت در زمان t و در مورد ادوار اعتباری نیز نشان دهنده نرخ رشد مانده تسهیلات (مانده بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی) به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. در این معادله μ_{s_t} بیانگر میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت برای حالت ادوار تجاری و برای حالت ادوار اعتباری نیز نشان دهنده میانگین نرخ رشد مانده تسهیلات به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

به منظور استخراج رژیم‌های رکود و رونق، پس از تخمین انواع مدل‌های مارکوف، مدل بهینه و نهایی می‌بایست با توجه به استراتژی انتخاب مدل، انتخاب گردد. بر این اساس، پس از اطمینان از اینکه مدل غیرخطی مارکوف نسبت به مدل‌های خطی، مدل مناسبی برای استخراج چرخه‌ها است (با استفاده از آزمون LR)، مدل‌های مختلف مارکوف تخمین زده شد و بر اساس معیار آکائیک، تعداد وقفه بهینه در داخل هر یک از مدل‌های مارکوف انتخاب شد. سپس به مقایسه مدل‌های تخمین زده شده با وقفه بهینه بر اساس: ۱- معناداری اجزای وابسته به رژیم ۲- داشتن مقدار کمتر برای آماره آکاییک۳- عدم نقض فروض کلاسیک و ۴- احتمالات انتقال بین رژیم‌های مختلف پرداخته شد. جدول (۱) نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک را در انواع مدل‌های مارکوف در میانگین برای حالت ادوار تجاری نشان می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۱. نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در میانگین در حالت ادوار تجاری

وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین	MSM(1)	MSM(2)	MSM(3)	MSM(4)	MSM(5)
AIC	-۱/۳۹	-۱/۶۷	-۳/۸۳	*-۳/۹۰	-۳/۸۷
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین و ضرایب خودرگرسیون	MSMA(1)	MSMA(2)	MSMA(3)	MSMA(4)	MSMA(5)
AIC	-۱/۳۷	-۱/۶۶	-۳/۸۰	*-۴/۰۵	-۳/۹۵
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین و واریانس	MSMH(1)	MSMH(2)	MSMH(3)	MSMH(4)	MSMH(5)
AIC	-۱/۴۹	-۱/۶۵	-۳/۸۰	-۳/۸۹	*-۴/۱۶
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین و ضرایب خودرگرسیون و واریانس	MSMAH(1)	MSMAH(2)	MSMAH(3)	MSMAH(4)	MSMAH(5)
AIC	-۱/۵۳	-۱/۷۷	-۳/۷۹	-۳/۹۸	*-۴/۰۷

اعداد درون پرانتز بیانگر تعداد وقفه در هر نوع مدل مارکوف است. * بیانگر وقفه بهینه در هر نوع مدل مارکوف است.

با توجه به کمتر بودن مقادیر آماره آکاییک در مدل‌های با ۵ وقفه نسبت به مدل‌های با ۴ وقفه (MSMH(5) و MSMAH(5))، وقفه ۵ بیانگر تعداد وقفه بهینه در جدول فوق خواهد بود. در گام بعد به مقایسه مدل‌های تخمین زده شده مارکوف با وقفه بهینه بر اساس معیارهایی از جمله معناداری اجزای وابسته به رژیم، کمتر بودن مقدار آماره آکاییک و عدم نقض فروض کلاسیک پرداخته شد.با توجه به نتایج نرم افزار OXMETRICS از تخمین مدل MSMH با ۵ وقفه، علیرغم برقراری فروض کلاسیک، میانگین نرخ رشد در یکی از رژیم‌ها معنادار نبوده و بنابراین قادر به تعیین رژیم‌های رکود و رونق تجاری بر اساس این مدل نخواهیم بود. از طرف دیگر در مدل MSMAH با ۵ وقفه، ضمن برقراری فروض کلاسیک، تمامی اجزای وابسته به رژیم (میانگین، ضرایب خود رگرسیونی و واریانس) در هر دو رژیم معنادار می‌باشند. بنابراین از میان انواع مدل‌های مارکوف در میانگین تخمین زده شده در جدول فوق، مدل MSMAH با ۵ وقفه به عنوان مدل بهینه در نظر گرفته می‌شود. نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در عرض از مبدا نیز در جدول ۲ ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۲. نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در عرض از مبدا در حالت ادوار تجاری

وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا	MSI (1)	MSI(2)	MSI(3)	MSI(4)	MSI(5)
AIC	-۱/۳۹	-۱/۶۲	-۳/۷۸	-۳/۸۸	*-۳/۹۰
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا و ضرایب خودرگرسیون	MSIA(1)	MSIA(2)	MSIA(3)	MSIA(4)	MSIA(5)
AIC	-۱/۳۷	-۱/۶۶	-۳/۷۷	-۴/۰۳	*-۴/۰۶
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا و واریانس	MSIH(1)	MSIH(2)	MSIH(3)	MSIH(4)	MSIH(5)
AIC	-۱/۴۹	-۲/۱۶	-۳/۷۷	-۴/۱۵	*-۴/۱۶
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا و ضرایب خودرگرسیون و واریانس	MSIAH(1)	MSIAH(2)	MSIAH(3)	MSIAH(4)	MSIAH(5)
AIC	-۲/۸۲	-۱/۷۷	-۳/۷۷	-۴/۰۰	*-۴/۰۵

*بیانگر تعداد وقفه بهینه در هر نوع مدل مارکوف است. اعداد درون پرانتز بیانگر تعداد وقفه در هر نوع مدل مارکوف است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، تعداد وقفه بهینه برای حالت‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا، ۵ وقفه می‌باشد. مدل‌های MSIA(5) و MSIH(5) دارای کمترین مقدار آماره آکاییک نسبت به دو مدل دیگر((MSI(5) و MSIAH(5)) هستند. با این توضیح که در هر دو مدل ضمن نقض یکی از فروض کلاسیک، عرض از مبدا در یکی از رژیم‌ها معنادار نمی‌باشد.

بنابراین در مجموع از مقایسه نتایج به‌دست آمده از جداول فوق مشخص می‌شود که از میان حالت‌های مختلف مدل‌های مارکوف در میانگین و مارکوف در عرض از مبدا، مدل MSMAH با ۵وقفه به عنوان مدل مناسب و بهینه برای حالت ادوار تجاری انتخاب می‌گردد.

نتایج کلی حاصل از تخمین مدل MSMAH(2,5,0) به منظور استخراج ادوار تجاری، در جدول۳ ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل MSMAH(2,5,0) برای استخراج ادوار تجاری

	رژیم صفر		رژیم یک	
	ضریب	مقدار آماره t	ضریب	مقدار آماره t
Constant	-۰/۰۰۱	**-۲/۰۲	۰/۰۰۳	*۱/۷۸
AR-1	-۰/۸۸	***-۱۰/۱	-۰/۸۰	***-۹/۱۸
AR-2	-۰/۶۲	***-۷/۹۴	-۰/۴۱	***-۵/۸۰
AR-3	-۰/۷۲	***-۹/۰۹	-۰/۳۳	***-۴/۴۷
AR-4	۰/۲۵	***۲/۹۱	۰/۵۹	***۸/۵۰
AR-5	۰/۲۳	***۲/۷۶	۰/۳۹	***۴/۹۳
Sigma	۰/۰۱ Std.Error =۰/۰۰۱		۰/۰۳ Std.Error =۰/۰۰۲	
آزمون نسبت راستنمایی[1]	*** Chi^ ۲(۹)=۳۸/۶۳(۰/۰۰)			
آزمون آرچ[2]	F(۱و۱۰۰) = ۰/۰۰۲(۰/۹۵)			
آزمون پورت مانتئو[3]	Chi^ ۲(۱۲) =۱۱/۵۴(۰/۴۸)			
آزمون نرمالیتی[4]	Chi^ ۲(۲) =۲/۵۰(۰/۲۸)			

*,**,***معنی‌داری به ترتیب در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد اعداد داخل پرانتز مربوط به مقدار احتمال آماره کای اسکور است. توجه: آزمون نسبت راستنمایی برای تعیین خطی و یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها، آزمون آرچ برای ناهمسانی واریانس، آزمون پورت مانتئو برای خودهمبستگی و نهایتا آزمون نرمالیتی نیز برای نرمال بودن توزیع خطاها می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج آزمون LR در جدول ۳ مقدار احتمال آماره کای اسکور برابر صفر بوده و نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر برابری میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در دو رژیم، با سطح اطمینان ۹۹ درصد قابل رد بوده و از این رو مجاز به استفاده از مدل غیرخطی با دو رژیم

1. Likelihood Ratio test
2. ARCH test
3. Portmanteau test
4. Normality test

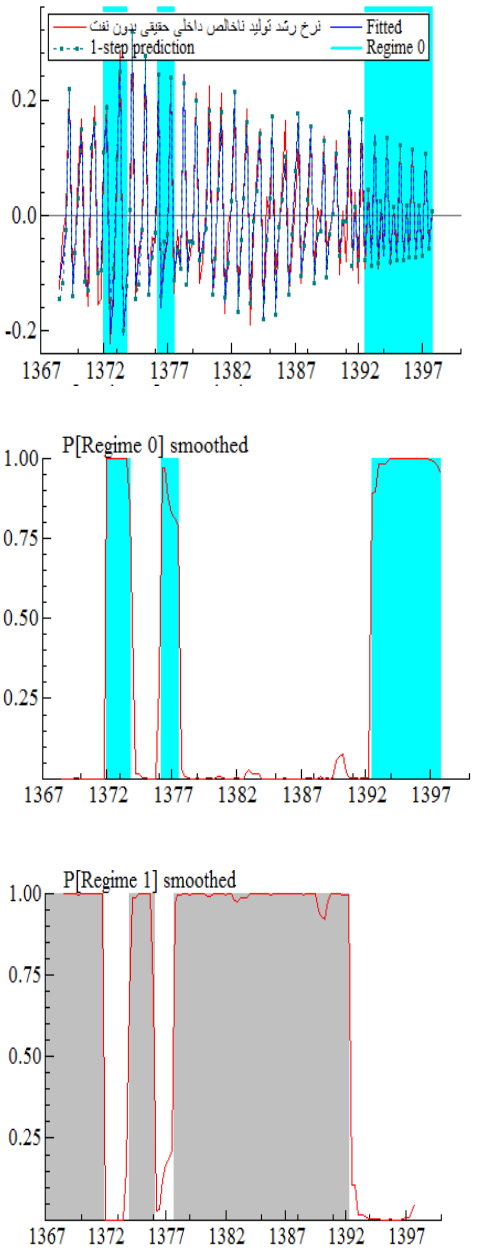
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

متفاوت می‌باشیم. در این مطالعه بر اساس رویکردی که همیلتون (۱۹۸۹) در شناسایی و تفسیر رژیم‌ها و ادوار تجاری به کار برده است، میانگین مدل در هر رژیم، به عنوان برآوردی از دوران رکود و رونق تجاری در نظر گرفته شده است. بر اساس مقادیر میانگین‌های برآورد شده (عرض از مبدأ) در هر رژیم در جدول (۳)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قابل تفکیک به دو رژیم با میانگین نرخ رشد مثبت و منفی است که این ضرایب نیز از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. رژیم صفر با میانگین نرخ رشد منفی به عنوان دوره رکود تجاری و رژیم یک با میانگین نرخ رشد مثبت نیز به عنوان دوره رونق تجاری قابل تفسیر خواهد بود. همچنان که در جدول (۳) قابل مشاهده است، تمامی ضرایب برآورد شده در هر دو رژیم به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. در جدول (۳) همچنین نتایج آزمون‌های مربوط به نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی جملات اخلال مدل تغییر رژیم انتخاب شده گزارش شده است. نتایج آزمون‌های مذکور در این جدول حاکی از این است که جملات اخلال مدل بهینه تغییر رژیم مارکوف شرایط نرمال بودن، همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی را دارا است. درنمودار (۱) سری زمانی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت (نمودار بالا) و مشاهدات قرار گرفته در رژیم رکود تجاری (نمودار پایین سمت چپ) و رژیم رونق تجاری (نمودار پایین سمت راست) ارائه شده است. بر اساس نمودار (۱) می‌توان گفت که فصل‌هایی که در رژیم یک طبقه‌بندی شده‌اند بیشتر می‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]



نمودار ۱. مقادیر واقعی و برازش شده تولید حقیقی بدون نفت، احتمالات هموار شده و رژیم‌های شناسایی شده

مأخذ: نتایج تحقیق (خروجی نرم افزار OXMETRICS7).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

بر اساس نتایج تخمین به دست آمده از مدل MSMAH(2,5,0)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر درجدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. ماتریس احتمالات ثبات و انتقال در حالت ادوار تجاری

Table 2-Transition probability matrix

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	۰/۹۳۶۰۸	۰/۰۳۸۳۰۸
Regime 1,t+1	۰/۰۶۳۹۲	۰/۹۶۱۶۹۲

مأخذ: نتایج تحقیق

احتمالات برآورد شده در جدول (۴) نشان می‌دهد هر دو رژیم بسیار ماندگارند؛ زیرا احتمال بقا در رژیم صفر (رکود تجاری) تقریباً برابر ۰/۹۳ به دست آمده و بنابراین احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم ۱ (رونق تجاری) تنها حدود ۰/۰۶ است که نشان می‌دهد احتمال تغییر رژیم از صفر به۱ بسیار ضعیف است. همچنین احتمال بقا در رژیم ۱ تقریبا برابر ۰/۹۶ برآورد شده است که این رژیم نیز همانند رژیم صفر احتمال بقای بسیار زیادی دارد و اگر سیستم در رژیم ۱ قرار داشته باشد، احتمال انتقال آن به رژیم صفر تنها حدود ۰/۰۳ می‌باشد.

به منظور استخراج ادوار اعتباری نیز پس از تخمین حالت‌های مختلف مارکوف، تعداد وقفه بهینه در داخل هر یک از مدل‌ها بر اساس معیار آکائیک انتخاب شد. نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در میانگین برای حالت ادوار اعتباری در جدول ۵ ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۵. نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در میانگین برای حالت ادوار اعتباری

وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین	MSM(1)	MSM(2)	MSM(3)	MSM(4)	MSM(5)
AIC	-۱/۳۶	-۱/۹۰	-۲/۵۸	*-۲/۷۰	-۲/۶۷
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین و ضرایب خودرگرسیون	MSMA(1)	MSMA(2)	MSMA(3)	MSMA(4)	MSMA(5)
AIC	-۱/۳۴	-۱/۸۷	-۲/۵۶	-۲/۷۰	*-۲/۷۲
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین و واریانس	MSMH(1)	MSMH(2)	MSMH(3)	MSMH(4)	MSMH(5)
AIC	-۱/۵۱	-۱/۹۵	-۲/۵۸	*-۲/۸۴	-۲/۸۳
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در میانگین و ضرایب خودرگرسیون و واریانس	MSMAH(1)	MSMAH(2)	MSMAH(3)	MSMAH(4)	MSMAH(5)
AIC	-۱/۵۳	-۱/۹۴	-۲/۵۶	-۲/۷۷	*-۲/۸۳

*بیانگر تعداد وقفه بهینه در هر نوع مدل مارکوف است. اعداد درون پرانتز بیانگر تعداد وقفه در هر نوع مدل مارکوف است.

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد، مدل‌های MSM و MSMH در وقفه ۴ و مدل‌های MSMA و MSMAH در وقفه ۵ دارای کمترین مقدار برای آماره آکاییک هستند. از میان این ۴مدل، در مدل MSM با وقفه ۴ ضمن برقراری تمامی فروض کلاسیک، میانگین نرخ رشد (جزء وابسته به رژیم) در هر دو رژیم معنادار می‌باشد. در هر یک از سه مدل دیگر نیزبه دلایلی از جمله معنادار نبودن اجزای وابسته به رژیم و یا نقض یکی از فروض کلاسیک، امکان تشخیص و شناسایی دوره‌های رکود و رونق بر اساس این مدل‌ها وجود نخواهد داشت. از طرف دیگر نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در عرض از مبدا نیز در جدول ۶ ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۶. نتایج مربوط به مقادیر آماره آکاییک در انواع مدل‌های مارکوف در عرض از مبدا در حالت ادوار اعتباری

وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا	MSI (1)	MSI(2)	MSI(3)	MSI(4)	MSI(5)
AIC	-۱/۳۶	-۱/۹۰	-۲/۴۶	-۲/۵۲	*-۲/۵۳
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا و ضرایب خودرگرسیون	MSIA(1)	MSIA(2)	MSIA(3)	MSIA(4)	MSIA(5)
AIC	-۱/۳۴	-۱/۸۷	-۲/۴۳	*-۲/۷۰	-۲/۶۹
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا و واریانس	MSIH(1)	MSIH(2)	MSIH(3)	MSIH(4)	MSIH(5)
AIC	-۱/۵۱	-۱/۹۵	-۲/۴۵	*-۲/۸۴	-۲/۸۳
وقفه‌های مختلف مدل مارکوف در عرض از مبدا و ضرایب خودرگرسیون و واریانس	MSIAH(1)	MSIAH(2)	MSIAH(3)	MSIAH(4)	MSIAH(5)
AIC	-۱/۵۳	-۱/۹۴	-۲/۴۲	*-۲/۷۸	-۲/۷۷

*بیانگر تعداد وقفه بهینه در هر مدل مارکوف است. اعداد درون پرانتز بیانگر تعداد وقفه در هر نوع مدل مارکوف است.

با توجه به نتایج جدول فوق، مدل‌های مختلف مارکوف در عرض از مبدأ، در وقفه ۴ دارای مقادیر کمتری برای آماره آکاییک هستند. با این توضیح که در هر سه مدل MSIA(4)، MSIH(4) و MSIAH(4) ضمن نقض یکی از فروض کلاسیک، عرض از مبدا مربوط به هر دو رژیم و یا برخی از ضرایب خود رگرسیونی معنادار نمی‌باشند. بنابراین در مجموع براساس نتایج حاصل از جداول ۵ و ۶، مدل MSM با ۴ وقفه به عنوان مدل بهینه به منظور استخراج ادوار اعتباری انتخاب می‌شود. نتایج برآورد این مدل در جدول ۷ ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین مدل MSM(2)-AR(4) برای استخراج ادوار اعتباری

متغیر	ضرایب	(prob)T value
$Constant_0$	۰/۰۰۵	۱/۸۱ (۰/۰۷) *
$Constant_1$	-۰/۱۶	-۸/۳۸ (۰/۰۰) ***
AR-1	-۰/۳۶	-۴/۳۲ (۰/۰۰) ***
AR-2	-۰/۴۱	-۴/۹۷ (۰/۰۰) ***
AR-3	-۰/۳۵	-۴/۲۱ (۰/۰۰) ***
AR-4	۰/۴۹	۵/۹۷ (۰/۰۰) ***
LR-testLinearity	Chi^2(3) = 23.62 [0.00]***	
ARCH test	Portmanteau test	Normality test
F (۱و۱۰۸) = ۰/۵۰ (۰/۴۷)	Chi^ ۲(۱۲) =۱۴/۹۲(۰/۲۴)	Chi^ ۲(۲) =۱/۳۳(۰/۵۱)

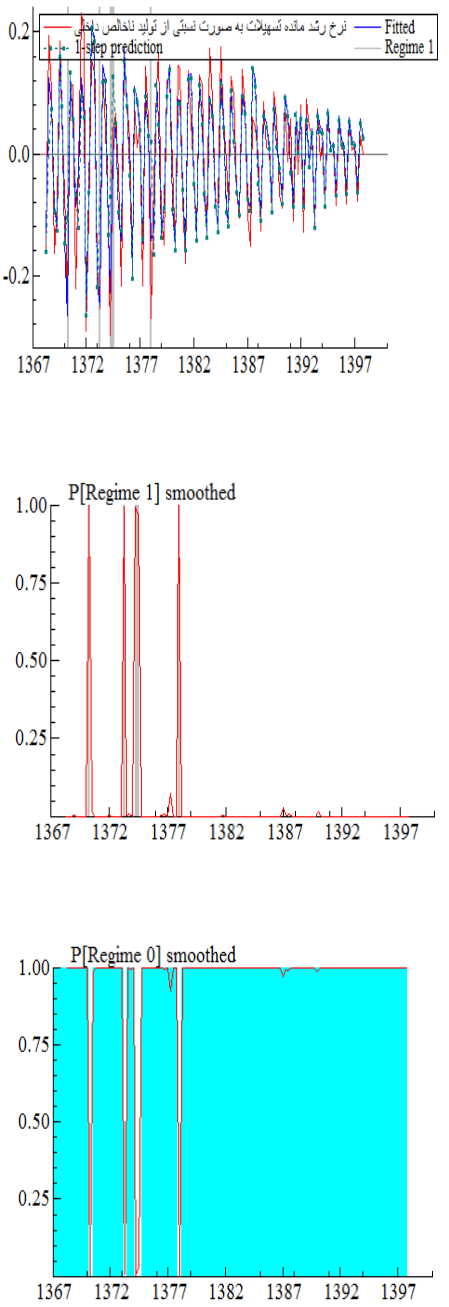
*,***معنی‌داری به ترتیب در سطوح ۱۰ و ۱ درصد

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج آزمون LR در جدول ۷ حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل مورد بررسی می‌باشد، بنابراین مجاز به استفاده از مدل غیرخطی تغییر رژیم مارکوف خواهیم بود. با توجه به مقادیر میانگین‌های برآورد شده در هر رژیم در جدول (۷)، نرخ رشد مانده تسهیلات، قابل تفکیک به دو رژیم با میانگین نرخ رشد مثبت و منفی است که این ضرایب نیز از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. رژیم صفر با میانگین نرخ رشد مثبت به عنوان دوره رونق (انبساط) اعتباری و رژیم یک با میانگین نرخ رشد منفی نیز به عنوان دوره رکود (انقباض) اعتباری قابل تفسیر خواهد بود. نتایج آزمون‌های مربوط به نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی جملات اخلال در جدول (۷) نیز حاکی از این است که جملات اخلال در مدل بهینه تغییر رژیم مارکوف شرایط نرمال بودن، همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی را دارا می‌باشند. در نمودار ۲ سری زمانی نرخ رشد مانده تسهیلات به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی (نمودار بالا) و مشاهدات قرار گرفته در رژیم انبساط اعتباری (نمودار پایین سمت چپ) و رژیم انقباض اعتباری (نمودار پایین سمت راست) ارائه شده است. بر اساس نمودار ۲ می‌توان گفت که فصل‌هایی که در رژیم صفر طبقه‌بندی شده‌اند بیشتر می‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]



نمودار ۲. مقادیر واقعی و برازش شده نرخ رشد مانده تسهیلات، احتمالات هموار شده و رژیم‌های شناسایی شده

مأخذ: نتایج تحقیق (خروجی نرم افزار OXMETRICS7)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

درادامه، احتمالات شرطی مربوط به دو رژیم رکود و رونق برای حالت ادوار اعتباری محاسبه و در جدول ۸ ارائه شده است. نتایج مندرج در این جدول، احتمال ثبات و انتقال هر رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. بر اساس این نتایج می‌توان گفت برای حالت ادوار اعتباری، رژیم صفر (که در آن رونق اعتباری حاکم است) در مقایسه با رژیم یک پایدارتر است. چرا که احتمال ماندگاری در این رژیم تقریباً ۹۶ درصد بوده و نشان می‌دهد اگر بازار در دوره t در رژیم صفر باشد به احتمال تقریبی۹۶ درصد در دوره t+1 نیز در این رژیم باقی خواهد ماند و تقریباً ۳ درصد احتمال دارد که از رژیم صفر به رژیم یک انتقال یابد. این در حالی است که احتمال ثبات و پایداری در رژیم یک تنها حدود ۱۹ درصد می‌باشد.

جدول ۸. ماتریس احتمالات ثبات و انتقال در حالت ادوار اعتباری

Table 4-Transition probability matrix

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	۰/۹۶۳۵۴	۰/۸۰۸۶۱
Regime 1,t+1	۰/۰۳۶۴۶۰	۰/۱۹۱۳۹

مأخذ: نتایج تحقیق

در برخی مطالعات از جمله اصغرپور (۱۳۸۴) ونظیفی(۱۳۸۰) برای استخراج رکود و رونق از روش فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است. در این مطالعه به دلیل وجود مزایای روش تغییر رژیم مارکوف در مقایسه با روش فیلتر هودریک پرسکات از نظر ملاحظه میانگین‌های نرخ رشد مثبت و منفی برای تشخیص رژیم‌های رکود و رونق، نتایج به دست آمده نیز برای استخراج احتمالات رکود و رونق از استحکام بیشتری برخوردار است. ضمن اینکه این روش، معایب روش فیلتر هودریک پرسکات را در تغییر ماهیت داده‌ها رفع می‌نماید (اصغر پور و همکاران، ۱۳۹۰).

٤-۳. برآورد مدل مبتنی بر شرایط متعارف اقتصاد

با توجه به اینکه هدف اصلی این پژوهش بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد تولید صنعتی در ادوار تجاری و اعتباری است، لذا به منظور دستیابی به این مهم، فرضیه نامتقارن بودن آثار چنین شوک‌هایی، در حالت متعارف و همچنین در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

شرایط مختلف حاکم بر اقتصاد، به تفکیک رکود و رونق تجاری و بسط و انقباض اعتباری مورد آزمون قرار می‌گیرد. بر همین اساس در این بخش، تصریح مدل‌های مختلف به‌کار رفته در بخش۳-۱ مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد. در تمامی این مدل‌ها در تعیین متغیرهای مستقل، ابتدا متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در هر زیربخش، اشتغال در هر زیربخش، نرخ رشد درآمدهای نفتی، نرخ رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته‌اند و پس از مطالعه پارامترهای به دست آمده و آزمون‌های آماری، متغیرهای نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد درآمدهای نفتی، در کنار شوک‌های پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده به عنوان متغیرهای مستقل در مدل‌ها لحاظ گردیده‌اند. به منظور بررسی اثرات شوک‌های پولی بر نرخ رشد تولید زیربخش‌های صنعت در حالت متعارف اقتصاد، روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط[1] را مورد استفاده قرار می‌دهیم. برای این منظور می‌بایست نسبت به این موضوع که رگرسیون‌ها بظاهر نامرتبط هستند، اطمینان حاصل نمود. بنابراین در ابتدا هر یک از معادلات نرخ رشد زیربخش‌ها را با استفاده از روش رگرسیون خطی برآورد کرده و پس از اطمینان از عدم وجود خود همبستگی در هر یک از معادلات برآورد شده، پسماندهای حاصل از هر رگرسیون را به منظور بررسی همبستگی بین آنها محاسبه می‌نماییم. نتایج حاصل از آزمون معناداری ضرایب همبستگی پسماندهای معادلات، در جدول ۹ گزارش شده است.

جدول ۹. نتایج حاصل از آزمون معناداری ضرایب همبستگی پسماند معادلات نرخ رشد زیربخش‌های صنعت

	پسماند معادله صنعت	پسماند معادله معدن	پسماند معادله آب، برق و گاز	پسماند معادله ساختمان
پسماند معادله صنعت	۱/۰۰			
پسماند معادله معدن	۰/۴۳ (۰/۰۰)***	۱/۰۰		
پسماند معادله آب، برق و گاز	۰/۶۳ (۰/۰۳)**	-۰/۰۲ (۰/۷۹)	۱/۰۰	

1. Seemingly unrelated regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

پسماند معادله ساختمان	۰/۲۵ (۰/۰۰۴)***	۰/۱۶ (۰/۰۷)*	۰/۲۳ (۰/۰۶)*	۱/۰۰

*** و ** و * بیانگر معناداری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰

با توجه به مقدار احتمال مربوط به ضرایب همبستگی پسماند معادلات مختلف (اعداد درون پرانتز)، فرض صفر عدم وجود همبستگی رد شده و بنابراین وجود همبستگی بین پسماندهای حاصل از هر رگرسیون محتمل است. بنابراین ممکن است بین شوک‌های مؤثر بر زیر بخش‌های مختلف، در شرایط متعارف اقتصادی همبستگی وجود داشته باشد، لذا برای تخمین مدل‌ها می‌توان روش SUR را مورد استفاده قرار داد. جدول (۱۰) نتایج حاصل از تخمین مدل اول (معادله ۱ ارائه شده در بخش ۳-۱) را با به‌کارگیری روش SUR نشان می‌دهد. در این مدل هدف بررسی این مسئله است که آیا شوک‌های پولی، فعالیت واقعی اقتصاد را بدون توجه به شرایط مختلف حاکم بر بخش حقیقی و مالی اقتصاد تحت تأثیر قرار می‌دهند یا خیر. ردیف‌های ۹ و ۱۰ جدول نیز اثرات شوک‌های پولی را بر نرخ رشد زیربخش‌ها نشان می‌دهند.

جدول ۱۰. نتایج تخمین SUR از بررسی اثرگذاری شوک‌های پولی بر زیر بخش‌های صنعت در شرایط متعارف اقتصادی

ضرایب	کل بخش صنایع و معادن	صنعت	معدن	آب، برق و گاز	ساختمان
α	۰/ ۰۱۸ (۰/۰۰۴)***	۰۱۷ (۰/۰۰۹) *** ۰/	۰۳۶(۰/۰۰۵)*** ۰/	۰/۰۲۹ (۰/۰۰) ***	۰/۰۱۵ (۰/۱۰)
ϕ_1	۰/ ۰۹۱ (۰/۰۶) *	۰/ ۰۶۳ (۰/۲۳)	۰/ ۰۸۲ (۰/۳۶)	-۰/۰۴۰ (۰/۲۳)	۰/۱۹ (۰/۰۳) **
ϕ_2	۰/ ۰۷۰ (۰/۰۵) *	۰/۰۶۸ (۰/۰۳)**	(۰/۰۰۳)*** ۰/۱۹۳	۰/۰۳۵ (۰/۱۳)	۰/۰۷ (۰/۲۸)
ϕ_3	-۰/ ۳۴۴ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** -۰/۲۸۳	(۰/۰۰) *** -۰/۴۸۶	-۰/۶۰۶ (۰/۰۰) ***	-۰/۴۲۵ (۰/۰۰) ***
ϕ_4	-۰/ ۳۳۱ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** -۰/۳۰۳	(۰/۰۰) *** -۰/۴۵۹	-۰/۲۵۶ (۰/۰۰۷) ***	-۰/۳۹۵ (۰/۰۰) ***
ϕ_5	-۰/ ۲۹۴ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** -۰/۲۴۲	(۰/۰۰) *** -۰/۴۳۸	-۰/۲۴۵ (۰/۰۱) **	-۰/۳۱۶ (۰/۰۰) ***
ϕ_6	۰/ ۴۸۸ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** ۰/۵۷۳	(۰/۰۰۲) *** ۰/۲۸۱	۰/۳۹۹ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰)*** ۰/۴۰۴
β_1	۰/۰۰۲ (۰/۷۹)	-۰/۰۰۶ (۰/۳۵)	-۰/۰۰۲ (۰/۸۶)	۰/۰۰۴ (۰/۹۲)	۰/۰۰۸ (۰/۵۵)
β_2	۰/۱۶۷ (۰/۱۱)	۰/۱۰۹ (۰/۲۶)	۰/۱۲۴ (۰/۵۲)	-۰/۰۵۸ (۰/۳۸)	۰/۲۷ (۰/۱۶)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال رد فرضیه صفر هستند. ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ رشد درآمدهای نفتی می‌باشد و ϕ_3 تا ϕ_6 نشان دهنده وقفه‌های نرخ رشد تولید در هر یک از زیربخش‌هاست. β_1 و β_2 به ترتیب بیانگر ضرایب کوتاه‌مدت شوک‌های پیش‌بینی شده و نشده پولی هستند. *** و ** و * بیانگر معناداری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۱۰) شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی (ضرایب β_1 و β_2) در هیچ یک از زیربخش‌های صنعت دارای اثرگذاری معناداری بر نرخ رشد نمی‌باشند. کل بخش صنایع و معادن نیز در شرایط متعارف و بدون توجه به رژیم‌های رکود و رونق حاکم بر بخش‌های حقیقی و مالی اقتصاد، به شوک‌های پولی واکنش معناداری نشان نمی‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت در اقتصاد ایران و بدون توجه به نوسانات حاکم بر اقتصاد، کانال‌های انتقال سیاست پولی درکل بخش صنایع و معادن و زیربخش‌های آن ضعیف می‌باشد و بنابراین شوک‌های پولی تأثیر قابل توجهی بر رشد تولید در این بخش ندارند.

٤-٤. آزمون عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی با در نظر گرفتن ادوار تجاری

از آنجا که بر اساس مبانی نظری و مطالعات انجام شده، اثرات شوک‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد در شرایط مختلف نامتقارن است، در این بخش نیز به منظور آزمون عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی بر نرخ رشد زیر بخش‌های صنعت در دو وضعیت رکود و رونق تجاری، معادلات ۲ و ۳ ارائه شده در بخش معرفی مدل (بخش ۳-۱) را که در آن‌ها عدم تقارن اثرات و احتمالات تغییر رژیم در نظر گرفته شده است، مورد برآورد قرار می‌دهیم. با توجه به اینکه نتایج حاصل از آزمون معناداری ضرایب همبستگی پسماندهای هر یک از معادلات با در نظر گرفتن احتمالات رکود و رونق، نشان دهنده عدم وجود همبستگی بین پسماندها می‌باشد، به منظور برآورد این معادلات روش رگرسیون خطی را مورد استفاده قرار می‌دهیم. نتایج برآورد این معادلات به ترتیب در جداول ۱۱ و ۱۲ گزارش شده است. ردیف‌های ۹ و ۱۰ از این جداول، اثرات شوک‌های پولی را بر زیربخش‌های صنعت نشان می‌دهند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول۱۱. نتایج تخمین رگرسیون خطی از بررسی اثرگذاری شوک‌های پولی
بر زیر بخش‌های صنعت در وضعیت رونق اقتصادی

ضرایب	کل بخش صنایع و معادن	صنعت	معدن	آب، برق و گاز	ساختمان
α	۰/۰۱۸ (۰/۰۰۴)***	۰۱ (۰/۰۴) ** ۰/	۰/۰۳(۰/۰۰۲)***	۰/۰۲۸ *** (۰/۰۰)	۰/۰۲ * (۰/۰۵)
ϕ_1	۰/ ۱۳۸ (۰/۰۳) **	۱۲۲ (۰/۰۸) * ۰/	۰/ ۰۶۵ (۰/۴۹)	(۰/۲۲) -۰/۰۴۲	۰/۳۴۹ *** (۰/۰۰۲)
ϕ_2	۰/ ۰۶۵ (۰/۰۸) **	۰/۰۶۱ (۰/۰۸)*	۰/۱۹۵(۰/۰۰۵)***	۰/۰۳۵ (۰/۱۵)	۰/۰۷۴ (۰/۳۱)
ϕ_3	۲۸۷ (۰/۰۰) *** -۰/	(۰/۰۳) ** -۰/۱۵۹	(۰/۰۰) *** -۰/۴۹۶	-۰/۶۰۷ *** (۰/۰۰)	-۰/۵۳۲ *** (۰/۰۰)
ϕ_4	۲۸۷ (۰/۰۰) *** -۰/	(۰/۰۰۱) *** -۰/۲۲۲	(۰/۰۰) *** -۰/۴۳۸	-۰/۲۵۱ ** (۰/۰۱)	-۰/۴۷۹ *** (۰/۰۰)
ϕ_5	۳۷۲ (۰/۰۰) *** -۰/	(۰/۰۰۷) *** -۰/۲۲۸	(۰/۰۰) *** -۰/۴۲۸	-۰/۲۲۰ ** (۰/۰۳)	-۰/۴۳۰ *** (۰/۰۰)
ϕ_6	۰/ ۴۵۳ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** ۰/۶۸۹	(۰/۰۰) *** ۰/۳۰۵	۰/۴۱۷ *** (۰/۰۰)	۰/۱۳۳ (۰/۱۴)
$\beta_{1,g}$	-۰/۰۱۱ (۰/۹۲)	۰/۰۷۷ (۰/۵۲)	۰/۰۵۱ (۰/۸۳)	۰/۰۳۱ (۰/۷۰)	(۰/۸۸) -۰/۰۳۵
$\beta_{2,g}$	۳/ ۵۲۸ (۰/۰۷) *	۱/۳۷۶ (۰/۴۲)	۱/۸۷۴ (۰/۵۷)	(۰/۳۷) -۱/۰۳۳	* (۰/۰۸) ۶/۲۶

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال رد فرضیه صفر هستند. ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقیو نرخ رشد درآمدهای نفتی می‌باشد و ϕ_3 تا ϕ_6 نشان دهنده وقفه‌های نرخ رشد تولید در هر یک از زیربخش هاست. $\beta_{1,g}$ و $\beta_{2,g}$ به ترتیب بیانگر ضرایب کوتاه مدت شوکهای پیش بینی شده و نشده پولی در وضعیت رونق اقتصادی هستند. ***و** و * بیانگر معناداری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول۱۲. نتایج تخمین رگرسیون خطی از بررسی اثرگذاری شوک‌های پولی
بر زیر بخش‌های صنعت در وضعیت رکود اقتصادی

ضرایب	کل بخش صنایع و معادن	صنعت	معدن	آب، برق و گاز	ساختمان
α	۰/ ۰۱۸ (۰/۰۰۴)***	۰۱ (۰/۰۴) ** ۰/	۰/۰۳۵(۰/۰۰۲)***	۰/۰۲۸ (۰/۰۰) ***	۰/۰۲۰ (۰/۰۴) **
ϕ_1	۰/ ۱۳۸ (۰/۰۳) **	۱۲۷ (۰/۰۷) * ۰/	۰/ ۰۶۴ (۰/۵۰)	(۰/۲۲) -۰/۰۴۲	۰/۳۵۰ (۰/۰۰۲) ***
ϕ_2	۰/ ۰۶۵ (۰/۰۸) **	۰/۰۶۰ (۰/۰۸) *	۰/۱۹۵(۰/۰۰۵)***	(۰/۱۵) ۰/۰۳۵	۰/۰۷۴ (۰/۳۱)
ϕ_3	-۰/ ۲۸۸ (۰/۰۰۱) ***	(۰/۰۳) ** -۰/۱۵۵	(۰/۰۰) *** -۰/۴۹۸	-۰/۶۰۶ (۰/۰۰) ***	-۰/۵۳۵ (۰/۰۰) ***
ϕ_4	-۰/ ۲۸۷ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰۷) *** -۰/۲۲۹	(۰/۰۰) *** -۰/۴۳۹	-۰/۲۵۰ (۰/۰۱) **	-۰/۴۸۱ (۰/۰۰) ***
ϕ_5	-۰/ ۳۷۱ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰۵) *** -۰/۲۳۴	(۰/۰۰) *** -۰/۴۲۵	-۰/۲۲۰ (۰/۰۳) **	-۰/۴۳۰ (۰/۰۰) ***
ϕ_6	۰/ ۴۵۳ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** ۰/۶۸۶	(۰/۰۰) *** ۰/۳۰۶	۰/۴۱۹ (۰/۰۰) ***	۰/۱۳۲ (۰/۱۳)
$\beta_{3,b}$	۰/۰۰۱ (۰/۹۰)	-۰/۰۰۶ (۰/۳۹)	-۰/۰۰۲ (۰/۸۶)	(۰/۹۲) ۰/۰۰۵	۰/۰۰۴ (۰/۷۸)
$\beta_{4,b}$	۰/ ۲۲۶ (۰/۰۷) *	۰/۰۹۵ (۰/۳۹)	۰/۱۲۲ (۰/۵۷)	(۰/۳۸) -۰/۰۶۵	(۰/۰۸) * ۰/۴۰۰

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال رد فرضیه صفر هستند. ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقو نرخ رشد درآمدهای نفتی می‌باشد و ϕ_3 تا ϕ_6 نشان دهنده وقفه‌های نرخ رشد تولید در هر یک از زیربخش هاست. $\beta_{3,b}$ و $\beta_{4,b}$ به ترتیب بیانگر ضرایب کوتاه مدت شوکهای پیش بینی شده و نشده پولی در وضعیت رکود اقتصادی هستند. *** و ** و * بیانگر معناداری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که از جداول فوق مشاهده می‌شود، شوک پیش‌بینی نشده پولی، چه در دوران رکود ($\beta_{4,b}$) و چه در دوران رونق ($\beta_{2,g}$)، تأثیر معنادار بر رشد تولید در کل بخش صنایع و معادن و در زیربخش ساختمان داشته است. در حالی که شوک پیش‌بینی شده نه در دوران رکود و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

نه در دوران رونق تأثیر معناداری بر رشد در هیچ یک از زیربخش‌ها نداشته است. بر این اساس می‌توان گفت عکس‌العمل رشد تولید در کل بخش صنایع و معادن و در زیربخش ساختمان نیز به شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی از هم متفاوت می‌باشد. از طرف دیگر شدت تأثیرگذاری شوک‌های پیش‌بینی شده ونشده پولی بر رشد در کل بخش صنایع و معادن و در زیربخش ساختمان از هم متفاوت می‌باشد. به‌طوری‌که چه در دوران رکود و چه در دوران رونق اقتصادی، تأثیر شوک پیش‌بینی نشده بر روی رشد در بازه زمانی مورد مطالعه، قوی‌تر از شوک پیش‌بینی شده بوده است. این نتیجه‌گیری‌ها با فرضیه نامتقارن بودن اثربخشی شوک‌های پیش‌بینی شده و نشده پولی مطابقت دارد و با تئوری‌های اقتصادی مبنی بر عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی نیز سازگار می‌باشد.

از نقطه نظر عدم تقارن مرتبط با فاز چرخه تجاری نیز که از مقایسه میزان اثربخشی شوک‌های پیش‌بینی نشده بر رشد طی دوران رونق و رکود به‌دست می‌آید، مشاهده می‌شود که اثرات این شوک‌ها در شرایط مختلف اقتصادی نامتقارن و متفاوت بوده و این عدم تقارن به گونه‌ای است که در شرایط رونق اقتصادی شوک‌های پیش‌بینی نشده اثرگذارتر بوده و اثرگذاری به مراتب قوی‌تری نسبت به دوران رکود دارند (برای کل بخش صنایع و معادن، ۳/۵۲ در دوران رونق در مقابل ۰/۲۲ در رکود و برای زیربخش ساختمان نیز ۶/۲۶ در دوران رونق در مقابل ۰/۴۰ در رکود اقتصادی). در نتیجه توصیه می‌گردد سیاست‌گذار پولی هنگام اعمال سیاست پولی، سیکل‌های تجاری را در نظر بگیرد چرا که اعمال سیاست پولی پیش‌بینی نشده در دوران رونق اقتصادی، بر اساس نتایج به دست آمده کاراتر می‌باشد. از طرف دیگر با توجه به معنادار بودن شوک‌های پولی پیش‌بینی نشده و بی‌معنا بودن شوک‌های پیش‌بینی شده بر نرخ رشد تولید صنعتی، می‌توان فرضیه انتظارات عقلایی را در دوران رکود و رونق حاکم بر بخش‌های حقیقی و مالی اقتصاد برای گروه صنایع و معادن تأیید نمود.

٤-٥. آزمون عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی با در نظر گرفتن ادوار اعتباری

به منظور آزمون عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی با در نظر گرفتن نوسانات حاکم در بازارهای مالی از نقطه نظر انقباض و انبساط اعتبارات بانکی، مجدداً معادلات ۲ و ۳ ارائه شده در بخش ۳-۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

مورد برآورد قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که در حالت ادوار اعتباری، ρ_g و ρ_b موجود در معادلات ۲ و ۳ به ترتیب بیانگر احتمالات انبساط و انقباض منابع اعتباری می‌باشند. نتایج برآورد این معادلات به ترتیب در جداول ۱۳ و ۱۴ گزارش شده است. در این جداول ردیف‌های ۹ و ۱۰ نشان دهنده اثرات شوک‌های پولی بر زیربخش‌های صنعت می‌باشند.

جدول۱۳. نتایج تخمین رگرسیون خطی از بررسی اثرگذاری شوک‌های پولی بر زیر بخش‌های صنعت در وضعیت انبساط اعتباری

ضرایب	کل بخش صنایع و معادن	صنعت	معدن	آب، برق و گاز	ساختمان
α	۰/ ۰۱۸ (۰/۰۰۴)***	(۰/۰۳) ** ۰/ ۰۱۲	(۰/۰۰۲)*** ۰/۰۳۵	۰/۰۲۸ (۰/۰۰) ***	۰/۰۲۰ (۰/۰۴) *
ϕ_1	۰/ ۱۳۸ (۰/۰۳) **	(۰/۰۷) * ۰/ ۱۲۷	۰۶۴ (۰/۵۰) ۰/	(۰/۲۲) -۰/۰۴۲	۰/۳۵۰ (۰/۰۰۲) ***
ϕ_2	۰/ ۰۶۵ (۰/۰۸) **	(۰/۰۸) * ۰/۰۶۰	(۰/۰۰۵)*** ۰/۱۹۵	(۰/۱۵) ۰/۰۳۵	۰/۰۷۴ (۰/۳۱)
ϕ_3	-۰/ ۲۸۸ (۰/۰۰۱) ***	(۰/۰۳) ** -۰/۱۵۵	(۰/۰۰) *** -۰/۴۹۸	-۰/۶۰۶ (۰/۰۰) ***	-۰/۵۳۵ (۰/۰۰) ***
ϕ_4	-۰/ ۲۸۷ (۰/۰۰۳) ***	(۰/۰۰۷) *** -۰/۲۲۹	(۰/۰۰) *** -۰/۴۳۹	-۰/۲۵۰ (۰/۰۱) **	-۰/۴۸۱ (۰/۰۰) ***
ϕ_5	-۰/ ۳۷۱ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰۵) *** -۰/۲۳۴	(۰/۰۰) *** -۰/۴۲۵	-۰/۲۲۰ (۰/۰۳) **	-۰/۴۳۰ (۰/۰۰) ***
ϕ_6	۰/ ۴۵۳ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** ۰/۶۸۶	(۰/۰۰) *** ۰/۳۰۶	۰/۴۱۹ (۰/۰۰) ***	۰/۱۳۲ (۰/۱۳)
$\beta_{1,g}$	۰/۰۰۱ (۰/۹۰)	(۰/۳۹) -۰/۰۰۶	(۰/۸۶) -۰/۰۰۲	(۰/۹۲) ۰/۰۰۴	۰/۰۰۴ (۰/۷۸)
$\beta_{2,g}$	۰/ ۲۱۹ (۰/۰۷) *	(۰/۳۹) ۰/۰۹۲	۰/۱۱۸ (۰/۵۷)	(۰/۳۸) -۰/۰۶۳	۰/۳۸۷ (۰/۰۸) *

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال رد فرضیه صفر هستند. ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقیو نرخ رشد درآمدهای نفتی می‌باشد و ϕ_3 تا ϕ_6 نشان دهنده وقفه‌های نرخ رشد تولید در هر یک از زیربخش هاست. $\beta_{1,g}$ و $\beta_{2,g}$ به ترتیب بیانگر ضرایب کوتاه مدت شوکهای پیش بینی شده و نشده پولی در وضعیت انبساط اعتباری هستند. *** و ** و * بیانگر معناداری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

جدول ۱۴. نتایج تخمین رگرسیون خطی از بررسی اثرگذاری شوک‌های پولی
بر زیر بخش‌های صنعت در وضعیت انقباض اعتباری

ضرایب	کل بخش صنایع و معادن	صنعت	معدن	آب، برق و گاز	ساختمان
α	۰/ ۰۱۸ (۰/۰۰۵)***	۰۱۲ (۰/۰۴) ** ۰/	/۰۳۵(۰/۰۰۲)*** ۰	۰/۰۱۳ ** (۰/۰۳)	۰/۰۲۰ * (۰/۰۵۲)
ϕ_1	۰/ ۱۳۸ (۰/۰۴) **	۱۲۷ (۰/۰۷) * ۰/	۰/ ۰۶۳ (۰/۵۱)	(۰/۰۷)* ۰/۱۳	۰/۳۵۰ *** (۰/۰۰۲)
ϕ_2	۰/ ۰۶۵ (۰/۰۹) **	۰/۰۶۰ (۰/۰۸) *	/۱۹۵(۰/۰۰۵)*** ۰	(۰/۰۶)* ۰/۰۶۴	۰/۰۷۴ (۰/۳۱)
ϕ_3	-۰/ ۲۸۸ (۰/۰۰۱) ***	(۰/۰۳) ** -۰/۱۵۵	(۰/۰۰) *** -۰/۴۹۷	-۰/۱۶۲ ** (۰/۰۳)	-۰/۵۳۵ *** (۰/۰۰)
ϕ_4	-۰/ ۲۸۷ (۰/۰۰۴) ***	(۰/۰۰۷) *** -۰/۲۲۹	(۰/۰۰) *** -۰/۴۳۷	-۰/۲۴۰ (۰/۰۰۵) ***	-۰/۴۸۱ *** (۰/۰۰)
ϕ_5	-۰/ ۳۷۰ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰۶) *** -۰/۲۳۴	(۰/۰۰) *** -۰/۴۲۵	-۰/۲۴۸ (۰/۰۰۳) ***	-۰/۴۳۰ *** (۰/۰۰)
ϕ_6	۰/ ۴۵۲ (۰/۰۰) ***	(۰/۰۰) *** ۰/۶۸۶	(۰/۰۰۶) *** ۰/۳۰۴	۰/۶۷۱ *** (۰/۰۰)	۰/۱۳۲ (۰/۱۳)
$\beta_{3,b}$	۰/۰۳۱ (۰/۹۰)	-۰/۲۱۰ (۰/۳۹)	-۰/۰۷۸ (۰/۸۷)	(۰/۳۵) -۰/۲۲	۰/۱۳۷ (۰/۷۸)
$\beta_{4,b}$	* ۷/ ۰۹ (۰/۰۷)	۲/۹۶ (۰/۳۹)	۳/۹۱ (۰/۵۶)	(۰/۳۳) ۳/۳۶	۱۲/۴۳ (۰/۰۸) *

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال رد فرضیه صفر هستند. ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقیو نرخ رشد درآمدهای نفتی می‌باشد و ϕ_3 تا ϕ_6 نشان دهنده وقفه‌های نرخ رشد تولید در هر یک از زیربخش هاست. $\beta_{3,b}$ و $\beta_{4,b}$ به ترتیب بیانگر ضرایب کوتاه مدت شوکهای پیش بینی شده و نشده پولی در وضعیت انقباض اعتباری هستند. ***و **و * بیانگر معناداری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

همان‌طور که از جداول فوق مشاهده می‌شود، در مورد چگونگی اثربخشی شوک‌های پولی با توجه به ادوار اعتباری موجود در بازارهای مالی، نتایج به‌دست آمده با نتایج حاصل از اثرگذاری شوک‌های پولی با در نظر گرفتن رکود و رونق حاکم بر بخش حقیقی اقتصاد مطابقت دارد. به‌طوری که در حالت ادوار اعتباری نیز در هر دو وضعیت انبساط و انقباض اعتبارات بانکی، این شوک پیش‌بینی نشده پولی ($\beta_{2,g}$ و $\beta_{4,b}$) است که به‌طور معناداری منجر به تحریک رشد در کل بخش صنایع و معادن و زیر بخش ساختمان می‌شود. از طرف دیگر با توجه به ضریب بزرگ‌تر شوک پیش‌بینی نشده در مقایسه با شوک پیش‌بینی شده در هر دو حالت انقباض و انبساط اعتباری در بخش‌های فوق، می‌توان گفت در حالت ادوار اعتباری نیز همانند حالت ادوار تجاری، عدم تقارن از نقطه نظر شدت اثرگذاری شوک‌های پیش بینی شده و نشده پولی بر رشد وجود دارد.

نکته قابل تأمل در بررسی اثرات شوک‌های پولی با درنظر گرفتن ادوار اعتباری آن است که از نقطه نظر مقایسه میزان اثربخشی شوک‌های پیش‌بینی نشده بر رشد در هر دو حالت انقباض و انبساط اعتباری، عدم تقارن به گونه‌ای است که در شرایط انقباض اعتباری، شوک‌های پیش‌بینی نشده بهتر نتیجه می‌دهند و اثرگذاری به مراتب قوی‌تری در تحریک رشد تولید نسبت به دوران انبساط اعتباری در کل بخش و نیز در زیربخش ساختمان دارند (برای کل بخش صنایع و معادن، ۰/۲۱ در دوران انبساط در مقابل ۷/۰۹ در دوران انقباض اعتباری و برای زیربخش ساختمان نیز ۰/۳۸ در دوران انبساط در مقابل ۱۲/۴۳ در انقباض). این نتیجه با فرضیه محدودیت اعتباری گرتلر[1] (۱۹۸۸) مطابقت دارد که بر اساس آن، چنانچه سیستم بانکی اقدام به اعمال جیره‌بندی و محدودیت در اعطای اعتبارات نماید، بنگاه‌های کوچک بدلیل وابستگی بیشتر به منابع بانکی در مقایسه با بنگاه‌های بزرگ در فشار بیشتری قرار می‌گیرند. این امر منجر به بروز عدم تقارن در اثرگذاری شوک‌های پولی خواهد شد. بنابراین شوک‌های پولی در دوره انقباض اعتباری نسبت به انبساط بر فعالیت‌های اقتصادی اثرگذارتر می‌باشند. بنابراین توصیه می‌گردد سیاستگذار پولی

1. Gertler

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

هنگام اعمال سیاست پولی، ادوار اعتباری و نوسانات حاکم در بخش مالی را نیز در نظر بگیرد. همچنان‌که نتایج نشان می‌دهد، اعمال سیاست پولی پیش‌بینی نشده در دوران انقباض اعتباری کاراتر می‌باشد. بنابراین این مطالعه شواهدی به دست می‌دهد که تنها بخش پیش‌بینی نشده عرضه پول نقش مهمی در تغییرات رشد تولید دارد و بر این اساس تنها سورپرایزهای پولی می‌توانند در ارتقای رشد تولید در بخش صنعت مؤثر باشند.

با توجه به شواهد تجربی به دست آمده در مطالعه حاضر، این نتیجه حاصل می‌شود که رویکرد کینزین‌های جدید نسبت به سایر مکاتب اقتصادی، پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد تولید در بخش صنعت ایران مصداق بیشتری دارد. وجود برخی انعطاف ناپذیری‌های بازارهای کار و محصول همچون چسبندگی دستمزدها، عامل عدم اطمینان و جیره‌بندی اعتبارات و سایر نواقص اسمی، منجر به بروز عدم تقارن در اثرگذاری شوک‌های پولی بر اقتصاد می‌گردد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بخش صنعت در جایگاه یکی از رویکردهای اساسی توسعه در عرصه اقتصاد اهمیت ویژه و قابل ملاحظه‌ای دارد. این مطالعه با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره ۱۳۶۷ الی ۱۳۹۷ و با به‌کارگیری رویکرد غیرخطی خودرگرسیو تغییر رژیم مارکوف و تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و روش رگرسیون خطی به بررسی سه موضوع مورد هدف پرداخته است. نخست نحوه تأثیر شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی بر نرخ رشد تولید در کل بخش صنایع و معادن و زیربخش‌های آن، بدون در نظر گرفتن شرایط مختلف حاکم بر بخش حقیقی و مالی اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس به بررسی اثرگذاری نامتقارن شوک‌های اشاره شده بر نرخ رشد تولید صنعتی در ادوار تجاری پرداخته می‌شود و در نهایت تأثیر این شوک‌ها نیز با توجه به ادوار اعتباری بررسی می‌گردد. نتایج حاصل از تکنیک SUR نشان داد که واکنش بخش صنایع و معادن و زیربخش‌های آن به شوک‌های پیش‌بینی شده و نشده پولی در شرایط متعارف اقتصاد بی‌معنا می‌باشد. بنابراین بدون توجه به نوسانات حاکم بر اقتصاد، کانال‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

انتقال سیاست پولی درکل بخش صنایع و معادن و زیربخش‌های آن ضعیف می‌باشد. از طرف دیگر با استفاده از احتمالات تغییر رژیم و سیکل‌های تجاری و اعتباری مستخرج از روش‌های مارکوف MSMAH(2,5,0) و MSM(2)-AR(4)، نتایج رگرسیون خطی نشان دهنده اثربخشی نامتقارن شوک‌های پیش‌بینی شده و نشده پولی در هر دو حالت ادوار تجاری و اعتباری می‌باشد. به نحوی که در حالت ادوار تجاری، شوک‌های پیش‌بینی نشده در شرایط رونق اقتصادی نسبت به رکود بهتر نتیجه می‌دهند و در حالت ادوار اعتباری نیز این شوک‌ها در شرایط انقباض اعتباری اثرگذاری قوی‌تری در تهییج تولید نسبت به دوران بسط منابع اعتباری دارند. از دیگر یافته‌های این پژوهش آن است که در هر دو حالت ادوار تجاری و اعتباری، شوک پیش‌بینی نشده پولی است که به‌طور معناداری منجر به تحریک رشد در هر دو وضعیت رکود (انقباض) و رونق (انبساط) در کل بخش صنایع و معادن و زیر بخش ساختمان می‌شود. بنابراین با توجه به معنادار بودن شوک‌های پولی پیش‌بینی نشده و بی‌معنا بودن شوک‌های پیش‌بینی شده بر نرخ رشد تولید صنعتی، می‌توان فرضیه انتظارات عقلایی را در دوران رکود و رونق حاکم بر بخش‌های حقیقی و مالی اقتصاد برای بخش صنایع و معادن تأیید نمود. بر اساس نتایج به‌دست آمده از این مطالعه توصیه می‌گردد سیاستگذار پولی هنگام اعمال سیاست پولی، نوسانات تجاری و چرخه‌های اعتباری را در نظر بگیرد چرا که اعمال شوک پولی در دوران رونق اقتصادی و همچنین انقباض منابع اعتباری بر اساس نتایج به دست آمده کاراتر می‌باشد. از نتایج به دست آمده برای امر سیاست‌گذاری نیز می‌توان به این نکته اشاره نمود که برای تهییج و تحریک تولید در اقتصاد ایران می‌توان از شوک‌های پیش‌بینی نشده پولی کمک گرفت. پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی با توجه به نامتقارن بودن اثرات شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی در رژیم‌های رکود و رونق، سیاست‌های متناسب با این رژیم‌ها را طراحی و اتخاذ نماید.

منابع

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

آرانی، مصعب؛ قاسمی، محمدرضا و محمد صفاکیش (۱۳۹۶). "بررسی تأثیرتکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی بر بخش صنعت ایران: دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۳ (رهیافت SVAR)"، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، سال بیستم، شماره ۳، صص ۱۴۰-۱۰۹.

اشرف‌زاده، سید حمیدرضا و میترا اشرف‌زاده (۱۳۹۴). "تأثیرسیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری بر تولید، صادرات و اشتغال صنایع"، *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۵، صص ۱۴۸-۱۳۳.

اصغرپور، حسین؛ فلاحی، فیروز و النازتلسچی (۱۳۹۰). "بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت در ادوار تجاری ایران با استفاده از تکنیک مارکوف-سوئیچینگ"، *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی*، شماره ۸-۷، صص ۲۲۲-۱۸۳.

اصغرپور، حسین (۱۳۸۴). *اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران*، رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

تشکینی، احمد و افسانه شفیعی (۱۳۸۴)، "متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۵، صص ۱۵۲-۱۲۵.

جلالی نائینی، سید احمدرضا و فاطمه نظیفی (۱۳۸۰)، "تأثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی (پولی) بر تولید"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۹، صص ۴۹-۱۳.

زمردیان (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت"، *فصلنامه اقتصادی*، شماره ۲۸، صص ۴۶-۱۵.

سنائی، داور؛ میرزاپور باباجان، اکبر؛ اکبری مقدم، بیت الله و مجید فشاری (۱۳۹۸)، "تأثیر سیاست‌های پولی بر ارزش افزوده صنایع تولید چوب و محصولات چوبی ایران"، *نشریه علمی تحقیقات علوم چوب و کاغذ ایران*، شماره ۴، صص ۵۳۴-۵۲۰.

شاکری بستان آباد، رضا؛ جلیلی، زهرا و محسن صالحی کمرودی (۱۳۹۸). "تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری (SFAVAR)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۵، صص ۱۰۲-۷۹.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

شریفی رنانی، حسین؛ صالحی، راضیه و سارا قبادی (۱۳۹۱). "اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست پولی بر سطح تولید واقعی در ایران: رویکرد چرخش مارکوف"، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره۳، سال ششم، صص ۱۰۸-۸۹.

عباسی نژاد، حسین؛ گودرزی فراهانی، یزدان و شیوا مشتری دوست (۱۳۹۱). "آیا نوسانات حجم پول دارای اثرات حقیقی بر اقتصاد می‌باشد؟"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، شماره ۵، صص ۹۴-۶۹.

فرزینوش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ جعفری صمیمی، احمد و ذبیح‌الله غلامی(۱۳۹۱). "بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، صص ۲۸-۵.

متفکرآزاد، محمدعلی؛ محسنی زنوزی، سیدجمال الدین و امید محمد قلی‌پور تپه (۱۳۹۵)، "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران"، *دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی*، سال بیست و سوم، شماره ۱۲، صص ۱۸-۱.

محمد قلی پور، امید و سید جمال الدین محسنی زنوزی (۱۳۹۱)، *بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر تولید بخش صنعت در اقتصاد ایران*، چهارمین همایش ملی اقتصاد.

مهدیلو، علی؛ فلاحی، فیروز و حسین اصغرپور (۱۳۹۷). "برآورد غیرخطی نقش کانال‌های انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران: رویکرد MS-VAR"، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال یازدهم، شماره ۳۷، صص ۳۵۴-۳۱۹.

نجفی زیارانی، فاطمه و کاظم یاوری (۱۳۹۵)، *چگونگی شکل‌گیری تنگنای اعتباری تحت سلطه مالی در ایران*، رساله دکتری، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

نصیری‌فر، ابراهیم؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ حسینی، سیدشمس الدین و فرهاد غفاری (۱۳۹۸)، "بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و اشتغال صنعت خودرو: رویکرد ARDL غیرخطی"، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، سال چهارم، شماره چهارم، صص ۲۹-۹.

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۰)، *تأثیرات نامتقارن شوک‌های اسمی (پولی) بر تولید و آزمون عدم تقارن چرخه‌های تجاری در ایران*، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

Abdelsalam M. (2018). " asymmetric effect of monetary policy in Emerging Countries: the Case of Egypt", *Applied Economics and Finance*, Vol.5

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

Aragon and Savino (2009), "Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil", *Estudos Economicos*, Vol.39.

Augustine K.A. and N. Harold (2017), "Monetary Policy and Industrial Output in the BRICS Countries: A Markov-Switching Model", *Folia Oeconomica Stetinensia Journal*, 17(2),PP 35-55.

Barro R.J. (1976), "Rational expectations and the role of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2.

Blinder A. and B. Bernanke (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of MonetaryTransmission", *The American Economic Review*, 82(4), pp. pp.901-921.

Dolado J. J. and R. Maria-Doleros (2006), "An Empirical Study of the Cyclical Effects of Monetary Policy in Spain (1977-97)", *Investigaciones Economicas*, No.25, pp.3–30.

Enders W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, New York.

Garsia R. and H. SCHALLER (2002), "Are the effects of monetary policy asymmetric?", *Economic Inquiry*, v. 40.

Gogas P., Pragidis I. and B. Tabak (2018), "Asymmetric effects of monetary policy in the U.S and Brazil", *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol.18.

Goldfeld S.M. and R.E. Quandt (1973), "A Markov Model for Switching Regressions", *Journal of Econometrics*, Vol. 1(1), pp. 3-15.

Goodness C. Aye and Rangan Gupta (2012). "Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric in India? Evidence from a Nonlinear Vector Autoregression Approach", University of Pretoria, Working Paper: 2012-02.

Kilinc M. and T. Cengiz (2016), "The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Economic Activity in Turkey", Munich Personal RePEc Archive.

Krolzig H.M. (1997), "Markov-SwitchingVector Autoregressions", *Modellhng*.

Kuan C.M. (2002), "Lecture on The Markov Switching Model", Instityte of Economics Academia Sinica, April.

Lemgruber A. C. (1980), "Expectativas racionais e o 518ilemma produto real Brasil". *Revista Brasileira de Economia*, v. 34.

Maitra B. (2011), "Anticipated Money and UnAnticipated Money and Output Variations in Singapore", *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 9.

Mishkin F.S. and K. Schmidt-Hebbel (2007), "Does Inflation Targeting Make a Difference?" NBER Working Paper No.12876., Statistical Inference ad Applications to Business Cycle Analysis.

Olatunji S. (2019), "Monetary Policy Spillovers Through Industrial Growth in Nigeria: A Time Series Analysis", *Economics and Business Journal*, 33(1), pp.94-110.

Olayiwola A. and T. Ogun (2019), "Asymmetric Effect of Monetary Policy Shocks on Output and Prices in Nigeria", *African Journal of Economic Review*, Volume VII, Issue I.

Periklis G., Pragdis L. and B.M. Tabak (2018). "Asymmetric effects of monetary policy in the U.S and Brazil", *Journal of Economic Asymmetries*, 18(2), pp.55-75.

Quandt R.E. (1972), "A New Approach to Estimating Switching Regression", *Journal ofthe American Statistical Association*, Vol. 67.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]

Saibo M.O. and I.P. Nwosa (2011), "Effects of Monetary policy on Sectoral Output Growth in Nigeria (1986 to 2008)". *Journal of Economics and Behavioral Studies*. No.2, pp.245-254.

Sajjduar R. and S. Apostolos (2010), "The Asymmetric Affects of Oil Price and Monetary Policy Shocks: A Nonlinear VAR Approach", *Journal of Energy Economics*, Vol. 32.

Sargolzaei M., Komijani A., Ahmad R. and M. Ahmadi (2012). "Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Economic Growth & Inflation: Case Study in Iran". *International Journal of Business and Social Science*, Vol.3.

Severe S. (2016), "An Empirical analysis of bank concentration and monetary policy effectiveness", *Journal of Financial Economic Policy*, 8(2),pp.163-182.

Tan S.H., Habibullah M.S. and A. Mohamed (2010). "Asymmetric Effects of Monetary Policy in ASEAN-4 Economies", *Internation Journal of Finance and Economies*, Issue 44.

Walsh C.E. (2017). Monetary Theory and Policy: MIT Press.

Yamak R. and K. Yakup (1998), "Anticipated Versus Unanticipated Money in Turkey", Yapi Kredi Economic Review, pp.15-25.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.453]