فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره چهل و چهارم، پاییز ۱۴۰۲- صفحات ۲۹-۷

اثر نامتقارن سیاست‌های پولی بر بیکاری در ایران

نوع مقاله: پژوهشی

سهیل محمدی مجد[۱]
محسن مهرآرا[۲]
سجاد برخورداری دورباش[۳]
زریر نگین تاجی[۴]
هاشم نژاد اقدم[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۳/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۴/۳

چکیده

با عنایت به اثر سیاست‌های پولی بر اشتغال، تولید و بیکاری، این مطالعه به بررسی اثر پویای نامتقارن رشد نقدینگی بر نرخ بیکاری در قالب مدل NARDL در دوره فصلی از ۱۳۸۴:۲ تا ۱۴۰۱:۱ می‌پردازد. بر اساس آزمون والد، وجود عدم تقارن در کوتاه‌مدت مورد تایید بوده و در بلندمدت چنین رابطه‌ای وجود ندارد. بر این اساس، تحلیل اثرات تنها معطوف به دوره کوتاه‌مدت می‌شود. با عنایت به نتایج، یک درصد تغییر مثبت در رشد نقدینگی می‌تواند منجر به افزایش نرخ بیکاری به اندازه ۰/۲۱ درصد شود. یک درصد کاهش در رشد نقدینگی سه دوره پیشتر نیز می‌تواند تا ۰/۲۵ منجر به کاهش نرخ بیکاری شود. بر این اساس، با این که اثر تغییرات منفی و مثبت نقدینگی در کوتاه‌مدت بر نرخ بیکاری کم‌کشش است، اما این اثرات کم نیز از منظر آماری با هم برابر نبوده و عدم تقارن در اثرات سیاست پولی اعمال شده توسط تغییرات نقدینگی مشهود می‌باشد. بنابراین، سیاست‌گذاران حوزه پولی باید به این عدم

۱ دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی، واحد پردیس بین الملل ارس، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
soheilmmajd@ut.ac.ir
۲ استاد و عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) mmehrara@ut.ac.ir
۳ دانشیار و عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران barkhordari@ut.ac.ir
۴ استادیار و عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی
zarir_negintaji@yahoo.com
۵ دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی،واحد پردیس بین الملل ارس، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
n.hashemnezhad@ut.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

تقارن بر نرخ بیکاری توجه ویژه‌ای داشته باشند. لازم به ذکر است که ضرایب متغیرهای بلندمدت سیاست پولی همگام با آزمون والد معنی‌دار نبوده و قابل تفسیر نیستند.

کلمات کلیدی: سیاست پولی، نقدینگی، بیکاری، اثر نامتقارن

طبقه بندی JEL: E52 ،E24 ، D82

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

مقدمه

سیاست‌های پولی و مالی ابزارهایی برای کنترل تقاضا و آثار شوک‌های داخلی و بیرونی بر سایر متغیرهای اقتصادی هستند. سیاست پولی یک روند سیستماتیک یا یک استراتژی است که بانک مرکزی از طریق آن عرضه و گردش پول در اقتصاد را به گونه‌ای تنظیم می‌کند که تورم، تولید و تقاضای نیروی کار را کنترل نماید. بسته به هدف، سیاست پولی انقباضی یا انبساطی انتخاب می‌گردد. اگر هدف تشویق سرمایه‌گذاری، افزایش تولید و کاهش نرخ بیکاری باشد، آنگاه کاهش نرخ بهره در دستور کار بوده و سیاست انبساطی است و هنگامی که افزایش نرخ بهره و تثبیت نرخ تورم هدف قرار گیرد، سیاست پولی انقباضی خواهد بود (جان و ترمبا،[۱] ۲۰۱۶). لیهی[۲] (۱۹۹۳) معتقد است که سیاست پولی از طریق تغییر ترکیب مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، تاثیر قابل توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد. به عبارتی در دوره بیکاری بالا، حفظ سطوح پایین نرخ بهره برای افزایش سرمایه‌گذاری لازم است. همچنین، حفظ نرخ بهره بالا در هنگام نرخ بیکاری پایین برای جلوگیری از تورم اهمیت خواهد یافت. در حقیقت، کانال تاثیرگذاری و میزان آن همواره موضوع مورد بحث مکاتب اقتصادی بوده است. در حالی که کینزی‌ها بر استفاده از سیاست‌های مالی در جهت تحریک اقتصاد تاکید دارند، پولیونی نظیر هایک[۳] در دهه ۱۹۴۰ افزایش در عرضه پول را تنها ابزار واقعی برای پایین نگه داشتن سطوح بیکاری و تحریک تولید عنوان می‌نمایند (اسین و همکاران،[۴] ۲۰۱۶؛ بلیندر،[۵] ۲۰۰۸). تیلور[۶] (۱۹۹۵) کانال‌های اصلی انتقال سیاست پولی را پنج کانال می‌داند که شامل نرخ بهره، قیمت دارایی‌ها، اعتبار، نرخ ارز و انتظارات است که به قاعده تیلور معروف می‌باشد.

در حالت کلی در خصوص اثرات تجربی شوک‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی مطالعات فراوانی صورت گرفته است. به عنوان مثال در حوزه سیاست پولی می‌توان به آثار برنانکه و بلیندر[۷] (۱۹۹۲)، برنانکه و گرتلر[۸] (۱۹۹۵)، کریستینو و همکاران[۹] (۱۹۹۶)، کوکران[۱۰] (۱۹۹۴)، لیپر و همکاران[۱]

---

۱ John & Terhemba
۲ Leahy
۳ Hayek
۴ Essien *et al.*
۵ Blinder
۶ Taylor
۷ Bernanke & Blinder
۸ Bernanke & Gertler
۹ Christiano *et al.*
۱۰ Cochrane

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

(۱۹۹۶)، سیمز و ژا[۲] (۲۰۰۶) و استرانگین[۳] (۱۹۹۵) اشاره نمود. در سال‌های اخیر نیز برخی مطالعات به شناسایی شوک‌ها پرداخته‌اند که از آن جمله رومر و رومر[۴] (۲۰۰۴)، اوهلیگ[۵] (۲۰۰۵)، آریاس و همکاران[۶] (۲۰۱۹)، گرتلر و کارادی[۷] (۲۰۱۵) و کالدارا و هربست[۸] (۲۰۱۹) را می‌توان نام برد. بیشتر مطالعات در این حوزه در راستای شناسایی اثرات شوک‌ها و شناسایی شوک‌ها بوده است تا به سیاست‌گذار در اتخاذ تصمیم در جهت تسریع رشد یا تثبیت اقتصادی کمک کند.

نکته‌ای که در این مطالعات مشترک است، فرض خطی و متقارن بودن اثرات شوک‌هاست. حال آن که، تضمینی برای اثرات مساوی شوک منفی و مثبت بر اقتصاد وجود ندارد و همین امر موجب خطای سیاست‌گذار شده و آثار مستقیم و غیرمستقیم سیاست‌های پولی را مبهم می‌سازد. اجتناب از به کارگیری این سیاست‌ها نیز عملا غیرممکن است، زیرا که بسیاری از شوک‌های وارده به اقتصاد برونزا بوده و خنثی یا کنترل نمودن آنها با ابزارهای سیاست پولی ممکن است. آنچه بدیهی است، لزوم به کارگیری سیاست‌های مزبور است، اما با این حال باید تدابیری اندیشید که آثار با وضوح بیشتری مورد شناسایی قرار گیرند. در این خصوص رویکردهای غیرخطی و نامتقارن می‌توانند کمک‌کننده باشند. در میان این سری از مدل‌ها، مدل‌های NARDL از جمله مدل‌هایی هستند که به تازگی مورد توجه واقع شده‌اند.

این مطالعه با استناد به مطالعات گوشیت و لورمبر[۹] (۲۰۲۰) آثار شوک‌های پولی را با بهره‌گیری از داده‌های فصلی از ۱۳۸۴:۲ تا ۱۴۰۱:۱ بر نرخ بیکاری با لحاظ احتمال عدم تقارن اثرات مزبور، بررسی می‌کند.

مبانی نظری

سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی از طریق کانال‌های مختلفی از جمله نرخ بهره، اعتبارات بانکی، قیمت دارایی‌ها، نرخ ارز و انتظارات اثرگذار است (میشکین،[۱۰] ۱۹۹۶). بر اساس مطالعه

---

۱ Leeper *et al.*
۲ Sims & Zha
۳ Strongin
۴ Romer & Romer
۵ Uhlig
۶ Arias *et al.*
۷ Gertler & Karadi
۸ Caldara & Herbst
۹ Goshit & Iorember
۱۰ Mishkin

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

حسین زاده (۱۴۰۰) که اثر نامتقارن شوکهای پولی بر اعتبارات بانکی در ایران را مورد بررسی قرار داده است سیاست پولی طی دوره رکود بر اعتبارات بانکی مؤثرتر از دوره رونق میباشد. رومر و رومر[۱] (۱۹۹۴) سیاست پولی را متغیر کلیدی برای پایان دادن به رکود می‌دانند. پیرزمن و اسمتس[۲] (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای تجربی دریافتند که تاثیرگذاری شوک نرخ بهره بر تولید در دوران رکود تقریبا دو برابر حالت عادی است.

در این میان، فیلیپس در سال ۱۹۵۸ رابطه معکوس میان بیکاری و نرخ دستمزد اسمی را به صورت منحنی فیلیپس تشریح نمود. این رابطه در طول رکود سال ۱۹۷۴ در عمل نقض شد. به دنبال آن، فریدمن[۳] (۱۹۶۸) استدلال نمود که سیاست‌های اقتصادی دولت نباید تحت تاثیر سطوح بیکاری زیر نرخ بیکاری طبیعی[۴] (NRU) تنظیم گردد، زیرا که این امر منجر به تغییر انتظارات از تورم شده و آن را افزایش خواهد داد. فریدمن بیان می‌دارد که با توجه به اصطکاک‌های خاص، سیستم والراسی یک نرخ تعادلی بیکاری را ایجاد می‌کند که نرخ طبیعی بیکاری را در قیاس با نرخ بهره طبیعی تنظیم می‌کند. بر این اساس، اقتصاد به سمت NRU جذب شده و بنابراین تلاش برای تاثیرگذاری بر بیکاری تنها منجر به تورم بالاتر خواهد شد. تورم پیش‌بینی نشده در کوتاه‌مدت می‌تواند عرضه نیروی کار و در نتیجه تولید را افزایش دهد، اما وقتی افراد متوجه شوند که تورم بالاتر از حد انتظار است، متغیرهای واقعی از جمله نرخ بیکاری به سطح تعادل خود باز می‌گردند و قیمت‌ها افزایش می‌یابند. به عقیده وی، شوک تقاضای اسمی که به درستی توسط بنگاه‌ها و نیروی کار درک نشده، ممکن است به دلیل افزایش قیمت کالاها، اشتباه تفسیر شود، لذا افراد ممکن است نیروی کار بیشتری به بازار عرضه کنند، زیرا که گمان می‌برند که دستمزدهای واقعی افزایش یافته است، در حالی که در واقع دستمزدهای اسمی افزایش پیدا کرده است. در این حالت، بنگاه‌ها با برداشت درست به دلیل کاهش دستمزدهای واقعی اقدام به استخدام نیروی کار بیشتر می‌کنند که این امر دلیل افزایش تولید در این حالت می‌باشد. افراد پس از فهمیدن کاهش دستمزدهای واقعی، کار را ترک نموده و به دنبال شغلی با درآمد بیشتر خواهند بود، لذا متعاقبا بیکاری افزایش می‌یابد. در این حالت، تغییرات اشتغال تنها به دلیل برداشت نادرست نیروی کار و بنگاه از دستمزدهای واقعی روی می‌دهد.

---

۱ Romer & Romer

۲ Peersman & Smets

۳ Friedman

۴ The Natural Rate of Unemployment

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

نرخ بیکاری غیرتورمی (NAIRU[۱]) برای اولین بار توسط مودیگلیانی و پاپادموس[۲] (۱۹۷۵) در تلاش برای ارتقای مفهوم نرخ بیکاری طبیعی بیان شده توسط فریدمن ارائه شد. در حقیقت، فریدمن و شوارتز[۳] (۱۹۶۹) و فلپس[۴] (۱۹۶۸) با پیشنهاد منحنی فیلیپس عمودی، سنگ بنای NAIRU را گذاشتند. بر طبق این نظریه، اگر نرخ واقعی بیکاری برای چند سال کمتر از سطح NAIRU باشد، انتظارات تورمی افزایش می‌یابد، لذا نرخ تورم تمایل به افزایش خواهد داشت. در حالت مقابل، اگر نرخ واقعی بیکاری بالاتر از سطح NAIRU باشد، انتظارات تورمی کاهش یافته و بنابراین نرخ تورم کاهش خواهد یافت. اگر نرخ بیکاری با نرخ NAIRU برابر باشد، انتظار بر این است که نرخ تورم ثابت بماند. در این حالت، بیکاری موجود در جامعه مربوط به بیکاری ساختاری یا بلندمدت است. به عبارت دیگر، افرادی که با فناوری جایگزین شده‌اند و یا افرادی که فاقد مهارتی خاص برای تصاحب یک شغل هستند، در این حالت بیکار خواهند بود.

در حالت اول، اگر نرخ بیکاری کمتر از سطح NAIRU باشد، نیروی کار می‌تواند به نرخ بالاتری از رشد دستمزد اسمی در فرآیند چانه‌زنی دست یافته و بنابراین بنگاه‌ها را به سمت افزایش قیمت‌ها سوق دهد. این امر منجر به تورم می‌شود. با افزایش تورم، مطالبات دستمزد اسمی بیشتر، افزایش یافته و مارپیچ قیمت- دستمزد شکل می‌گیرد (لایارد و همکاران،[۵] ۱۹۹۱؛ کارلین و سوسکیس،[۶] ۲۰۰۶). با فرض پیروی بانک‌های مرکزی از قانون تیلور، آنها با افزایش نرخ بهره واقعی به مارپیچ قیمت- دستمزد واکنش نشان می‌دهند. در این حالت، فرض بر این است که بانک مرکزی قادر به افزایش نرخ‌های بهره واقعی از طریق تغییر نرخ‌های بهره اسمی می‌باشد. افزایش نرخ بهره بر تولید اثر منفی داشته و بیکاری را افزایش می‌دهد. افزایش بیکاری موقعیت چانه‌زنی نیروی کار را تضعیف نموده و مطالبات درآمدی نیروی کار و کارفرما را با هم سازگار می‌کند. فرض بر این است که این مکانیزم به طور متقارن عمل نموده و بانک‌های مرکزی با کاهش نرخ بهره می‌توانند رشد تولید را تحریک نمایند. بر این اساس، بازار کار انعطاف‌ناپذیر، دلیل بیکاری قلمداد می‌شود.

برخی از محققان درونزایی دستمزدها را مطرح نموده و بیان می‌دارند که در فرآیند چانه‌زنی نیز برخی از اعضای نیروی کار قدرت بیشتری در مقابل دیگران دارند. این نظریه به عنوان مدل خودی-

---

۱ The Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment

۲ Modigliani & Papademos

۳ Friedman & Schwartz

۴ Phelps

۵ Layard *et al.*

۶ Carlin & Soskice

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

بیرونی[۱] (یا ناخودی) معروف شده است (استوکامر و استورن،[۲] ۲۰۱۲). این مدل از سه منظر درونزایی دستمزد را مدل می‌کند.

اول، طبق این نظریه، خودی‌ها به دلیل اطلاعات بیشتر از بنگاه در فرآیند چانه‌زنی در جایگاه بالاتری نسبت به گروه خارجی رقیب خود قرار می‌گیرند و بنابراین گروه خارجی تاثیر به نسبت کمتری بر فرآیند چانه‌زنی خواهد داشت. در این حالت، نرخ بیکاری ممکن است تاثیری بر دستمزد تعیین شده نداشته باشد (بلانچارد و سامرز،[۳] ۱۹۸۶).

دوم، بخشی از نیروی کار ممکن است به دلیل طولانی شدن دوره بیکاری، مهارت کمتری داشته باشند. این امر آنها را جانشین ناقصی برای نیروی کار شاغل خواهد نمود. بر این اساس، هرچه مدت زمان بیکاری در میان نیروی کار غیرشاغل بیشتر باشد، هر سطح معینی از بیکاری تاثیر کمتری بر تعیین دستمزد خواهد داشت. در این حالت، یک دوره بیکاری طولانی، بیکاری تعادلی را افزایش خواهد داد (کارلین و سوسکیس، ۲۰۰۶).

سوم، ممکن است نیروی کار دستمزد درخواستی خود را متناسب با دستمزدهای رایج در نظر بگیرد، لذا در این حالت بیکاری تاثیر چندانی بر دستمزدها نخواهد داشت.

بر این اساس، مدل خودی- بیرونی دلایلی را ارائه می‌دهد که نشان می‌دهد افزایش موقت بیکاری می‌تواند اثرات ماندگاری بر سطح NAIRU داشته باشد. در این میان، برخی متغیرهای کلان اقتصادی نیز می‌توانند بر سطح NAIRU موثر باشند که از آن جمله می‌توان به انباشت سرمایه و نرخ بهره که ابزار سیاست‌گذاری پولی است، اشاره نمود.

استهلاک سرمایه در طی رکودهای طولانی می‌تواند منجر به کاهش موجودی سرمایه و به موازات آن افزایش سطح بیکاری شود. همچنین، اگر بین سرمایه و نیروی کار قابلیت جانشینی محدودی (در زمان معین) وجود داشته باشد، شوک تقاضای مثبت، در سطوح پایین اشتغال، اثرات تورمی به دنبال خواهد داشت و این امر سطح NAIRU را افزایش خواهد داد (بین،[۴] ۱۹۸۹؛ روسورن،[۵] ۱۹۹۵، ۱۹۹۹).

افزایش نرخ بهره با توجه به اثرات آن در اهداف سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، بر انباشت سرمایه در آنها تاثیرگذاشته و از این کانال مستقیما بر سطح NAIRU اثرگذار است (هین،[۶] ۲۰۰۶). بر این

---

۱ The insider-outsider model

۲ Stockhammer & Sturn

۳ Blanchard & Summers

۴ Bean

۵ Rowthorn

۶ Hein

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

اساس، اقتصاددانان کینزی سطح NAIRU را نه به عنوان نرخ تعادلی بلندمدت بیکاری، بلکه به عنوان یک مانع برای تورم کوتاه‌مدت که با تغییر سطح فعالیت اقتصادی تغییر می‌کند و به سطح نرخ بهره وابسته است، تعبیر می‌نمایند (آرستیس و ساویر،[۱] ۲۰۰۵؛ هین، ۲۰۰۴، ۲۰۰۶؛ لاویو،[۲] ۲۰۰۶؛ استوکامر، ۲۰۰۸). در این میان، دسته‌ای از مطالعات، بیکاری را به انباشت سرمایه مرتبط می‌کنند. به عنوان مثال، روثورن[۳] (۱۹۹۵) در میان کشورهای OECD، استوکامر (۲۰۰۴) در کشورهای آلمان، ایتالیا، فرانسه و ایالات متحده آمریکا و آرستیس و همکاران[۴] (۲۰۰۷) در میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا دریافتند که موجودی سرمایه یک عامل تعیین‌کننده در سطح دستمزدها و نرخ بیکاری است. فیتوسی و همکاران[۵] (۲۰۰۰) در بررسی تغییرات نرخ بیکاری در دهه ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۰ در ۱۹ کشور عضو OECD دریافتند که تغییرات نرخ بهره واقعی داخلی در کوتاه‌مدت مرتبط با تغییرات سطح متوسط بیکاری در آن بازه زمانی بوده است. بلانچارد و ولفرز[۶] (۲۰۰۰) نیز در بین ۲۰ کشور عضو OECD تعامل میان شوک‌ها و نهادهای کلان اقتصادی را مشاهده نمودند. همچنین، اثرات قوی نرخ‌های بهره واقعی بر سطح NAIRU از طریق انباشت سرمایه نیز از مشاهدات دیگر آنها بود. صندوق بین‌المللی پول (۲۰۰۳) در بررسی اثرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی در کنار نهادهای مختلف بازار کار برای ۲۰ کشور عضو OECD در بازه ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۸ نرخ بهره واقعی و استقلال بانک مرکزی را بر بازار کار موثر ارزیابی نمود. باسانینی و دووال[۷] (۲۰۰۶) نیز در بررسی ۲۱ کشور عضو OECD در بازه ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۳ دریافتند که افزون بر برخی نهادهای موجود در بازار کار، نرخ بهره واقعی بلندمدت نیز بر نرخ بیکاری اثر معنی‌دار دارد. بال و همکاران[۸] (۱۹۹۹) با ترکیب این موارد با احتمال اثرگذاری نامتقارن سیاست‌های پولی بر بیکاری، دریافتند که سیاست پولی در دوره‌های رکودی بر سطح بیکاری ساختاری موثر است. همچنین، بال و همکاران (۱۹۹۹) با بررسی تاثیر سیاست پولی در رکودهای اوایل دهه ۱۹۸۰ و سیاست‌های بازار کار دریافتند که، سیاست پولی و سایر عوامل تعیین‌کننده تقاضای کل، دارای اثرات بلندمدتی بر سطح بیکاری هستند.

---

۱ Arestis & Sawyer
۲ Lavoie
۳ Rowthorn
۴ Arestis et al.
۵ Fitoussi et al.
۶ Blanchard & Wolfers
۷ Bassanini & Duval
۸ Ball et al.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

مبانی تجربی

در ادامه به بررسی برخی از مطالعات صورت گرفته در حوزه مطالعاتی این تحقیق پرداخته می‌شود. برخی از مطالعات همچون اسین و همکاران (۲۰۱۶) نیز پیوند میان بیکاری و سیاست پولی را در نیجریه با استفاده از رویکرد VAR با بهره‌گیری از داده‌های فصلی از ۱۹۸۳:۱ تا ۲۰۱۴:۱ بررسی نموده‌اند. آنها با شناسایی سه نقطه شکست ساختاری در دوره مورد بررسی و ترکیب آن با مدل VAR، تاثیر تغییرات ساختاری را مطالعه نمودند. نتایج بیانگر اثر مثبت شوک مثبت سیاستی بر بیکاری در ۱۰ دوره بود. نتایج علیت گرنجر نیز حاکی از وجود رابطه پویا بین سیاست پولی و بیکاری در نیجریه می‌باشد.

بنازیچ و رامی[۱] (۲۰۱۶) با هدف تعیین تاثیر سیاست پولی بر بیکاری در کرواسی از رویکرد ARDL برای دوره ماهانه از مارس ۱۹۹۸ تا سپتامبر ۲۰۱۴ استفاده نمودند. نتایج حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی پایدار بین متغیرها بوده و نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی در کرواسی بر کاهش بیکاری بسیار اندک است.

کاسیاتور و قیرونی[۲] (۲۰۲۱) به منظور بررسی اثر پیوندهای تجاری بر اجرای سیاست پولی در یک مدل دو کشور با شرکت‌های ناهمگن، ورود تولیدکنندگان درون‌زا و اصطکاک‌های بازار کار از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پویایی کمک گرفتند. آنان به منظور کالیبراسیون مقادیر متوسط متغیرهای کلان اقتصادی ایالات متحده آمریکا برای سال‌های ۱۹۵۴ تا ۱۹۸۰ استفاده نمودند. نتایج نشان داد که افزایش بهره‌وری ناشی از تجارت، نیاز به استفاده از سیاست‌های خاص برای اصلاح عدم تعادل‌های بلندمدت را در بازارها به ویژه بازار کار کاهش می‌دهد. در ضمن، پیوندهای تجاری قوی‌تر منجر به افزایش هماهنگی چرخه تجاری می‌شود.

هامانو و زانتی[۳] (۲۰۲۲) با استفاده از یک مدل VAR برای دوره فصلی از پاییز ۱۹۶۵ تا پاییز ۱۹۹۵ و افزایش داده به روش بوت استرپ برای ایالات متحده آمریکا نشان دادند که شوک سیاست پولی تأثیر مرتبطی بر ورود و خروج شرکت و بهره‌وری کل دارد. شوک سیاست پولی انقباضی که ورود شرکت‌های جدید را کاهش می‌دهد، شرکت‌های فعلی را در برابر رقابت شرکت‌های تازه وارد محافظت می‌کند، بنابراین بهره‌وری کل را کاهش می‌دهد. بر این اساس، اثر سیاست پولی انقباضی بر اشتغال منفی بوده و منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود.

---

۱ Benazić & Rami

۲ Cacciatore & Ghironi

۳ Hamano & Zanetti

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثر سیاست پولی بر نرخ بیکاری با لحاظ وجود نااطمینانی تورمی در دوره سالانه از ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ برای ایران پرداختند. آنان برای محاسبه نااطمینانی تورمی از مدل‌های خانواده ARCH شامل ARCH، GARCH و EGARCH استفاده نمودند. سپس متغیر حاصل را در مدلی که با روش GMM برآورد می‌شد قرار دادند. نتایج نشان داد که نااطمینانی تورمی بر نرخ بیکاری اثر مثبت دارد. در ضمن، اثر سیاست‌های پولی در شرایط نااطمینانی تورمی بر بیکاری نسبت به حالت عادی کمتر است.

خلیلی (۱۳۹۸) به منظور بررسی عوامل موثر بر اشتغال نیروی کار در ایران، از رویکرد ARDL و جهت مطالعه اثرات شوک‌ها از رویکرد VAR در طی دوره سالانه از ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ استفاده نمود. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه، درآمد نفتی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گشایش تجاری دارای اثر مثبت بر اشتغال می‌باشد. اثر حداقل دستمزد نیز با یک وقفه بر اشتغال منفی و معنی‌دار است که این رابطه در بلندمدت نیز صادق می‌باشد.

رسولی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی بر پویایی بازار کار با استفاده از رویکرد TVP-FAVAR و TVP-DMA برای دوره فصلی از ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴ پرداختند. بر اساس نتایج، نرخ رشد مخارج عمرانی در ۹۲ دوره از مجموع ۱۱۲ دوره اثر معنی‌داری بر بیکاری داشته و مهمترین عامل در تغییرات آن است. سیاست مالی نسبت به سیاست پولی اثرگذاری بیشتری بر نرخ بیکاری دارد. افزون بر آن، در بلندمدت تمام متغیرهای موثر بر بیکاری منجر به افزایش آن می‌شوند.

امینی میلانی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از داده‌های سالانه در دوره زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵ در قالب مدل ARDL به ارزیابی سیاست‌های اشتغال در ایران در دوره مزبور پرداختند. از جمله مواردی که در دوره مزبور در جهت اشتغال‌زایی اجرایی شده بودند می‌توان به پروژه‌های اشتغال‌زایی، اعطای وام با بهره کم، معافیت‌های مالیاتی و بیمه‌ای، اقدامات تشویقی در جهت سرمایه‌گذری در مناطقی با نرخ بیکاری بالا و جذب سرمایه‌گذاری خارجی اشاره نمود. بر اساس نتایج، رابطه میان تولید ناخالص داخلی، شاخص فضای کسب و کار، مخارج دولت، مانده اعتبارات بخش غیردولتی، بهره‌وری نیروی انسانی، ذخیره سرمایه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال معنی‌دار است. با این حال، هیچ رابطه معنی‌داری میان دستمزد واقعی و اشتغال وجود ندارد.

روش تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

این تحقیق با استناد به مطالعه گوشیت و لومبر (۲۰۲۰) به بررسی اثر نامتقارن سیاست‌های پولی بر بیکاری در کشور برای دوره فصلی از ۱۳۸۴:۲ تا ۱۴۰۱:۱ می‌پردازد. بر این اساس، مدل تحقیق به صورت زیر قابل طرح است:

$$\Delta UN_t = \alpha_0 + \alpha_1 UN_{t-1} + \alpha_2 MPR^+_{t-1} + \alpha_3 MPR^-_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \rho_i \Delta UN_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} (\rho_2 \Delta MPR^+_{t-j} + \rho_3 \Delta MPR^-_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن، UN_t نرخ بیکاری، MPR نماینده سیاست پولی بوده و رشد نقدینگی را نشان می‌دهد و ε_t جمله اخلال مدل می‌باشد. MPR^+_{t-1} و MPR^-_{t-1} نیز به ترتیب نشانگر تغییرات مثبت و منفی در رشد نقدینگی در بلندمدت می‌باشند. در مقابل، ΔMPR^+_{t-j} و ΔMPR^-_{t-j} نیز به ترتیب تغییرات مثبت و منفی در وقفه‌های رشد نقدینگی را در حالت کوتاه‌مدت نشان می‌دهند. این متغیرها با عنایت به مطالعه شین و همکاران[۱] (۲۰۰۹) که در آن به معرفی مدل NARDL پرداخته‌اند، به صورت زیر قابل تعریف می‌باشد:

$$MPR^+_t = \sum_{i=1}^{t} \Delta MPR^+_i = \sum_{i=1}^{t} max(\Delta MPR_i, 0) \quad (۲)$$

$$MPR^-_t = \sum_{i=1}^{t} \Delta MPR^-_i = \sum_{i=1}^{t} min(\Delta MPR_i, 0) \quad (۳)$$

به منظور محاسبه سرعت تعدیل نیز معادله (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta UN_t = \varphi ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \rho_i \Delta UN_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} (\rho_2 \Delta MPR^+_{t-j} + \rho_3 \Delta MPR^-_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن، ECM جمله تصحیح خطا می‌باشد که به صورت زیر می‌تواند تعریف شود:

$$ECM_{t-1} = UN_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 MPR^+_{t-1} - \gamma_2 MPR^-_{t-1} \quad (۵)$$

که در آن اثر تغییرات مثبت و منفی در رشد نقدینگی بر روی نرخ بیکاری به ترتیب برابر با $\gamma_1 = \frac{-\alpha_2}{\alpha_1}$ و $\gamma_2 = \frac{-\alpha_3}{\alpha_1}$ است.

اثر تغییرات مثبت و منفی رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت به ترتیب توسط ضرایب ρ_2 و ρ_3 نشان داده می‌شود. به طور مشابه اثرات بلندمدت این متغیر نیز به ترتیب توسط ضرایب α_2 و α_3 قابل پیگیری است. به طور مشابه، اثر نامتقارن کوتاه‌مدت با استفاده از ضریب پویای تجمعی یک تغییر در MPR^+_t و MPR^-_t به صورت زیر ثبت می‌گردد.

---

۱ Shin et al.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

$$dm_g^+ = \sum_{j=1}^{g} \frac{\partial MPR_{t+j}}{\partial MPR_{t-1}^+} \quad (۶)$$

$$dm_g^- = \sum_{j=1}^{g} \frac{\partial MPR_{t+j}}{\partial MPR_{t-1}^-} \quad (۷)$$

که در آن، $g = 0,1,2,\ldots$ بوده و زمانی که $g \to \infty$ میل کند، $dm_g^+ \to \gamma_1$ و $dm_g^- \to \gamma_2$ میل خواهند نمود.

در این تحقیق برای محاسبه رشد متغیرها از رابطه $ln(\frac{X_2}{X_1}) \times 100$ استفاده شده است. لازم به ذکر است که اطلاعات فوق برای ایران از پایگاه‌های اطلاعاتی مرکز آمار و بانک مرکزی قابل دریافت است.

برآورد مدل

- بررسی ویژگی‌های توصیفی متغیرها

پیش از برآورد الگوی معرفی شده در رابطه (۱)، داده‌های مورد استفاده در تحقیق، مورد بررسی توصیفی قرار می‌گیرد. جدول (۱) نتایج بررسی ویژگی‌های توصیفی متغیرهای تحقیق را در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد.

جدول ۱. ویژگی‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	آماره جارک- برا	احتمال
نرخ بیکاری	۱۱/۲۴۱۲	۱۱/۱۰۰۰	۱۴/۶۰۰۰	۸/۸۰۰۰	۱/۳۱۴۹	۱/۳۶۹۵	۰/۵۰۴۲
رشد نقدینگی	۶/۲۵۱۳	۵/۹۲۲۹	۱۴/۹۴۴۷	-۱/۰۸۴۹	۲/۷۰۸۷	۳/۵۶۴۳	۰/۱۶۸۳

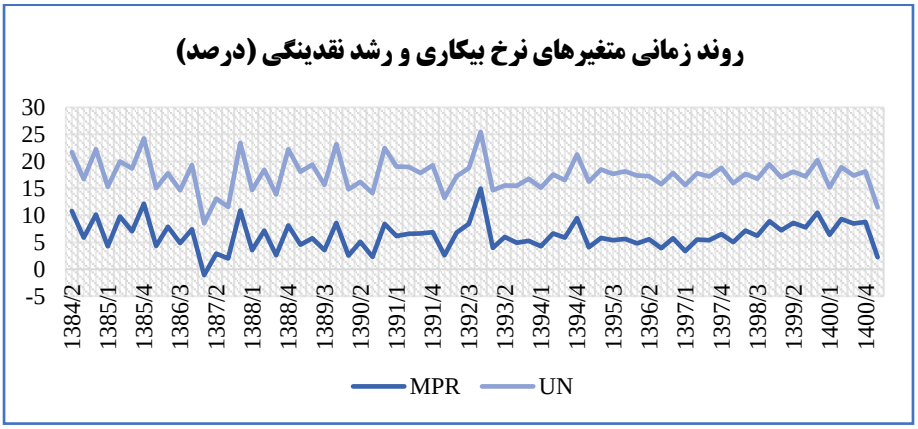
منبع: محاسبات تحقیق

با عنایت به نتایج جدول فوق، به طور میانگین نرخ بیکاری در دوره مورد بررسی در حدود ۱۱ درصد با نوسان ۱/۳ درصدی بوده است. حداکثر نرخ بیکاری تجربه شده ۱۴/۶ درصد و حداقل آن نیز ۸/۸ درصد می‌باشد. بر اساس آماره جارک- برا توزیع این متغیر در حوزه نرمال قرار می‌گیرد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

رشد نقدینگی نیز در طی سال‌های مورد بررسی تنها یک بار منفی شده و در بقیه موارد رشدی توامان را تجربه نموده است که یکی از دلایل کاهش ارزش پول رخ داده در سال‌های اخیر و تورم‌های دو رقمی همین امر می‌تواند باشد. به طور متوسط رشد نقدینگی در طی سال‌های مورد بررسی این تحقیق در حدود ۶ درصد با نوسان ۲/۷ درصدی بوده است. حداکثر رشد نقدینگی تجربه شده بیش از ۱۴/۹ درصد و حداقل آن نیز ۱- درصد می‌باشد. با عنایت به آماره جارک- برا توزیع این متغیر در حوزه نرمال قرار می‌گیرد.

به منظور ایجاد دیدی اولیه نسبت به رابطه میان دو متغیر تحقیق، نمودار (۱) ترسیم شده است.



نمودار ۱. روند زمانی متغیرهای نرخ بیکاری و رشد نقدینگی در دوره زمانی تحقیق

منبع: محاسبات تحقیق

با عنایت به نمودار فوق، نرخ بیکاری و نرخ رشد نقدینگی در طول زمان روند مشابهی را طی کرده‌اند. با این حال در برخی دوره‌ها همانند از بهار ۱۳۸۵ تا بهار ۱۳۹۲ سقوط نرخ بیکاری با شدت بیشتری از نرخ رشد نقدینگی رخ داده است. در بازه‌های دیگر این تفاوت‌ها واضح نبوده، لذا نیاز است که مدل معرفی شده در بخش (۴) مورد برآورد قرار گرفته و از روی نتایج این مدل رابطه میان این دو متغیر به صورت دقیق‌تر بررسی گردد.

در بخش بعدی به بررسی همبستگی میان متغیرهای تحقیق پرداخته می‌شود.

- **بررسی مانایی متغیرهای تحقیق**

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

بر این اساس، در ادامه به بررسی مانایی متغیرها در سطح با استفاده از آزمون ریشه واحد KPSS، DF-GLS و ADF پرداخته می‌شود. جدول (۲) نتایج این آزمون‌ها را برای متغیرهای مورد استفاده نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS برای متغیرهای تحقیق

نوع آزمون	UN	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه	MPR	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه
DF-GLS	-۱/۹۸۳۱	-۱/۹۴۶۱	I(1)	-۱/۰۴۳۴	-۱/۹۴۶۴	I(1)
ADF	-۲/۰۲۴۰	-۲/۹۰۸۴	I(1)	-۳/۵۰۱۵	-۲/۹۱۱۷	I(1)
KPSS	۰/۲۴۲۰	۰/۴۶۳۰	I(0)	۰/۱۳۵۴	۰/۴۶۳۰	I(0)
نتیجه نهایی			I(1)			I(1)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول فوق، نرخ بیکاری و رشد نقدینگی را دو آزمون DF-GLS و ADF دارای ریشه واحد را تشخیص داده‌اند و در مقابل آزمون KPSS آنها را مانا دانسته است. با توجه به تورش موجود در نتایج آزمون KPSS نتایج دو آزمون دیگر مدنظر قرار گرفته و این متغیرها دارای ریشه واحد قلمداد می‌شود.

با توجه به این که شین و همکاران (۲۰۰۹) در مقاله اولیه خود لزوم هم‌انباشتگی را برای متغیرهای حاضر در مدل‌های NARDL الزامی ندانسته‌اند و این فرض را منتفی می‌دانند، لذا بر این اساس می‌توان اثر نامتقارن نرخ رشد نقدینگی را بر نرخ بیکاری در قالب مدل NARDL بررسی نمود.

- **بررسی عدم تقارن اثرات**

پس از این کار لازم است تا عدم تقارن مزبور به صورت دقیق مورد آزمون واقع شود. برای این کار لازم است از آزمون والد استفاده گردد. نتایج این آزمون برای منفی و مثبت رشد نقدینگی و تفاضل اول در ادامه در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون والد (آزمون عدم تقارن اثر)

متغیر	آماره والد (آزمون F)	وجود عدم تقارن

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

	عدم تقارن کوتاه‌مدت	عدم تقارن بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت
نرخ رشد نقدینگی	۹/۴۶۵۲(۰/۰۰۰۰)	۲/۳۴۶۵(۰/۱۳۱۶)	بله	خیر

منبع: محاسبات تحقیق

بر این اساس، وجود عدم تقارن در کوتاه‌مدت قابل بررسی بوده، اما در بلندمدت این عدم تقارن قابل تایید نیست. بنابراین، این تحلیل محدود به دوره کوتاه‌مدت می‌شود و قابل تعمیم به بلندمدت نمی‌باشد.

- **برآورد مدل**

در این راستا، تخمین پویای مدل (۱) با استفاده از مدل NARDL به صورت جدول (۴) می‌باشد. مدل بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز انتخاب شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل NARDL در دوره فصلی ۱۳۸۴:۲ تا ۱۴۰۱:۱

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
UN(-1)	-۰/۱۰۶۲	۰/۰۹۶۳	-۱/۱۰۳۲	۰/۲۷۵۰
MPR-P(-1)	-۰/۰۵۶۵	۰/۰۶۹۵	-۰/۸۱۳۰	۰/۴۱۹۹
MPR-N(-1)	-۰/۰۶۵۳	۰/۰۶۹۷	-۰/۹۳۶۸	۰/۳۵۳۲
D(UN)(-1)	-۰/۳۰۷۲	۰/۱۲۱۰	-۲/۵۳۸۶	۰/۰۱۴۲
DMPR-P	۰/۲۱۰۸	۰/۰۷۳۴	۲/۸۷۳۸	۰/۰۰۵۹
DMPR-P(-1)	۰/۱۲۳۶	۰/۰۹۰۱	۱/۳۷۰۷	۰/۱۷۶۴
DMPR-N	-۰/۰۱۷۱	۰/۰۶۴۵	-۰/۲۶۵۴	۰/۷۹۱۸
DMPR-N(-1)	۰/۰۸۹۳	۰/۰۵۶۳	۱/۵۸۸۰	۰/۱۱۸۴
DMPR-N(-2)	-۰/۰۶۸۸	۰/۰۶۲۸	-۱/۰۹۵۷	۰/۲۷۸۳
DMPR-N(-3)	-۰/۲۴۸۹	۰/۰۵۵۳	-۴/۵۰۰۶	۰/۰۰۰۰
C	-۰/۵۴۷۷	۱/۴۱۵۳	-۰/۳۸۷۰	۰/۷۰۰۳
$R^2 = 0.6416$			آماره F	۹/۳۰۹۴
$\bar{R}^2 = 0.5727$			احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

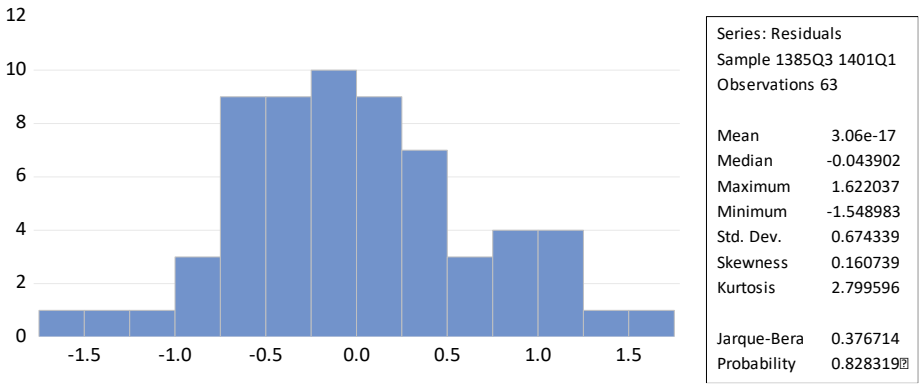
منبع: محاسبات تحقیق

با عنایت به جدول فوق که نتایج مدل بهینه انتخابی معیار شوارتز را نشان می‌دهد، تغییرات نقدینگی دارای اثرات پویا بر نرخ بیکاری است. بر اساس ضرایب کوتاه‌مدت، اثر افزایش رشد نقدینگی بر نرخ بیکاری دارای کشش مثبت بوده و از منظر آماری نیز معنی‌دار است. بدین معنی که یک درصد افزایش در رشد نقدینگی می‌تواند منجر به رشد ۰/۲۱ درصدی در رشد نرخ بیکاری شود. با این حال، اثر وقفه اول آن به همراه کاهش رشد نقدینگی و وقفه‌های آن تا ۲ وقفه بر بیکاری معنی‌دار نبوده و لذا قابل تفسیر نیست. اثر وقفه سوم کاهش رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت بر نرخ بیکاری دارای کشش منفی بسیار کم است. این به این معنی است که یک درصد کاهش رشد در نقدینگی سه دوره پیش دارای ۰/۲۵ درصد اثر منفی بر نرخ بیکاری است که نشانگر کم‌کشش بودن نرخ بیکاری نسبت به اثر تغییرات منفی در رشد نقدینگی است. بر این اساس، یافته‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اثر کاهش و افزایش در رشد نقدینگی نامتقارن می‌باشد. اثرات بلندمدت رشد نقدینگی در تایید نتایج آزمون والد معنی‌دار نیست. بر این اساس، در بلندمدت عدم تقارن اثرات رشد نقدینگی بر نرخ بیکاری قابل تایید نبوده و موضوعیت نخواهد داشت و عدم تقارن تنها در حالت کوتاه‌مدت برقرار می‌باشد.

- **بررسی فروض کلاسیک**

به منظور بررسی فروض کلاسیک لازم است تا نرمال بودن باقیمانده‌های مدل به همراه ثبات ضرایب مدل، عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس میان باقیمانده‌ها بررسی شود. نتایج دو آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها و ثبات ضرایب در نمودارهای (۱) و (۲) آمده است.

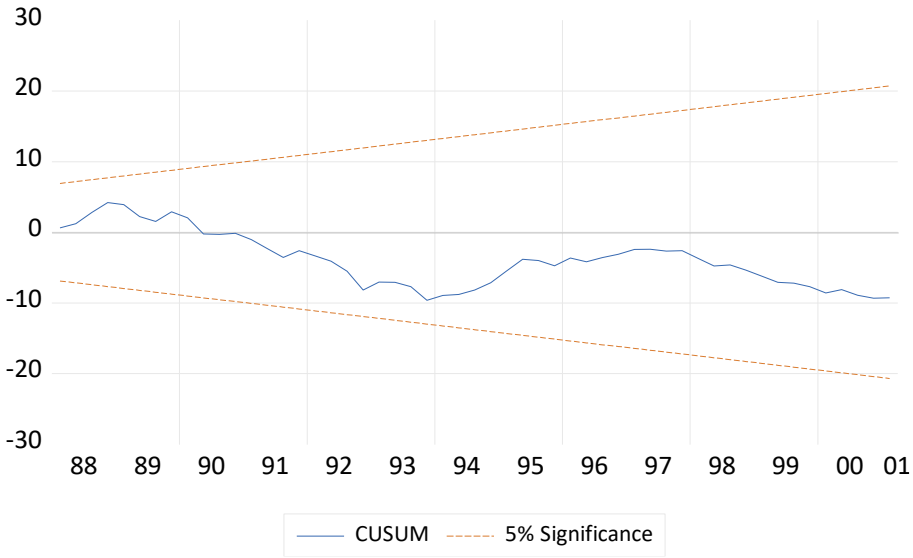
[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]



نمودار ۲. نتایج آزمون جارک- برا بر روی باقیمانده‌های مدل

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که از نمودار (۱) بر می‌آید، توزیع باقیمانده‌های مدل نرمال بوده و تصریح مدل صحیح است.



نمودار ۳. نتایج آزمون CUSUM

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نمودار فوق نیز در سطح معنی‌داری ۵ درصد هیچ‌گونه شکستی در داده‌ها و در نتیجه در ضرایب مدل رخ نداده است و عدم تقارن در نظر گرفته شده که مدل را به صورت غیرخطی در آورده توانسته است شکست‌های موجود در داده‌های اولیه را به خوبی توضیح دهد.
جدول (۵) و (۶) نیز به ترتیب نتایج آزمون‌های خودهمبستگی بروش- گادفری و ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهند.

جدول ۵. نتایج آزمون بروش-گادفری بر روی باقیمانده‌های مدل

آماره F	احتمال
۰/۲۲۳۹	۰/۸۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق، باقیمانده‌های مدل فاقد مشکل خودهمبستگی سریالی می‌باشند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

جدول ۶. نتایج آزمون اثر ARCH بر روی باقیمانده‌های مدل

آماره F	احتمال
۰/۴۰۱۳	۰/۵۲۸۸

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج آزمون اثر ARCH نیز باقیمانده‌های مدل واریانس همسان می‌باشند.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته، سیاست‌های پولی بر سطح اشتغال، تولید و بیکاری موثر است، اما میزان و جهت این اثرگذاری وابسته به شرایط اقتصادی کشور می‌تواند متغیر باشد. افزون بر آن، اثر یک ابزار پولی در حالت سیاست انقباضی ممکن است با حالت سیاست انبساطی آن در میزان آن اثر متفاوت باشد. در این راستا، این مطالعه به بررسی اثر پویای نامتقارن رشد نقدینگی بر نرخ بیکاری در قالب مدل NARDL در دوره فصلی از ۱۳۸۴:۲ تا ۱:۱۴۰۱ می‌پردازد. با این وجود، با توجه به این که در کشور سرعت رشد نقدینگی به عنوان نماینده سیاست پولی در اکثر مواقع مثبت بوده، لذا تغییرات سرعت یا شتاب آن مورد توجه این مطالعه واقع می‌شود.

بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که به طور میانگین نرخ بیکاری در دوره مورد بررسی در حدود ۱۱ درصد با نوسان ۱/۳ درصدی بوده است. حداکثر نرخ بیکاری تجربه شده ۱۴/۶ درصد و حداقل آن نیز ۸/۸ درصد می‌باشد. توزیع این متغیر در حوزه نرمال قرار می‌گیرد. رشد نقدینگی نیز در طی سال‌های مورد بررسی تنها یک بار منفی شده و در بقیه موارد رشدی توامان را تجربه نموده است که یکی از دلایل کاهش ارزش پول رخ داده در سال‌های اخیر و تورم‌های دو رقمی همین امر می‌تواند باشد. به طور متوسط رشد نقدینگی در طی سال‌های مورد بررسی این تحقیق در حدود ۶ درصد با نوسان ۲/۸ درصدی بوده است. حداکثر رشد نقدینگی تجربه شده در حدود ۱۵ درصد و حداقل آن نیز ۱- درصد می‌باشد. توزیع این متغیر در حوزه نرمال قرار می‌گیرد.

بر اساس نتیجه حاصل از اجماع آزمون‌های ریشه واحد متغیر نرخ بیکاری و رشد نقدینگی دارای ریشه واحد می‌باشند. به منظور یافتن نقاط شکست ساختاری احتمالی همزمان با بررسی مانایی نیز از آزمون ریشه واحد زیوت- اندروز استفاده شد. بر اساس آزمون والد وجود عدم تقارن در کوتاه‌مدت قابل بررسی بوده، اما در بلندمدت این عدم تقارن قابل تایید نیست. بنابراین، تحلیل محدود به دوره کوتاه‌مدت شده و قابل تعمیم به بلندمدت نیست.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

با عنایت به نتایج مدل NARDL بهینه انتخابی معیار شوارتز، بر اساس ضرایب کوتاه‌مدت، اثر افزایش رشد نقدینگی بر نرخ بیکاری دارای کشش مثبت بوده و از منظر آماری نیز معنی‌دار است. با این حال کشش مزبور چندان قوی نیست. این موضوع در حالت منفی نیز وجود دارد. اثر وقفه سوم کاهش رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت بر نرخ بیکاری دارای کشش منفی بسیار کم است که نشانگر کم‌کشش بودن نرخ بیکاری نسبت به اثر تغییرات منفی در رشد نقدینگی است. بر این اساس، یافته‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اثر کاهش و افزایش در رشد نقدینگی نامتقارن و کم‌کشش می‌باشد. در بلندمدت عدم تقارن اثرات رشد نقدینگی بر نرخ بیکاری قابل تایید نبوده و موضوعیت نخواهد داشت و عدم تقارن تنها در حالت کوتاه‌مدت برقرار است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

منابع

۱. امینی میلانی، مینو؛ علیپور، محمدصادق؛ محمودزاده، علیرضا (۱۴۰۰). ارزیابی سیاست‌های اشتغال در ایران. *دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۸(۱)، ۱۱۰-۸۳.

۲. حسین زاده، هدایت؛ اسمعیل زاده، فرحناز (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نامتقارن شوک‌های پولی بر اعتبارات بانکی طی ادوار تجاری (آزمون دیدگاه کینزین‌های جدید؛ مطالعه موردی ایران). نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی ۱۰(۳۴)، ۳۵-۵۵.

۳. خلیلی، فرزانه (۱۳۹۸). بررسی عوامل و سیاست‌های موثر بر اشتغال نیروی کار. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷(۲۷)، ۳۹۵-۳۷۲.

۴. دل‌انگیزان، سهراب؛ کریمی، محمدشریف؛ امیریانی، پرستو (۱۳۹۶). تاثیر سیاست‌های پولی بر بیکاری در شرایط نااطمینانی تورم، موردکاوی تجربی ایران ۹۰-۱۳۵۳. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۷(۱)، ۲۱-۱.

۵. رسولی، محمد؛ ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن؛ اصفهانیان، هما (۱۳۹۹). پیش‌بینی نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۵(۲)، ۳۲۱-۳۴۵.

6. Alvarez, F., Atkeson, A., & Kehoe, P. J. (2002). Money, interest rates, and exchange rates with endogenously segmented markets. *Journal of political Economy*, *110*(1), 73-112.
7. Arestis, P., & Sawyer, M. (2005). Aggregate demand, conflict and capacity in the inflationary process. *Cambridge Journal of Economics*, *29*(6), 959-974.
8. Arestis, P., Baddeley, M., & Sawyer, M. (2007). The relationship between capital stock, unemployment and wages in nine EMU countries. *Bulletin of Economic Research*, *59*(2), 125-148.
9. Ball, L., Mankiw , N. G., & Nordhaus, W. D. (1999). Aggregate demand and long-run unemployment. *Brookings papers on economic activity*, *1999*(2), 189-251.
10. Bean, C. (1989). Capital shortages and persistent unemployment. *Economic Policy*, *4*(8), 11-53.
11. Benazić, M., & Rami, J. (2016). Monetary policy and unemployment in Croatia. *Economic research-Ekonomska istraživanja, 29*(1), 1038-1049.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

12. Bertola, G., & Caballero, R. J. (1994). Irreversibility and aggregate investment. *The Review of Economic Studies, 61*(2), 223-246.
13. Blanchard, O. J., & Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER macroeconomics annual, 1*, 15-78.
14. Blanchard, O., & Wolfers, J. (2000). The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence. *The Economic Journal, 110*(462), 1-33.
15. Blinder, A. S. (2008). Keynesian economics. In: David R. Henderson (ed.). Concise Encyclopedia of Economics (2nd ed.). Indianapolis: Library of Economics and Liberty.
16. Bassanini, A., & Duval, R. (2006). Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. OECD Economics Department Working Papers No. 486. *OECD Publishing (NJ1).*
17. Cacciatore, M., & Ghironi, F. (2021). Trade, unemployment, and monetary policy. *Journal of International Economics, 132*, 1-66.
18. Carlin, W. & Soskice, D. (2006). Macroeconomics. Imperfections, Institutions & Policies. Oxford: Oxford University Press.
19. Dolado, J. J., & María Dolores, R. (2001). An empirical study of the cyclical effects of monetary policy in Spain (1977-1997). *Investigaciones Económicas, 25*(1), 3-30.
20. Fischer, S. (1979). Anticipations and the Nonneutrality of Money. *Journal of Political Economy, 87*(2), 225-252.
21. Fitoussi, J.-P., Jestaz, D., Phelps, E. S., Zoega, G., Blanchard, O., & Sims, C. A. (2000). Roots of the Recent Recoveries: Labor Reforms or Private Sector Forces? *Brookings Papers on Economic Activity, 2000*(1), 237-311.
22. Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review, 58*, 1-17.
23. Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1969). The Definition of Money: Net Wealth and Neutrality as Criteria. *Journal of Money, Credit and Banking, 1*(1), 1-14.
24. Fuerst, T. S. (1995). Monetary and financial interactions in the business cycle. *Journal of Money, Credit and Banking, 27*(4), 1321-1338.
25. Garcia, R., & Schaller, H. (2002). Are the effects of monetary policy asymmetric? *Economic inquiry, 40*(1), 102-119.
26. Hamano, M., & Zanetti, F. (2022). Monetary policy, firm heterogeneity, and product variety. *European Economic Review, 144*, 1-17.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

27. Hansen, G. D. (1985). Indivisible labor and the business cycle. *Journal of monetary Economics, 16*(3), 309-327.
28. Hein, E. (2004). Die NAIRU–eine post-keynesianische Interpretation. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention, 1*(1), 43-66.
29. Hein, E. (2006). Wage bargaining and monetary policy in a Kaleckian monetary distribution and growth model: trying to make sense of the NAIRU. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention, 3*(2), 305-329.
30. IMF. (2003). World Economic Outlook – Growth and Institutions. International Monetary Fund: Washington D.C.
31. Jorgenson, D. (1963). Papers and Proceedings of the Seventy-Fifth. *American economic review, 53*(2), 247-259.
32. King, R. G., & Watson, M. W. (1996). Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle. *The Review of Economics and Statistics, 78*(1), 35-53.
33. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica, 50*(6), 1345-1370.
34. Lavoie, M. (2006). A post-Keynesian amendment to the new consensus on monetary policy. *Metroeconomica, 57*(2), 165-192.
35. Layard, R., Nickell, S., & Jackman, R. (1991). Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford: Oxford University Press.
36. Lin, J. Y. (2011). New structural economics: A framework for rethinking development. *The World Bank Research Observer, 26*(2), 193-221.
37. Lo, M., & Piger, J. (2005). Is the response of output to monetary policy asymmetric? Evidence from a regime-switching coefficients model. *Journal of Money, credit and Banking, 37*(5), 865-886.
38. Lucas, R. E. (1975). An equilibrium model of the business cycle. *Journal of political economy, 83*(6), 1113-1144.
39. Mishkin, F. (1996). “The channels of monetary policy transmission: lessons for monetary policy”, NBER Working Paper, No. 5464.
40. Peersman, G. & Smets, F. (2001). Are the effects of monetary policy in the euro area greater in recessions than in booms? ECB Working Paper, No. 52.
41. Phelps, E. S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of political economy, 76*(4), 678-711.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

42. Romer, C. & Romer, D. (1994). “What Ends Recessions?”, NBER Macroeconomics Annual 1994, Cambridge (MA): MIT-Press.
43. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2009, May). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. In *International Conference on Applied Economics and Time Series Econometrics, Leeds University Business School UK*.
44. Stockhammer, E. (2004). Explaining European unemployment: testing the NAIRU hypothesis and a Keynesian approach. *International Review of Applied Economics, 18*(1), 3-23.
45. Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica, 33*(4), 671-684.
46. Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking, 1*(1), 15-29.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-02-12]