

تأثیر سیاست پولی بهینه بر نقدینگی و نابرابری توزیع درآمد

نوع مقاله: پژوهشی

امیر صبوری^۱
مهناز ربیعی^۲
فاطمه زندی^۳
بهرام شکوری^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۴

چکیده

هدف و زمینه: در سال‌های اخیر به دلیل وجود تحریم‌های شدید و موانع حاکم بر فروش نفت، افزایش نرخ ارز را به همراه داشته است و از طرف دیگر کاهش منابع ارزی موجب کاهش درآمدهای دولت گردیده و محدودیت درآمدهای ناشی از سیاست‌های مالی کفاف هزینه‌های دولت را نمی‌دهد و در نتیجه کسری بودجه باعث بروز مشکلات عدیده‌ای در نظام اقتصادی دولت را رقم زده است. تاکنون در داخل کشور تحقیق جامعی در زمینه تدوین مدل بهینه سیاست‌های پولی بروی نقدینگی و توزیع درآمد، صورت نگرفته است. بدین ترتیب در این مقاله سعی می‌گردد تأثیرات سیاست پولی بهینه بروی این متغیرها بررسی گردیده و شکاف پژوهشی موجود مرتفع گردد. بر این اساس هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی تأثیر سیاست پولی بهینه بر نقدینگی و نابرابری توزیع درآمد می‌باشد.

۱ دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
Amirsaboori5000@gmail.com
۲ استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Mahnaz.rabiei@yahoo.com
۳ استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
F.zandi1967@yahoo.com
۴ استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
Sh.b1253@gmail.com

روش: روش تحقیق حاضر کاربردی است. بازه زمانی تحقیق حاضر سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۸ بود. جهت برآورد مدل از مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده یا *ARDL* در فضای نرم‌افزار میکروفیت ۵ بهره گرفته شد.

یافته‌ها: سیاست‌های پولی بهینه تأثیر مثبت و معناداری بر روی تعدیل حجم نقدینگی دارد. سیاست‌های پولی بهینه تأثیر مثبت و معناداری بر روی برابری درآمد دارد.

نتیجه‌گیری: اساس نتایج مدل وضعیت نقدینگی و نابرابری درآمدی در طی دوره مورد بررسی بدتر شده است در نتیجه سیاست پولی در کشور از کارایی لازم برخوردار نبود است.

کلمات کلیدی: سیاست پولی بهینه؛ نقدینگی؛ نابرابری توزیع درآمد؛ *ARDL*

طبقه بندی *JEL*: B52, C41, C46

مقدمه

دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب همراه با توزیع عادلانه درآمد و نقدینگی مناسب مهم‌ترین اهداف اقتصادی هر کشوری را تشکیل می‌دهند؛ زیرا رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی به ترتیب، تصویری از تغییرات تولید کل و نوسانات اقتصاد کلان را منعکس می‌کنند. عوامل متعددی بر رشد اقتصادی همراه با نقدینگی و توزیع درآمد مناسب اثرگذار هستند. این عوامل از دو جنبه «خصوصیات فردی نیروی کار و ویژگی‌های متغیرهای کلان اقتصادی» قابل بررسی‌اند.

یکی از چالش‌های اقتصادهای امروزی گسترش نابرابری درآمد در آن‌ها است. در چند دهه اخیر، در اقتصادهای پیشرفته شکاف بین فقیر و غنی در بالاترین سطح خود بوده است. روند نابرابری در بازارهای نوظهور و کشورهای درحال توسعه با برخی کشورها که نابرابری را تجربه کرده‌اند، تفاوت محسوس دارد، اما وجود نابرابری فراگیر در دسترسی به آموزش، مراقبت‌های بهداشتی و امور مالی بیش‌تر مشاهده می‌شود (دابلا نوریس و همکاران، ۲۰۱۵). نابرابری توزیع درآمد منجر به بی‌عدالتی اقتصادی، فرصت نابرابر، بی‌ثباتی اجتماعی و همچنین بی‌ثباتی سیاسی می‌گردد (سولت، ۲۰۱۵). این امر به توسعه اجتماعی، اقتصادی و سیاسی کشور آسیب می‌رساند. در واقع در بسیاری از کشورها چگونگی بهبود توزیع درآمد تبدیل به یک چالش شده است (چو و لی، ۲۰۱۹). در ادبیات پیشین عواملی مانند پیشرفت تکنولوژی، عوامل جمعیتی، ساختار بازار نیروی کار و جهانی‌سازی به‌عنوان یکی از دلایل ایجاد نابرابری درآمد مطرح شده‌اند (فارگری و همکاران، ۲۰۱۸).

سطح برخورداری از سرمایه انسانی، نوع جنسیت، سن و مانند آن‌ها مثال‌های بارزی از خصوصیات فردی خانوارها هستند؛ همچنین سطح اشتغال، موجودی سرمایه، نقدینگی، میزان مخارج عمرانی دولت و غیره ویژگی‌های کلان اقتصادی را منعکس می‌کنند. در این بین، تکانه‌های پولی و مالی از طریق اثرگذاری بر متغیرهای اقتصاد کلان، نقدینگی و توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهند. تکانه‌های پولی و مالی به بروز نوسان در تولید اقتصادی منجر می‌شوند. نوسانات ایجاد شده تولید را از مسیر باثبات خود منحرف می‌کنند. در این حالت، تغییرات ایجاد شده در تولید منجر به تغییر نقدینگی و درآمد افراد کشور شده و نقدینگی و توزیع درآمد اقتصاد را با نوسان و تغییر مواجه می‌سازد؛ بنابراین، تکانه‌های پولی و مالی به صورت مستقیم از طریق تولید،

۱ Dabla-Norris et al

۲ Solt

۳ Chiu & Lee

۴ Furceri

رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ همچنین به صورت غیرمستقیم از طریق تغییر سهم درآمد افراد از تولید کل اقتصاد، نابرابری درآمدی را تغییر می‌دهند. در نتیجه به‌کارگیری سیاست‌های نامناسب پولی و تکانه‌های آن‌ها می‌توانند نابرابری درآمد افراد را افزایش داده و به کاهش رشد اقتصادی منجر شوند؛ لذا در این پژوهش تأثیر سیاست‌های پولی بهینه بر نابرابری درآمد و نقدینگی بررسی می‌گردد. تاکنون در مورد سیاست پولی بهینه پژوهش‌های اندکی در داخل کشور انجام شده است. همچنین تاکنون پژوهش تأثیر سیاست پولی بهینه را بر نقدینگی و نابرابری توزیع درآمد مورد بررسی قرار نداده است و این پژوهش از این جهت دارای نوآوری می‌باشد.

پیشینه پژوهش و مبانی نظری

نتایج پژوهش ابراهیمی و فرنقی (۱۳۹۵)؛ با استفاده از مدل‌های SVAR و مارکف سوئیچینگ و با به‌کارگیری داده‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ به بررسی عوامل اثرگذار بر نقدینگی بازار سهام نشان می‌دهد که، مدل SVAR شوک سیاست پولی انبساطی اثر مثبتی بر نقدینگی بازار سهام دارد؛ ولی سیاست مالی نمی‌تواند اثر مثبتی بر نقدینگی بازار سهام داشته باشد. به‌علاوه خروجی‌های مدل مارکف سوئیچینگ، سیاست‌های پولی در دوره‌های رونق نقد شوندگی بازار اثر مثبت و معنی‌داری دارد؛ همچنین در بین بازارهای موازی رشد نرخ سود بانکی بیش‌ترین اثر منفی را بر نقدینگی بازار سهام دارد و رشد نرخ ارز اثر معنی‌داری بر آن ندارد. به‌علاوه نرخ رشد قیمت مسکن اثر منفی ضعیفی بر نقدینگی بازار سهام دارد.

سرخوندی و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی با عنوان، تأثیر سیاست پولی بر نابرابری درآمد، به بررسی تأثیر سیاست پولی دولت بر توزیع درآمد با استفاده از حداقل مربعات معمولی پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فرضیه تأثیرپذیری توزیع درآمد از سیاست پولی تأیید می‌شود و از طریق افزایش توان تولید است که می‌توان فقر را کاهش داد. نتایج پژوهش اسدی خانوکی (۱۳۹۸)، با عنوان، تأثیر تکانه‌های ناشی از سیاست پولی و مالی بر شاخص نابرابری درآمد در ایران، نشان می‌دهد که، رابطه مثبت و معنادار میان سیاست پولی انبساطی و رشد نابرابری درآمدی میان دهک‌ها وجود دارد. از سوی دیگر با برآورد رابطه معکوس سهم دهک‌ها از ضریب جینی و نرخ مالیات، تکانه حاصل از سیاست مالی انقباضی و رشد نابرابری درآمدی میان دهک‌ها رابطه مثبت و معناداری دارد.

فطرس و معبودی (۱۳۹۵)؛ نیز در پژوهشی به بررسی اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش، توابع واکنش ضربه‌ای متغیرها حاکی‌اند تکانه پایه پولی و تکانه مخارج دولت از

طریق افزایش تولید کل، رشد اقتصادی را افزایش داده‌اند. تکانه مثبت پایه پولی و مخارج دولت نابرابری را افزایش داده‌اند. از سوی دیگر، تکانه بهره‌وری از طریق تأثیر بر تولید غیرنفتی رشد اقتصادی را افزایش داده است. تکانه درآمد نفتی از طریق تولید ناخالص داخلی رشد اقتصادی را افزایش داده است؛ همچنین، تکانه‌های بهره‌وری و درآمد نفت توزیع درآمد خانوارها را بدتر کرده‌اند. در نتیجه نابرابری درآمدی خانوارهای کشور افزایش یافته است.

نتایج پژوهش میچائو^۱ (۲۰۱۹)؛ نشان می‌دهد که با وجود یک منحنی فیلیپس سیاست پولی که در طی دام نقدینگی اجرا می‌شود می‌تواند برای جلوگیری از رکود کافی باشد. با توجه به سیاست‌های مالی، تداوم تورم برخی از پیش‌بینی هزینه‌های دولت از جمله کاهش نرخ بهره واقعی را برای شروع تورم توجیه می‌کند و میزان تحریک مالی بهینه میزان تداوم تورم را کاهش می‌دهد. اگر تداوم تورم ناشی از انتظارات انطباقی باشد سیاست پولی ناکارآمد است، درحالی‌که محرک بهینه مالی اثربخش است. نگوین^۲ و همکاران (۲۰۱۹)؛ در پژوهشی به بررسی تأثیر سیاست پولی بر نابرابری درآمد در کشور ویتنام در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج مدل اتو خود رگرسیون برداری نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی تأثیر کمی بر نابرابری درآمد دارند. علاوه بر سیاست‌های پولی، تورم، آموزش و بیکاری نیز تأثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمد دارد، درحالی‌که رشد اقتصادی تأثیر ناچیزی بر این متغیر دارد.

فارکری^۳ و همکاران (۲۰۱۸)؛ در پژوهشی به بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر نابرابری درآمد به این نتایج رسیدند که شوک‌های پولی انقباضی پولی به‌طور متوسط نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. اثرات نامتقارن سیاست باعث افزایش نابرابری بیشتر از کاهش آن می‌شود و به وضعیت چرخه تجارت بستگی دارد. درحالی‌که افزایش غیرمنتظره در نرخ سیاست باعث افزایش نابرابری می‌شود، تغییر در نرخ‌های سیاست ناشی از افزایش رشد و تورم با نابرابری کم‌تری همراه است.

آمپودیا^۴ و همکاران (۲۰۱۸)؛ در پژوهشی که به بررسی تأثیر سیاست پولی بر نابرابری درآمد خانوارها پرداختند. آن‌ها در این پژوهش نشان دادند که کانال درآمد غیرمستقیم از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، به‌ویژه برای خانواده‌هایی که دارایی نقدی اندکی دارند؛ بنابراین کانال درآمد غیرمستقیم عامل اصلی تغییر در میزان مصرف در سطح کل است. ممتاز و تئوفیلوپولو^۵ (۲۰۱۷)؛

^۱ Michau

^۲ Nguyen

^۳ Furceri

^۴ Ampudia

^۵ Mumtaz & Theophilopoulou

در پژوهشی به بررسی تأثیر سیاست پولی بر نابرابر در انگلیس پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد سیاست پولی انقباضی بر خانواده‌های کم درآمد و کم‌مصرف تأثیر منفی بیش‌تری دارد؛ همچنین سیاست پولی انقباضی در افزایش نابرابری نسبت به رکود اقتصادی نقش دارد. برگر و بومان^۱ (۲۰۱۷)؛ در پژوهشی به بررسی تعامل بین ایجاد نقدینگی بانکی (شامل کلیه فعالیت‌های بانکی و خارج از ترازنامه)، سیاست پولی و بحران‌های مالی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد (۱) ایجاد نقدینگی بالا (نسبت به روند) - به‌ویژه ایجاد نقدینگی خارج از ترازنامه - به پیش‌بینی بحران کمک می‌کند. (۲) سیاست‌های پولی از نظر آماری دارای اثرات قابل‌توجهی بر نقدینگی است؛ اما از نظر اقتصادی تأثیر اندکی در ایجاد نقدینگی دارد و این اثرات حتی در هنگام بحران‌های مالی ضعیف‌تر هستند. (۳) سیاست‌های پولی تأثیرات بسیار کمی در ایجاد نقدینگی بانکی متوسط و بزرگ در هر دو زمان عادی و بحران دارد.

ابزار اصلی سیاست پولی بانک‌های مرکزی برای کنترل عرضه پول، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت است و انتقال تصمیمات سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد از طریق کانال اعتبار، کانال نرخ ارز و کانال ثروت بوده که بحران جهانی، این مکانیزم را مختل کرد (صندوق بین‌المللی پول^۲، ۲۰۱۳: ۵ و هالتوم و ولمن^۳، ۲۰۱۲: ۱). تغییر نرخ بهره کوتاه‌مدت بانک مرکزی از طریق تأثیرگذاری بر دیگر انواع نرخ‌های بهره مانند نرخ بهره وام مسکن، نرخ بهره وام خودرو و نرخ بهره وام کسب‌وکار، بر تصمیمات مربوط به مخارج پس‌انداز عوامل خصوصی و همچنین بر انتظارات در مورد آینده اقتصاد، اثر می‌گذارد (جویس و همکاران^۴، ۲۰۰۷: ۵۲).

صاحب‌نظران اقتصادی در چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی و ارزی بر متغیرهای اقتصادی (به‌رغم تحولاتی که در شیوه نگرش به مسائل اقتصاد کلان در چند دهه اخیر رخ داده است) اختلاف‌نظر دارند (استین^۵، ۲۰۱۴: ۱). نگرشی و اتکای کینزی‌ها، نئوکینزی‌ها و پساکینزی‌ها، به سیاست‌های پولی و ارزی کاملاً متفاوت از طرز تلقی کلاسیک‌ها، نئوکلاسیک‌ها و کلاسیک‌های جدید است (تریشت^۶، ۲۰۱۳: ۲۲۸). به طور کلی تداوم فعالیت‌های بنگاه‌های اقتصادی تا میزان زیادی به مدیریت منابع کوتاه‌مدت آن بستگی دارد؛ زیرا فعالیت‌های عملیاتی در یک دوره عادی که معمولاً سالانه است به شناخت نقدینگی و مدیریت مطلوب آن مربوط می‌شود. به طوری که از این

^۱ Berger & Bouwman

^۲ IMF

^۳ Haltom and Wolman

^۴ Joyce et al

^۵ Stein

^۶ Trichet

طریق نتایج مورد انتظار تحقق یابد و امکان تداوم فعالیت در بلندمدت فراهم شود (رابینسون و سنسوری، ۲۰۱۶).

سیاست پولی از طریق کانال‌های اقتصادی اثر مثبتی بر متغیرهای کلان دارد. از همه مهم‌تر، بیکاری را کاهش می‌دهد که بیش‌ترین سود را برای خانواده‌های فقیر دارد. همان‌طور که این نظرات متفاوت نشان می‌دهد، تأثیر سیاست پولی (متعارف و غیرمتعارف) بر نابرابری دشوار است. زیرا بسیاری از کانال‌های انتقال وجود دارد. به‌عنوان مثال، سیاست پولی انبساطی می‌تواند نابرابری را از طریق تأثیر آن بر قیمت دارایی و تورم افزایش دهد. در مورد قیمت دارایی‌ها، اثر دقیق به ترکیب درآمد خانوار و تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌های مختلف (به‌عنوان مثال قیمت خانه در برابر سهام)، بستگی دارد (فارکری^۲ و همکاران، ۲۰۱۸). مهم‌ترین اهداف سیاست‌های کلان اقتصادی به صورت عام و سیاست‌های پولی، تثبیت قیمت‌ها، رشد اقتصادی و میزان رضایت‌کننده اشتغال است. تحقق این اهداف به‌طور مستقیم برای سیاست‌گذاران قابل‌دستیابی نیست؛ بنابراین آشنایی با اهداف میانی و ابزارهای متناسب ضروری است. در خصوص سیاست پولی موضوع انتخاب هدف میانی در اکثر موارد در انتخاب بین کنترل نرخ سود و عرضه پول خلاصه می‌شود.

فریدمن استدلال می‌کند که یک سیاست پولی بهینه شامل انقباض مداوم عرضه پول با نرخ کافی است، به‌طوری‌که نرخ سود اسمی صفر باشد. ایده اصلی فریدمن این است که نرخ بهره اسمی مثبت مردم را تشویق می‌کند تا وجه نقد کم‌تری نگهداری کنند و در نتیجه رفاه کاهش یابد. در اغلب مدل‌های پولی، پیروی از یک سیاست پولی که نرخ بهره اسمی صفر را کسب می‌کند، بهینه است (اکیول^۳، ۲۰۰۴). به‌طور کلی گسترش سیاست‌های پولی با کاهش هزینه‌های معاملات و هزینه سرمایه، نقدینگی بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد (آنه^۴، ۲۰۱۹).

استخراج یک مسیر بهینه سیاست پولی (در اینجا حجم پول)، نیازمند بهره‌گیری از یک تابع زیان تعریف شده برای بانک مرکزی، و یک مدل ساختاری کلان می‌باشد. لازم به ذکر است قاعده بهینه سیاست پولی کاملاً به چگونگی تعریف اجزاء فوق‌الذکر حساس می‌باشد. نتایج ناشی از حل مسئله بهینه یابی تابع زیان مقام پولی نشان می‌دهد که در یک فرآیند بهینه، رشد اقتصادی باید مبتنی بر برآیند رشد، هدف‌گذاری شود و کاهش شکاف درآمدی، به صورت توأمان باشد؛ همچنین، در ساختار فعلی اقتصاد، مقام پولی نمی‌تواند به‌تنهایی ضامن تحقق اهداف رشد اقتصادی، توأمان با

^۱ Robinson & Sensory

^۲ Furceri

^۳ Akyol

^۴ Anh

کاهش شکاف درآمدها و کاهش شکاف بیکاری باشد؛ بنابراین حرکت به سمت تقویت بیش‌تر بازارهای مالی و ارتباط آن با سیاست‌های پولی ضروری است. نتایج ناشی از حل مسئله بهینه یابی تابع زیان مقام پولی نشان می‌دهد که در یک فرآیند بهینه، رشد اقتصادی باید مبتنی بر برآیند رشد، هدف‌گذاری شود و کاهش شکاف درآمدی، به صورت توأمان باشد؛ همچنین، در ساختار فعلی اقتصاد، مقام پولی نمی‌تواند به‌تنهایی ضامن تحقق اهداف رشد اقتصادی، توأمان با کاهش شکاف درآمدها و کاهش شکاف بیکاری باشد؛ بنابراین حرکت به سمت تقویت بیش‌تر بازارهای مالی و ارتباط آن با سیاست‌های پولی ضروری است. برخلاف مطالعات انجام شده در سایر کشورها که نرخ بهره به‌عنوان ابزار بانک مرکزی برای قاعده سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود، در اقتصاد ایران با توجه به قانون بانکداری بدون ربا، و در این مطالعه، نرخ رشد حجم نقدینگی به‌عنوان متغیر کنترل و ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. بر اساس مبانی نظری و تجربی ارائه شده در تحقیق حاضر فرضیات تحقیق به شرح ذیل هستند:

سیاست‌های پولی بهینه تأثیر مثبت و معناداری بروی تعدیل حجم نقدینگی دارد.

سیاست‌های پولی بهینه تأثیر مثبت و معناداری بر روی برابری درآمد دارد.

روش تحقیق

پژوهش حاضر از حیث هدف، کاربردی و از حیث روش گردآوری اطلاعات، از نوع تحقیقات توصیفی - همبستگی است. با توجه به فرضیات تحقیق می‌توان متغیرهای زیر را برای مدل تحقیق معرفی نمود.

Liq: حجم نقدینگی کشور در سال t .

BInc: برابری درآمد که با استفاده از ضریب جینی در سال t محاسبه می‌شود.

Ir: نرخ بهره که برابر است با نرخ سود تسهیلات در سال t .

در ادامه به معرفی روش برآورد تحقیق که روش **ARDL** می‌باشد پرداخته خواهد شد.

استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایان‌پذیری متغیرها است؛ اما بررسی‌های انجام یافته در این زمینه، نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها نا پایا هستند. این مسئله ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شده و اعتماد نسبت به ضرایب برآورد شده را از بین ببرد؛ بنابراین، طبق نظریه همجمعی در اقتصادسنجی مدرن، ضروری است از روش‌هایی در برآورد هنگام استفاده از سری‌های زمانی، استفاده شود که به مسئله پایایی و همجمعی توجه داشته باشند.

در روش ARDL برای هر یک از متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز-بیزین، آکائیک و حنان کوئین، وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود (پهلوانی و همکاران، ۱۳۸۶: ۱۰۱). این روش روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها- که در روش انگل-گرنجر ضروری است- نیازی نیست. متدلوژی ARDL در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ باشند، باهم قابل کاربرد است. نرم‌افزار مورد استفاده برای برآورد مدل ARDL مایکروفیت می‌باشد.

به‌طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه (۱)، وارد شوند.

$$(1) \quad Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده خود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۱)، در نظر بگیرد.

$$(2) \quad \phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و w_t برداری $S \times 1$ است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) می‌باشد. الگوی فوق یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$(3) \quad \phi(L, P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$(4) \quad b_i(L, q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \dots + b_{iq}L^q \quad i=1, 2, \dots, k$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک^۱ (AIC)، شوارتز-بیزین^۲ (SBC)، حنان-کوئین^۳ (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده^۴ تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کم‌تر از ۱۰۰، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، تا

^۱ Akaike Criter

^۲ Schwarz Criter

^۳ Hannan-Quinn Criter

^۴ R-Bar Squared

درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران، ۱۹۹۶). برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L, q_i)}{1 - \hat{\phi}(L, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p}, i = 1, 2, \dots, k \quad (5)$$

از رابطه (۵)، مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندر^۲ (۱۹۹۳)، نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خوبی برخوردار است؛ بنابراین به کمک θ_i می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد.

برآورد مدل

قبل از برآورد مدل ابتدا آمار توصیفی و مانایی داده‌های تحقیق بررسی شده و در نهایت اقدام به برآورد مدل خواهیم نمود. در جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای تحقیق شامل میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی متغیرهای تحقیق ارائه شده‌اند:

جدول شماره ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| نماد | نام متغیر | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|-------------|--------------------|---------|--------|--------|--------|--------------|-------|--------|
| Liq | حجم نقدینگی | ۲۸۴،۳۵ | ۲۴۷،۱۰ | ۳۷۲،۸ | ۳۰،۸ | ۱۴۰،۳ | ۰،۱۵۶ | ۲،۱۶۹ |
| BInc | برابری درآمد | ۰،۵ | ۴،۶ | ۷،۸ | ۳،۵ | ۰،۱۴ | ۰،۳۹۶ | ۱،۷۴۶ |
| GDP | تولید ناخالص داخلی | ۱۰۹۲۵ | ۹۵۸۷ | ۱۶۴۲۹ | ۶۱۱۱ | ۲۱۴،۶۵ | ۰،۰۰۳ | ۲،۰۵۸ |
| Exp | صادرات | ۳۲۵،۵۸ | ۳۹۲،۵۶ | ۴۷۱،۵۲ | ۱۵۲،۲۳ | ۱۵،۶۹ | ۰،۴۴۵ | ۱،۶۰۸ |

^۱ Pesaran

^۲ Inder

منابع: یافته‌های پژوهش

برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته با عرض از مبدأ و روند و بدون عرض از مبدأ و روند استفاده می‌کنیم که نتایج آزمون بدون و با عرض از مبدأ و روند در جدول زیر قابل‌رؤیت است:

جدول شماره ۲: بررسی ایستایی متغیرها

| متغیر | شرایط ایستایی | آماره t | ارزش احتمال | نتیجه |
|-------|---|---------|-------------|-------|
| Liq | عرض از مبدأ و روند | -۴,۹۶۶ | ۰,۰۰۴ | ایستا |
| BInc | عرض از مبدأ | -۳,۴۲۶ | ۰,۰۰۶ | ایستا |
| GDP | با عرض از مبدأ و یک‌بار تفاضل‌گیری | -۵,۳۱۴ | ۰,۰۰۰ | ایستا |
| Exp | بدون عرض از مبدأ و روند و یک‌بار تفاضل‌گیری | -۲,۰۵۸ | ۰,۰۴۰ | ایستا |

منابع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که مشخص می‌باشد متغیرهای نقدینگی، برابری درآمد، نرخ بهره، تورم، نرخ ارز و سیاست پولی در سطح ایستا می‌باشند و سه متغیر تولید ناخالص داخلی و صادرات با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند.

فرضیه اول: بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بهینه بر تعدیل حجم نقدینگی

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر نشان می‌دهد که در مدل برآورد تأثیر سیاست‌های پولی بهینه بر تعدیل حجم نقدینگی، تنها متغیرهای حجم نقدینگی و سیاست پولی در سطح ایستا می‌باشند و باقی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند و یا به عبارت دیگر هم انباشته از مرتبه‌ی اول می‌باشند.

بر اساس یک رابطه‌ی خود همبستگی با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشند، به دست می‌آید علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک از اریب کم‌تر و کارایی بیش‌تر برخوردار خواهد بود. از دیگر مزایای استفاده از روش مذکور، به دست آوردن برآوردهای سازگار از ضرایب بلندمدت بدون توجه به هم انباشتگی از مرحله‌ی اول و یا صفر بودن متغیرها است. استفاده از روش OLS در برآورد رابطه‌ی بلندمدت برای نمونه‌های با حجم کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. بنرگی و ایندر با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو نشان

داده‌اند که در نمونه‌های کوچک تورش برآورد ممکن است قابل توجه باشد؛ بنابراین باید الگوی برآورد شود که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند. مدل زیر را برای برآورد تأثیر سیاست‌های پولی بهینه بر تعدیل حجم نقدینگی با استفاده از روش ARDL برآورد می‌کنیم، در ابتدا رابطه‌ی کوتاه‌مدت را تخمین می‌زنیم و سپس رابطه‌ی بلندمدت را در صورت امکان برآورد می‌نماییم.

$$Liq_t = \alpha_0 + \alpha_1 Mpo_t + \alpha_2 GDP_t + \alpha_3 Exp_t + \varepsilon_{at}$$

به‌منظور برآورد رابطه کوتاه‌مدت یا پویا میان متغیرها ابتدا باید به‌وسیله یکی از چهار معیار ضریب تعیین تعدیل شده، آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین تعداد بهینه وقفه‌های مدل را مشخص نمود. در تحقیق حاضر برای پیدا کردن وقفه‌ی بهینه از معیار بیزین-شوارتز استفاده می‌کنیم؛ زیرا که این معیار وقفه‌ی بهینه‌ی کم‌تری را پیشنهاد می‌کند و لذا درجه‌ی آزادی کم‌تری از دست می‌رود. در ابتدا چند مدل ARDL با وقفه‌های متفاوت را تخمین می‌زنیم و سپس هر مدلی که کم‌ترین معیار اطلاعاتی شوارتز را داشت را انتخاب می‌کنیم. وقفه‌ی بهینه برای متغیرها در مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیع شده، توسط نرم‌افزار $ARDL(1,0,0,0)$ ، Microfit انتخاب شد که نتایج آن در جدول زیر قابل‌رویت است:

جدول شماره ۳: برآورد رابطه کوتاه‌مدت

| متغیر | ضریب | آماره t | ارزش احتمال |
|----------------|-------|---------|-------------|
| Liq(-1) | ۰,۴۹۳ | ۵,۱۶۱ | ۰,۰۰۰ |
| Mpo | ۰,۳۴۷ | ۳,۹۹۸ | ۰,۰۰۳ |
| GDP | ۰,۲۵۷ | ۳,۷۴۳ | ۰,۰۱۱ |
| Exp | ۰,۳۸۱ | ۲,۱۷۳ | ۰,۰۴۶ |
| روند | ۰,۵۵۷ | ۱,۶۶۵ | ۰,۱۱۷ |

منابع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی تأثیر معنی‌داری در سطح ۹۵٪ بر حجم نقدینگی دارد؛ همچنین تأثیر وقفه‌ی اول نقدینگی بر مقدار جاری آن در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر سیاست‌های پولی حجم نقدینگی را تعدیل می‌نماید.

تولید ناخالص داخلی بر حج نقدینگی تأثیر معنادار دارد و این تأثیر نیز به صورت مستقیم و مثبت می‌باشد. صادرات بر حجم نقدینگی تأثیر معنادار دارد و این تأثیر نیز مثبت می‌باشد. متغیر روند نیز در سطح ۹۵٪ معنی‌دار نمی‌باشند. ضریب تعیین مدل برآورد شده برابر با ۹۷٪ می‌باشد؛

بنابراین مدل توانایی توضیح ۹۷٪ تغییرات حجم نقدینگی را دارد. آماره آزمون F مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب مدل برابر با ۱۰۳,۸۲۴ می‌باشد که با ارزش احتمال ۰,۰۰۰ در سطح ۹۹٪ صفر بودن تمام ضرایب و در نتیجه بی‌معنی بودن مدل را رد می‌کند. حال برای حصول اطمینان از نتایج مدل برآورد شده لازم است که به بررسی فروض کلاسیک پرداخته شود، در ادامه به بررسی این فروض می‌پردازیم:

جدول شماره ۴: آزمون‌های صحت برازش مدل

| آزمون | مقدار آماره X^2 | ارزش احتمال |
|-------------------------|-------------------|-------------|
| همبستگی سریالی | ۱,۶۵۷ | ۰,۱۹۸ |
| شکل تبعی صحیح مدل | ۲,۴۴۷ | ۰,۰۸۲ |
| توزیع نرمال پسماندها | ۰,۸۸۸ | ۰,۶۴۱ |
| واریانس همسانی پسماندها | ۲,۱۰۴ | ۰,۱۴۷ |

منابع: یافته‌های پژوهش

برای تشخیص همگرایی بلندمدت، مقدار آماره t را می‌توان با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه نمود. فرضیه صفر و مقابل برای تشخیص همگرایی بلندمدت در مدل، به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

فرض صفر بیان می‌کند که همگرایی بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد و فرض مقابل بیان می‌کند که همگرایی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. کمیت آماره t برای آزمون فرضیه وجود همگرایی بلندمدت، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p s_{\hat{\alpha}_i}}$$

در رابطه‌ی بالا α_i برابر ضریب وقفه‌های متغیر وابسته در سمت راست معادله است و S_{α} برابر انحراف معیار وقفه‌ی متغیر وابسته در سمت راست معادله می‌باشد. اگر آماره t محاسبه شده در رابطه‌ی بالا از مقدار کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بیش‌تر باشد،

فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد می‌شود. مقدار آماره‌ی t بنرجی و دولادو برای مدل بالا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{0.493-1}{0.111} = -4.567$$

کمیت جدول برابر با ۳,۲۸ - می‌باشد؛ لذا با توجه به بیش‌تر بودن ضریب محاسباتی، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی همگرایی بین متغیرها در بلندمدت در سطح ۹۵٪ رد می‌شود. به عبارتی بین متغیرها در بلندمدت رابطه‌ی همگرایی وجود دارد. پس از آزمون و حصول اطمینان از وجود رابطه‌ی بلندمدت آن را تخمین می‌زنیم که نتایج تخمین رابطه‌ی بلندمدت در جدول زیر ارائه شده است:

جدول شماره ۵: برآورد رابطه بلندمدت مصرف برق

| متغیر | ضریب | آماره t | ارزش احتمال |
|-------|-------|-----------|-------------|
| Mpo | ۰,۸۶۰ | ۲,۷۲۰ | ۰,۰۱۲ |
| GDP | ۱,۲۴ | ۲,۳۳۰ | ۰,۰۳۴ |
| Exp | ۱,۳۵۷ | ۳,۵۷۵ | ۰,۰۰۴ |

منابع : یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی بر حجم نقدینگی در بلندمدت تأثیر معنادار دارد و این تأثیر نیز به صورت مستقیم و مثبت می‌باشد. تولید ناخالص داخلی در بلندمدت تأثیر معنی‌داری در سطح ۹۵٪ بر حجم نقدینگی دارد. صادرات بر حجم نقدینگی در بلندمدت تأثیر معنادار دارد و این تأثیر نیز مثبت می‌باشد. متغیر روند نیز در سطح ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشند.

ویژگی مهم این مدل، آن است که مشخصات داده‌ها را قبل از انتخاب فن‌های تخمین مدل کاملاً مورد آزمون قرار می‌دهد به‌علاوه ساختار وقفه‌ها بر اساس فرآیند تولید داده‌ها برای متغیرها انتخاب می‌شوند نه بر اساس تئوری‌های اقتصادی. مدل تصحیح خطا اطلاعات مربوط به هر دو خواص کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل را با عدم تعادل در فرآیند تعدیل بلندمدت نشان می‌دهد. هنگامی که هم انباشتگی وجود ندارد با هر شوکی که باعث ایجاد عدم تعادل شود، یک فرآیند تعادلی پویا این عدم تعادل را برای رسیدن به تعادل بلندمدت به تدریج از بین می‌برد. مدل تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرهای مدل را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد؛ همچنین این آزمون تغییرات متغیر وابسته را به خطای تعادل دوره قبل مرتبط می‌سازد. ضریب ECM نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت به‌منظور رسیدن به بلندمدت تعدیل

می‌گردد. مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی بلندمدت از روش خود رگرسیونی برآورد شده است. ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا در مدل‌های برازش شده برابر ۳۰۶/۰- نشان می‌دهد در هر سال ۳۰ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه مزبور در دوره بعد تعدیل می‌شود.

با توجه به نتایج برآورد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده می‌توان بیان نمود که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری در سطح ۹۵٪ بر تعدیل حجم نقدینگی دارد، به عبارت دیگر با افزایش یک واحد در سیاست‌های پولی (افزایش یک واحدی عرضه پول)، حجم نقدینگی در کوتاه‌مدت به میزان ۰,۳۴۷ واحد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر فرضیه صفر آزمون t انجام شده در خلال برآورد مدل اول در کوتاه‌مدت دلالت بر بی‌تأثیری متغیر مستقل یعنی سیاست‌های پولی بهینه بر متغیر وابسته یعنی حجم نقدینگی داشت. حال چنانچه در مدل برآورد شده ارزش احتمال به دست آمده برای متغیر سیاست‌های پولی بهینه کوچک‌تر از ۰,۰۵ باشد می‌توان بیان نمود که فرض صفر آزمون t رد شده و متغیر سیاست‌های پولی بهینه تأثیر معناداری بر حجم نقدینگی دارد. به عبارت دیگر مقدار آماره t متغیر سیاست‌های پولی بهینه برای آزمون فرضیه اول و در کوتاه‌مدت از ۱,۹۶ بیش‌تر است و در سطح ۹۵٪ تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بهینه بر حجم نقدینگی در کوتاه‌مدت پذیرفته می‌شود، همچنین مقدار ارزش احتمال آزمون نیز کم‌تر از ۰,۰۵ حد آستانه‌ای برای رد فرضیه صفر می‌باشد. فرضیه مورد تأیید قرار گرفته است، به عبارتی، سیاست‌های پولی بهینه بر حجم نقدینگی تأثیر دارد. این تأثیرگذاری به صورت مستقیم می‌باشد.

فرضیه دوم: سیاست‌های پولی بهینه تأثیر مثبت و معناداری بر روی برابری درآمد دارد.

مدل زیر را برای بررسی فرضیه فوق با استفاده از روش ARDL برآورد می‌کنیم، در ابتدا رابطه‌ی کوتاه‌مدت را تخمین می‌زنیم و سپس رابطه‌ی بلندمدت را در صورت امکان برآورد می‌نماییم:

$$IncB_t = \alpha_0 + \alpha_1 Mpo_t + \alpha_2 GDP_t + \alpha_3 Exp_t + \varepsilon_{it}$$

جدول شماره ۶: برآورد رابطه کوتاه‌مدت

| متغیر | ضریب | آماره t | ارزش احتمال |
|-----------------|--------|-----------|-------------|
| BInc(-1) | ۰,۱۰۴ | ۳,۸۹۸ | ۰,۰۰۱ |
| Mpo | -۰,۰۷۸ | -۱,۸۸۰ | ۰,۰۷۳ |
| GDP | -۰,۲۷۱ | -۴,۰۰۴ | ۰,۰۰۴ |
| GDP(-1) | -۰,۵۵۲ | -۲,۶۶۴ | ۰,۰۴۷ |

| | | | |
|-------|--------|--------|-------------|
| ۰,۰۰۵ | -۳,۱۳۰ | -۰,۵۰۷ | Exp |
| ۰,۰۰۰ | ۰,۸۴۶ | ۲,۱۴۷ | روند |

منابع : یافته‌های پژوهش

به منظور برآورد رابطه کوتاه مدت یا پویا میان متغیرها ابتدا باید بوسیله یکی از چهار معیار ضریب تعیین تعدیل شده، آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین تعداد بهینه وقفه های مدل را مشخص نمود. در تحقیق حاضر برای پیدا کردن وقفه ی بهینه از معیار بیزین-شوارتز استفاده شد. در ابتدا چند مدل ARDL با وقفه های متفاوت را تخمین می زنیم و سپس هر مدلی که کمترین معیار اطلاعاتی شوارتز را داشت را انتخاب می کنیم.

جدول شماره ۷: آزمون‌های صحت برازش مدل

| ارزش احتمال | مقدار آماره ی X^2 | آزمون |
|-------------|---------------------|-------------------------|
| ۰,۲۳۵ | ۱,۴۰۱ | همبستگی سریالی |
| ۰,۰۶۸ | ۲,۹۶۸ | شکل تبعی صحیح مدل |
| ۰,۰۵۱ | ۷,۶۳۵ | توزیع نرمال پسماندها |
| ۰,۱۱۵ | ۲,۵۲۲ | واریانس همسانی پسماندها |

منابع : یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج برآورد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده می‌توان بیان نمود که سیاست‌های پولی بهینه در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری در سطح ۹۵٪ بر ضریب جینی ندارد و افزایش عرضه پول موجب افزایش ضریب جینی و نابرابری درآمد نمی‌شود اما در بلندمدت افزایش عرضه پول یا افزایش سیاست‌های پولی بهینه موجب کاهش ضریب جینی یا افزایش برابری درآمد می‌شود، به عبارت دیگر با افزایش یک واحد در سیاست‌های پولی بهینه، ضریب جینی در بلندمدت به میزان ۰,۱۱۴ واحد کاهش می‌یابد.

جدول شماره ۸: برآورد رابطه بلندمدت

| ارزش احتمال | آماره t | ضریب | متغیر |
|-------------|-----------|--------|------------|
| ۰,۰۱۶ | -۳,۵۲۲ | -۰,۱۱۴ | Mpo |
| ۰,۰۰۱ | -۴,۰۴۲ | -۱,۷۹۱ | GDP |
| ۰,۰۰۰ | ۵,۳۲۶ | ۰,۳۶۵ | Exp |

منابع : یافته‌های پژوهش

فرضیه‌ی صفر آزمون t انجام شده در خلال برآورد مدل در بلندمدت دلالت بر بی‌تأثیری متغیر مستقل یعنی سیاست‌های پولی بهینه بر متغیر وابسته یعنی برابری درآمد داشت. حال چنانچه در مدل برآورد شده ارزش احتمال به‌دست‌آمده برای متغیر سیاست‌های پولی بهینه کوچک‌تر از ۰.۰۵ باشد می‌توان بیان نمود که فرض صفر آزمون t رد شده و متغیر سیاست‌های پولی بهینه تأثیر معناداری بر برابری درآمد در بلندمدت دارد. به‌عبارت‌دیگر مقدار آماره t متغیر سیاست‌های پولی بهینه برای آزمون فرضیه دوم و در بلندمدت از ۱,۹۶ بیش‌تر است و در سطح ۹۵٪ تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بهینه بر برابری درآمد در بلندمدت می‌شود، همچنین مقدار ارزش احتمال آزمون نیز کم‌تر از ۰,۰۵ حد آستانه‌ای برای رد فرضیه صفر می‌باشد. این فرضیه در بلندمدت مورد تأیید قرار گرفته است.

نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تولید ناخالص داخلی و صادرات نیز موجب افزایش نقدینگی در سطح کشور می‌شود. از سوی دیگر در بلندمدت نیز این رابطه برقرار می‌باشد که این امر اگر با افزایش تولید در داخل کشور همراه باشد موجب رفاه و رشد اقتصادی می‌شود و اگر بدون افزایش تولید باشد تنها موجب تورم در اقتصاد می‌شود. سیاست‌های پولی بهینه بر برابری درآمد در بلندمدت تأثیر دارد. این تأثیرگذاری در بلندمدت نیز به صورت معکوس می‌باشد یعنی با افزایش سیاست‌های پولی بهینه، ضریب جینی کاهش و برابری درآمد افزایش پیدا می‌کند. عرضه پول بیش‌تر در بلندمدت موجب افزایش دادوستد و تولید بیش‌تر در کشور می‌شود و در پی آن با افزایش اشتغال و تخصصی شدن کارها، توزیع درآمد به نحو عادلانه‌تری صورت می‌گیرد. بانک مرکزی در اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی بایستی اهداف بلندمدت و کوتاه‌مدت را نیز مدنظر داشته باشد. چراکه اتخاذ یک سیاست در کوتاه‌مدت می‌تواند اثرات منفی بزرگی بر اقتصاد داشته باشد و در بلندمدت از اثرات منفی کاسته شده و اثرات جانبی مثبتی بر اقتصاد داشته باشد، همان‌گونه که مشاهده شد سیاست انقباضی در کوتاه‌مدت تأثیر کمتری بر اقتصاد دارد ولی در بلندمدت این تأثیر بزرگ‌تر شده و به میزان بیش‌تری از تورم، برابری درآمد، نرخ بهره و نقدینگی می‌کاهد، لذا اتخاذ سیاست‌های انقباضی پولی گرچه در کوتاه‌مدت ممکن است موجب بروز رکود شود ولی در بلندمدت اثرات کنترل تورمی بیش‌تری خواهد داشت، ضمن اینکه اثرات جانبی آن نیز قابل بررسی می‌باشد.

منابع

۱. ابراهیمی، سجاد، قرنقی، الهام (۱۳۹۵). عوامل مؤثر بر نقدبستگی سهام با تأکید بر سیاست‌های پولی و مالی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴ (۷۷)، ۷-۳۶.
۲. اسدی خانوکی، احد (۱۳۹۸). تأثیر تکانه‌های ناشی از سیاست پولی و مالی بر شاخص نابرابری درآمد در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، دانشکده مدیریت و اقتصاد.
۳. پهلوانی، مصیب؛ ده مرده، نظر؛ حسینی، سید مهدی (۱۳۸۶). تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL، اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی)، دوره ۴، شماره ۱۴؛ ۱۲۰-۱۰۱.
۴. سرخوندی، مهناز سرخوندی (۱۴۰۰). تأثیر سیاست پولی بر نابرابری درآمد، پایان‌نامه دکتری تخصصی، رشته علوم اقتصادی - اقتصاد پولی، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی.
۵. فطرس، محمد حسن، معبودی، رضا (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا، مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵ (۱۹)، ۵۹-۸۳.
6. Akyol, A. (2004). Optimal monetary policy in an economy with incomplete markets and idiosyncratic risk. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1245-1269.
7. Ampudia, M., Georgarakos, D., Slacalek, J., Tristani, O., Vermeulen, P., & Violante, G. (2018). Monetary policy and household inequality.
8. Anh, D. T. Q. (2019, January). The Effects of Macroeconomic Policies on Equity Market Liquidity: Empirical Evidence in Vietnam. In *International Econometric Conference of Vietnam* (pp. 968-981). Springer, Cham.
9. Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2017). Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises. *Journal of Financial Stability*, 30, 139-155.
10. Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 93, 1-18.
11. Dabla-Norris, M. E., Kochhar, M. K., Suphaphiphat, M. N., Ricka, M. F., & Tsounta, E. (2015). Causes and consequences of income inequality: A global perspective. *International Monetary Fund*.
12. Furceri, D., Loungani, P., & Zdzienicka, A. (2018). The effects of monetary policy shocks on inequality. *Journal of International Money and Finance*, 85, 168-186.
13. Haltom, Renee and Alexander Wolman, (2012), "A citizen's Guide to unconventional monetary policy", The Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Brief 12-12.

14. IMF, (2013), "Unconventional monetary policies, recent experience and prospects", April-Gauti Eggertsson and Michael Woodford, "Policy options in a liquidity trap", *American Economic Review*, Vol.94, No.2
15. Inder, B. (1993). "Estimating Long-run Relation Shipping Economics: A Comparison Different Approaches", *Journal of Econometrics*, Vol., PP.
16. Michau, J. B. (2019). Monetary and fiscal policy in a liquidity trap with inflation persistence. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 100, 1-28.
17. Mumtaz, H., & Theophilopoulou, A. (2017). The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis. *European Economic Review*, 98, 410-423.
18. Nguyen, N. T., Vu, H. N., & Le, T. H. (2019, January). Impacts of Monetary Policy on Inequality: The Case of Vietnam. In *International Econometric Conference of Vietnam* (pp. 463-476). Springer, Cham.
19. Pesaran, M. H. (1996). "Macroeconomic Policy in an oil-Exporting Economy with Foreign Controls", *Economica*, Vol.51, pp.507-520.
20. Robinson, D. T., & Sensoy, B. A. (2016). Cyclical, performance measurement, and cash flow liquidity in private equity. *Journal of Financial Economics*, 122(3), 521-543.
21. Solt, F. (2015). Economic inequality and nonviolent protest. *Social Science Quarterly*, 96(5), 1314-1327.
22. Stein, Jeremy (2014). "Incorporating Financial Stability Considerations into a Monetary Policy Framework," Speech delivered at the International Research Forum on Monetary Policy, Washington, D.C., March 21, 2014.
23. Trichet, Jean-Claude, (2013), "Unconventional monetary policy Paper Series No. 318. *Economic Review*, Vol.94, No.2.

