فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
شماره پانزدهم
پاییز ۱۳۹۱

ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران

رویا آل‌عمران[۱]
سیدعلی آل‌عمران[۲]

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۱/۳/۱۳

چکیده

هدف پژوهش حاضر، ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران، در فاصله‌ی زمانی فصلی ۱۳۷۸:۳ تا ۱۳۸۷:۲ است. در همین راستا برای استخراج شاخص بی‌ثباتی از مدل گارچ[۱] استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که مدیریت و برنامه‌ریزی بانک مرکزی در کنترل میزان حجم نقدینگی برای اعمال سیاست پولی، از اوایل سال ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ رو به بهبود نهاده و به‌کارگیری برنامه‌ریزی-های سازماندهی‌شده و مناسب بانک مرکزی در تعیین میزان حجم نقدینگی در سال‌های پایانی دوره منجر به کاهش بی‌ثباتی حجم نقدینگی و میل آن به سمت یک میزان باثبات و بهینه شده است.

واژه‌های کلیدی: بانک مرکزی، حجم نقدینگی، بی ثباتی، مدل گارچ.

۱- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز (مسئول مکاتبات) re_aleemran@yahoo.com
۲- کارشناس ارشد علوم اقتصادی و عضو باشگاه پژوهشگران جوان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی و اعتباری بخشی از سیاست‌های اقتصادی هر کشور را تشکیل می دهد که از طریق آن مقامات پولی کشور تلاش می‌کنند در چارچوب هماهنگ با سایر سیاست‌های اقتصادی، عرضه‌ی پول را به نحوی کنترل کنند که متناسب با اهداف آن کشور باشد. نقش اصلی سیاست‌های پولی، تنظیم و کنترل حجم نقدینگی هماهنگ با رشد امکانات تولیدی آن کشور بوده و مقامات پولی هر کشور می‌توانند با استفاده از این ابزار، کنترل جریان نقدینگی جامعه را به‌دست گرفته و با هدایت صحیح آن به سمت سرمایه-گذاری در بخش مولد، بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی تاثیر بگذارند. در ادبیات اقتصادی کشور-های پیشرفته، نقش سیاست‌های پولی با ملایم‌کردن چرخه‌های اقتصادی همراه بوده و در مقابل، نقش آن در کشورهای در حال توسعه، با گسترش رشد اقتصادی و توسعه پیوند خورده است. علاوه بر این سیاست‌های پولی و تغییرات نقدینگی، ابزار مهمی در دست سیاستمداران برای بهبود شاخص‌های اقتصادی است. ولی با این وجود، همانند شوکی است که گاهی به همراه خود مشکلاتی مثل تورم-های شدید را به همراه می‌آورد و در بخش متغیرهای واقعی، مشکلاتی را فراهم می‌کند (آل-عمران، ۱۳۹۰).

هدف پژوهش حاضر، ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران در فاصله فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ است. تا شواهد لازم جهت پاسخ به سئوال پژوهش یعنی: آیا مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی ایران در طی دوره مورد بررسی، رو به بهبود است؟ ارائه شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در تعریف پول (یا حجم پول در اقتصاد کلان) اغلب گفته می‌شود که پول عبارت است از آن چیزی که در داد و ستد و مبادله مورد قبول عموم افراد جامعه باشد. از آنجا که اغلب در داد و ستد یا اسکناس به‌کار برده می‌شود یا از چک استفاده می-شود، این تعریف رایج‌ترین تعریف پول در اقتصاد کلان می‌باشد. تعریف دیگری که گاهی اوقات برای پول در اقتصاد کلان ذکر می‌شود، علاوه بر اسکناس و سپرده‌های دیداری مردم شامل سپرده-های مدت‌دار و پس‌انداز (که به آن‌ها شبه‌پول نیز گفته می‌شود) نیز هست که تعریف گسترده پول یا حجم نقدینگی نامیده می شود (رحمانی، ۱۳۸۰، ۲۰۷-۲۰۸).

دیدگاه‌های مختلف مطروحه در باب خنثایی پول با توجه به مفروضاتی که زیر بنای فکری هر یک از مکاتب اقتصاد کلان را تشکیل داده است، دارای تفاوت های قابل توجهی با یکدیگر می‌باشد (حق گشا، ۱۳۸۵). بنابر نظریات مکتب کلاسیک، پول در بلندمدت خنثی بوده و گردش آن در اقتصاد تاثیری بر روی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد ندارد. این مکتب با اعتقاد به وجود دوگانگی در اقتصاد و جدایی بخش‌های حقیقی و اسمی، سیاست‌های پولی را به طور کامل خنثی می‌داند. به این ترتیب پول در مکتب کلاسیک خنثی بوده و فقط تاثیرات خود را در بخش اسمی اقتصاد تخلیه می‌کند. به‌طور کلی کینزین‌ها، در رابطه با تقاضای پول و گرایش نگهداری آن سه

نوع انگیزه شامل انگیزه‌ی معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی را معرفی کرده و مورد آخر را برخوردار از نقشی عمده در انتقال اثر سیاست‌های پولی به بخش حقیقی عنوان می‌کنند. در این انتقال، حجم اسمی پول با وجود قیمت‌های تغییرنیافته قادر است نرخ بهره‌ی اسمی را کاهش دهد و بدین ترتیب مخارج سرمایه‌گذاری و سپس مخارج کل را تحریک نماید. به این طریق درآمد حقیقی افزایش خواهد یافت. با این حال از آنجا که کینزین‌ها به پول به عنوان وسیله‌ای جهت انجام مبادلات و سفته‌بازی می‌نگرند، پس سیاست‌های پولی را به جهت وجود تقاضای سفته‌بازی کشش‌پذیر برای پول و هم‌چنین کشش‌ناپذیری تابع سرمایه‌گذاری نسبت به تغییرات نرخ بهره چندان موثر نمی‌شمارند. در حقیقت در این مکتب مخالفتی نسبت به اثرگذاری سیاست پولی در بخش حقیقی اقتصاد وجود ندارد. اما از آنجا که مکانیسم انتقال اثرگذاری پول بر تولید از طریق کانال نرخ بهره مشخص می‌شود و بنا به نظر کینزی‌ها در این کانال تاثیرگذاری، موانعی در بازار پول و سرمایه‌گذاری وجود دارد (همچون کشش‌ناپذیری سرمایه‌گذاری و دام نقدینگی)، بنابراین این مکتب برای پول نقش قابل توجهی قایل نیست. همچنین، اقتصاددانان مکتب پولی با اعتقاد به شکل‌گیری انتظارات به صورت تطبیقی معتقدند سیاست‌های پولی در کوتاه مدت بر سطح تولید و سایر متغیرهای حقیقی اثر گذار است. ولی در بلندمدت پول را خنثی معرفی می‌نمایند. بر اساس نظریات این گروه منحنی عرضه‌ی کوتاه‌مدت، صعودی و منحنی عرضه‌ی بلندمدت، عمودی است. در مکتب کلاسیک‌های جدید با اعتقاد به شکل‌گیری انتظارات به‌صورت عقلایی معتقدند، سیاست‌های پولی نه تنها در بلندمدت بلکه در کوتاه‌مدت نیز بر تولید و سایر متغیرهای حقیقی اثر ندارد. به عبارتی این گروه بین منحنی عرضه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایزی قایل نمی‌شوند. بر اساس نظریات این گروه، سیاست‌های پولی پیش‌بینی‌نشده تنها در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اثر گذار است و در بلندمدت خنثی است. در مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی همانند کلاسیک‌ها معتقداند متغیرهای اسمی نمی‌تواند بر روی متغیرهای حقیقی تاثیرگذار باشد و نوسانات در عوامل حقیقی فقط می‌توانند به وسیله‌ی تغییرات واقعی در اقتصاد توضیح داده شود. مکتب کینزین‌های جدید به رغم اعتقاد به شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی، معتقد به اثرگذاری سیاست‌های پولی است. این مکتب وجود چسبندگی‌های دستمزد و قیمت را علت اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد می‌دانند. در مکتب اطریشی که به شدت مخالف مداخلات دولتی در اقتصاد می باشد، پول را متغیری درون‌زا نسبت به تولید و نه اثرگذار بر آن در نظر می‌گیرد. به عبارت دیگر این مکتب افزایش حجم پول را (بنا به افزایش تقاضای وام) نه اثرگذار بر سطح تولید و بلکه پاسخی به تولید افزایش‌یافته و نیاز به پول بیشتر در افراد و سرمایه‌گذاران در نظر می‌گیرد. بدین ترتیب این مکتب نیز اعمال سیاست‌های پولی را راه حلی برای افزایش سطح تولید در نظر نمی‌گیرد.

گزیده‌ای از پیشینه‌ی تحقیقات انجام یافته در خصوص موضوع پژوهش عبارت است از:

اندرسن و جردن[۲] (۱۹۶۸)، در پژوهشی به منظور بررسی و مقایسه‌ی آثار سیاست‌های پولی و مالی بر روی فعالیت‌های اقتصادی از یک سیستم معادلات ساختاری اقتصاد استفاده نموده و از آن به

یک معادله به شکل تبدیل‌یافته رسیده‌اند که به معادله‌ی اندرسن‌جردن معروف است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که سیاست پولی تاثیر بیشتری بر درآمد ملی داشته و بهتر قابل پیش‌بینی است.

فریدمن[3] (۱۹۷۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «نظریات جدید در مدل سنت لوئیس از دیدگاه مانیتاریست» با به‌کارگیری داده‌های اسمی و فصلی، به مقایسه آثار سیاست پولی و مالی بر اقتصاد آمریکا با استفاده از معادله‌ای که حالت خاصی از معادله سنت لوئیس می‌باشد، پرداخته است. نتایج برآورد دوره‌ی اول حاکی از آن است که سیاست پولی کارآتر از سیاست مالی به نظر می‌رسد، اما نتایج دوره‌های دوم و سوم متفاوت است.

میشکین[4] (۱۹۸۲)، در پژوهشی با عنوان «آیا سیاست‌های پولی پیش‌بینی‌شده مهم‌اند؟» به این نتیجه رسیده است که سسیاست‌های پیش‌بینی‌نشده فقط با سیکل‌های تجاری ارتباط دارد اما رشد پیش‌بینی‌شده پول در کوتاه‌مدت بر متغیر واقعی تولید اثر می‌گذارد.

کنه و وست[5] (۱۹۹۱)، در پژوهشی با استفاده از مدل VAR به تحلیل آثار سیاست پولی بر تقاضا و عرضه‌ی کل در ژاپن برای سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۹۰، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که عرضه‌ی پول به طور نسبی اثر کمی در تغییرات تولید واقعی داشته است.

کرایلوا[6] (۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «کانال اعتباری سیاست پولی» به این نتیجه رسیده است که در هنگام به‌کارگیری سیاست پولی انقباضی، سپرده‌های بانکی کاهش و به تبع آن اعتبارات بانکی کاهش می یابد و با کاهش اعتبارات بانکی، سرمایه‌گذاری کاهش‌یافته و تولید واقعی دچار افت می‌شود.

سنگنول و تربک[7] (۲۰۰۵)، در پژوهشی با عنوان «تاثیر سیاست‌های پولی در وام‌دهی بانک‌ها در ترکیه» به بررسی این سوال که آیا سیاست‌های پولی انقباضی، عرضه‌ی وام‌دهی بانکی را کاهش می‌دهد؟، پرداختند. آنان با کمک‌گیری از مطالعات کاشیاپ و استین[8] (۲۰۰۰)، به این نتیجه رسیدند که که کاهش پول حتما عرضه‌ی وام‌دهی بانکی در ترکیه را کاهش می‌دهد.

نوراحمد و هستام شاه[9] (۲۰۰۵)، در پژوهشی با استفاده از مدل VAR به بررسی اثرگذاری سیاست پولی بر درآمد واقعی و سطح عمومی قیمت‌ها در پاکستان پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که سطح عمومی قیمت‌ها در شش ماه اول خیلی کم به سیاست پولی عکس‌العمل نشان می‌دهد ولی به طور معنی‌دار و ماندگار بعد از شش ماه کاهش می‌یابد. تولید یک عکس‌العمل U شکل دارد و ابتدا بعد از هفت ماه کاهش می‌یابد و سپس بعد از ۱۲ ماه افزایش می‌یابد. بانک‌ها نقش مهمی در واگذاری اعتبارات به بخش خصوصی داشته که آن نیز مخارج کل را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

سبحانی (۱۳۷۵)، در پژوهشی به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از معادله‌ی سنت لوئیس پرداخته است. نتایج حاکی از آن بوده است که در اقتصاد ایران به طور مطلق تعیین سیاستی که از درجه‌ی اولویت بیشتری برخوردار باشد امکان‌پذیر نیست. اما بر اساس اهداف مشخص می‌توان سیاست مناسب را انتخاب نمود.

تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای با عنوان «متغیرهای پولی و مالی و آزمون خنثایی پول» خنثایی یا ناخنثایی سیاست های پولی و مالی (پیش‌بینی‌شده و نشده) و هم‌چنین آزمون فرضیه‌ی

انتظارات عقلایی را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۲ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست پولی پیش‌بینی‌شده و نشده، خنثی ولی سیاست‌های مالی پیش‌بینی‌شده دارای آثار مثبت و معنی‌دار بر سطح تولید حقیقی می‌باشد.

شیرین‌بخش (۱۳۸۴)، در پژوهشی با استفاده از مدل VAR به بررسی تاثیر سیاست پولی بر اشتغال و سرمایه‌گذاری پرداخته است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که واکنش دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال به تکانه‌ی ناشی از متغیرهای سیاست پولی فاقد اعتبار آماری است.

منجذب (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در ایران» اثربخشی حجم پول را بر تولید و تورم مورد آزمون قرار داده است. نتایج پژوهش، خنثی بودن پول در بلندمدت را تایید کرده است. هم‌چنین، وجود توهم پولی در مدل به تایید رسیده و نیز مدل‌های کینزی در برابر مدل‌های کلاسیکی و هم‌چنین وجود شرایط کینزی در اقتصاد ایران تایید شده است.

۳- معرفی متغیر و روش تخمین

برای استخراج نتایج ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی، روند بی‌ثباتی حجم نقدینگی تعیین‌شده توسط بانک مرکزی ایران در فاصله‌ی فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ به‌دست آورده خواهد شد. افزایش بی‌ثباتی در روند حجم نقدینگی، نشانگر ضعیف‌بودن و بی‌ثبات‌بودن مدیریت بانک مرکزی در تعیین میزان حجم نقدینگی برای اعمال سیاست پولی بوده و کاهش بی‌ثباتی در روند حجم نقدینگی، نشانگر بهبود مدیریت بانک مرکزی در تعیین میزان حجم نقدینگی برای اعمال سیاست پولی می‌باشد.

متغیر حجم نقدینگی با نام (LM) به کار برده شده و برای استخراج شاخص بی‌ثباتی از مدل گارچ[10] استفاده شده است. مدل خود رگرسیونی تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس (گارچ) توسط بالرسلو[11] (۱۹۸۶) معرفی شده است. ساده‌ترین حالت مدل گارچ به‌صورت مدل GARCH(1,1)می‌باشد. در این حالت روابط ۱ و ۲ را خواهیم داشت. اگر روابط ۱ و ۲ بسط داده شود به روابط ۳ و ۴ تبدیل خواهد شد. شرط لازم برای پایایی این روابط این است که هرکدام از ضرایب، مثبت بوده و شرط کافی نیز این است که مجموع ضرایب ε_{t-i}^2 و h_{t-i} کوچک‌تر از یک باشد. در این حالت رابطه‌ی ۵ به دست می‌آید (اندرسن، ۲۰۰۴).

فرمول (۱)
$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

فرمول (۲)
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1}$$
$$\alpha_0, q > 0 \quad \alpha_i, \gamma_j, p \succ 0,$$
$$i = 1,2,...,q \quad , \quad j = 1,2,...,p$$

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j < 1$$

فرمول (۳)
$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

فرمول (۴)
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j h_{t-j}$$

آمار و اطلاعات متغیر حجم نقدینگی به صورت سری زمانی فصلی(۱۳۷۸:۳- ۱۳۸۷:۲) از بانک اطلاعات سری های زمانی بانک مرکزی ایران استخراج شده است. به منظور برآورد شاخص بی-ثباتی، ابتدا پایایی متغیر حجم نقدینگی با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفته است. سپس با استفاده از روش باکس جنکینز[۱۲]، مدل ARIMA پیش‌بینی‌کننده‌ی رفتار متغیر حجم نقدینگی از فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ تخمین زده شده است. در مرحله‌ی بعدی، وجود و یا عدم وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی شده و با شرط این‌که مدل ARIMA به‌دست آمده فاقد خود همبستگی و دارای ناهمسانی واریانس باشد، در نهایت به استخراج بی ثباتی متغیر مورد نظر با استفاده از تکنیک گارچ پرداخته شده است.

۴- نتایج پژوهش

۴-۱- بررسی پایایی

به منظور بررسی پایایی و وجود ریشه‌ی واحد از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته[۱۳] استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 و به عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود. جدول ۱. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته مربوط به متغیر حجم نقدینگی را در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد. ملاحظه می شود در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر حجم نقدینگی، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون[۱۴] در سطح خطای ۵ درصد کمتر بوده بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تایید قرار گرفته و متغیر حجم نقدینگی، ناپایا در سطح می شود. اما در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر حجم نقدینگی، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک-کینون در سطح خطای ۵ درصد بیشتر بوده بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد ردشده و متغیر حجم نقدینگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول (I_1) می‌باشد.

۴-۲- تخمین مدل ARIMA پیش بینی کننده رفتار حجم نقدینگی

برای تخمین شاخص بی‌ثباتی با استفاده از رویکرد گارچ، ابتدا لازم است تا مدل ARIMA برای متغیر حجم نقدینگی تخمین زده شود. با توجه به این‌که متغیر حجم نقدینگی پایا از مرتبه‌ی یک می‌باشد، از حالت تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر برای مدلسازی استفاده شده است.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیر حجم نقدینگی با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۰/۷۰	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۸۶
حجم نقدینگی (LM)	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۴	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۶۰

با توجه به نمودار همبستگی‌نگار[15] متغیر حجم نقدینگی، بهترین مدل ARIMA برای متغیر حجم نقدینگی که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(3, 1, 2) می‌باشد که معادله‌ی آن در فرمول ۶. نشان داده شده است. در این معادله برای آزمون خود-همبستگی‌های سریالی از آزمون بریوش‌گادفری[16] و آزمون ریشه‌های معکوس[17] و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ[18] استفاده شده است.

فرمول (۶)

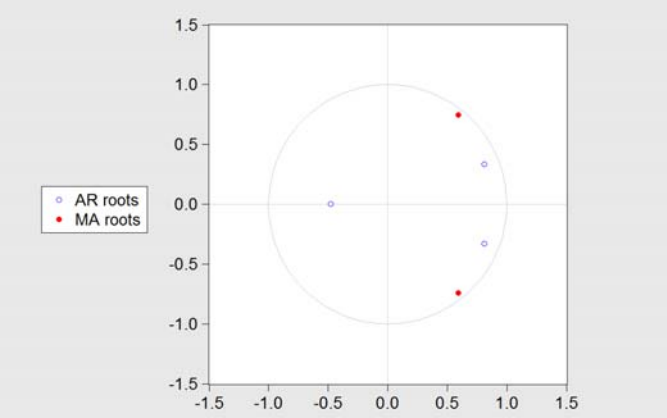
$$DLM = 40699/16 + 1/15\ DLM(-1) - 0/36\ DLM(-3) - 1/18\ \varepsilon_{t-1} + 0/90\ \varepsilon_{t-2}$$
(t= 2/69) (t=7/75) (t=-2/39) (t=-27/58) (t=25/64)

جدول ۲ نتایج آزمون بریوش‌گادفری و نمودار ۱ نتایج آزمون ریشه‌های معکوس برای تشخیص وجود خودهمبستگی‌های سریالی و جدول ۳ نتایج آزمون آرچ برای تشخیص وجود ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۲ نشان می-دهد، در هر دو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم، مقادیر احتمال مربوط به آماره-های F و nr^2 [19] بیشتر از ۰/۰۵ بوده و نشانگر کمتربودن مقدار آماره‌ی F بدست آمده، از F جدول و هم‌چنین کمتربودن مقدار آماره‌ی nr^2، از χ^2 جدول می‌باشد. به همین منظور، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی، در هردو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم مورد تایید قرار می‌گیرد. برای آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی اول سریالی، مقدار F جدول برابر F(1,26) و مقدار χ^2 جدول برابر $\chi^2_{(1)}$ بوده و برای آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم سریالی، مقدار F جدول برابر F(2,25) و مقدار χ^2 جدول برابر $\chi^2_{(2)}$ می باشد.

با استفاده از نمودار ریشه‌های معکوس نیز می-توان دریافت که بین پسماندهای مدل وابستگی وجود دارد یا نه. همانطور که در نمودار ۱. ملاحظه می‌شود، ریشه‌های معکوس در درون دایره‌ی واحد قرار گرفته و بیانگر عدم وجود وابستگی بین پسماندهای مدل ARIMA(3, 1, 2) می‌باشد.

جدول ۲- بررسی وجود خود همبستگی های سریالی با استفاده از آزمون بریوش گادفری

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون	
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۰/۶۴۰۶	۰/۲۲۳۱	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی اول
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۰/۶۰۱۹	۰/۲۷۲۲	nr^2	
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۰/۸۴۶۱	۰/۱۶۸۲	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۰/۸۰۸۶	۰/۴۲۴۸	nr^2	



نمودار ۱- آزمون ریشه‌های معکوس

جدول ۳- بررسی وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون	
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۳۴	۵/۸۲	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس

نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس توسط آزمون ARCH در جدول ۳. نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F به‌دست آمده کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد که نشانگر بیشتربودن آماره‌ی F به‌دست آمده، از F جدول برابر F(1,29) و رد فرضیه‌ی H_0 مبنی بر همسانی واریانس و تایید وجود ناهمسانی واریانس در مدل ARIMA(3,1,2) می‌باشد.

همچنین نتایج مربوط به آزمون پایایی مربوط به سطح جمله‌ی اخلال مدل ARIMA(3,1,2)، توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در جدول ۴. نشان می‌دهد که قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد ردشده و جمله‌ی اخلال مدل ARIMA(3,1,2)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، پایا در سطح بوده و بیانگر درستی تصریح مدل ARIMA فوق می‌باشد.

جدول ۴- بررسی پایایی جمله اخلال مدل ARIMA، با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

تفاضل مرتبه‌ی اول		سطح		نام متغیر
-۴/۱۲	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۰	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	
-۱/۹۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	جمله‌ی اخلال

۳-۴- تخمین معادله واریانس شرطی

مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی حجم نقدینگی، تخمین معادله‌ی واریانس شرطی جمله‌ی اخلال با شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. نتایج به‌دست آمده از تخمین معادله‌ی واریانس شرطی با استفاده از مدل گارچ مطابق فرمول ۷ می باشد. در معادله‌ی ۷ درجات آرچ و گارچ بهینه، بر اساس مقادیر آکاییک و شوارز[۲۰] و با شرط برقراری شرط لازم و کافی برای پایای ضعیف بودن مدل گارچ انتخاب شده‌است. با توجه به اینکه معادله واریانس شرطی ایجاد شده از درجات {ARCH=0, GARCH=1}، دارای کمترین معیار آکاییک (۲۳/۱۶) و شوارز (۲۳/۴۸) و همچنین تامین‌کننده شرط لازم و کافی برای پایای ضعیف بودن مدل گارچ می‌باشد. به همین منظور در فرمول ۷ از درجات زیر استفاده شده است.

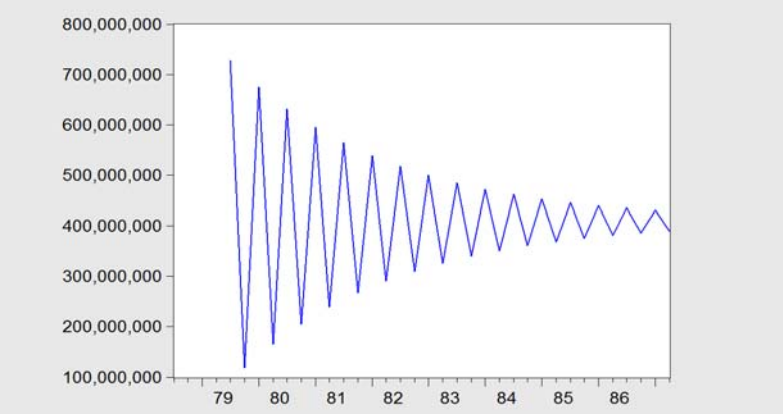
{ARCH=0 , GARCH=1}

(z = 3/89) (z = 8/20)

۴-۴- برآورد شاخص بی‌ثباتی

بعد از این‌که معادله واریانس شرطی ۷ برآورد شد، شاخص بی‌ثباتی از این معادله استخراج شده است. در نمودار ۲ روند بی‌ثباتی حجم نقدینگی در فاصله‌ی فصل سوم سال ۷۸ تا فصل دوم سال ۸۷ نمایش داده می شود. ملاحظه می‌شود متغیر حجم نقدینگی، بیشترین میزان بی‌ثباتی را در سال‌های ابتدایی دوره‌ی مورد بررسی تجربه نموده است. تا این‌که میزان بی‌ثباتی متغیر مذکور رفته‌رفته رو به کاهش نموده و به سمت یک میزان باثبات در سال‌های پایان دوره، همگرایی یافته است.

کاهش بی‌ثباتی متغیر حجم نقدینگی و همگرایی آن به سمت یک میزان باثبات در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷، نشانگر این می‌باشد که مدیریت و برنامه‌ریزی بانک مرکزی ایران در تعیین میزان حجم نقدینگی برای اعمال سیاست پولی، از اوایل سال ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ رو به بهبود نهاده و به‌کارگیری برنامه‌ریزی‌های سازماندهی‌شده و مناسب بانک مرکزی ایران در تعیین میزان حجم نقدینگی در سال‌های پایانی دوره منجر به کاهش بی‌ثباتی حجم نقدینگی و میل آن به سمت یک میزان باثبات و بهینه شده است.



نمودار ۲- روند بی‌ثباتی حجم نقدینگی

۵- نتیجه گیری و بحث

نتایج به دست آمده مبنی بر تایید وجود بهبود در مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی ایران در طی دوره ی مورد بررسی می باشد و حاکی از آن است که مدیریت و برنامه ریزی بانک مرکزی در کنترل میزان حجم نقدینگی برای اعمال سیاست پولی، از اوایل سال ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ رو به بهبود نهاده و بکارگیری برنامه ریزی های سازماندهی شده و مناسب بانک مرکزی در تعیین میزان حجم نقدینگی در سال های پایانی دوره منجربه کاهش بی ثباتی حجم نقدینگی و میل آن به سمت یک میزان باثبات و بهینه گردیده است.

فهرست منابع

۱) آل‌عمران، سیدعلی (۱۳۹۰)، «بررسی تاثیر بی ثباتی سیاست پولی بر روی بازدهی کل بورس در ایران»، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز

۲) تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، افسانه‌ی شفیعی، «متغیر های پولی و مالی و آزمون خنثایی پول»، فصلنامه‌ی پژوهش‌های بازرگانی، شماره‌ی ۳۵، صص ۱۲۵-۱۵۲.

۳) حق‌گشا، پروین (۱۳۸۵)، «بررسی تاثیر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی واقعی در اقتصاد ایران»، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز.

۴) رحمانی، تیمور (۱۳۸۰)، «اقتصاد کلان»، جلد دوم، تهران، انتشارات برادران، چاپ هفتم.

۵) سبحانی، محمدباقر (۱۳۷۵)، «بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از معادله‌ی سنت لوئیس»، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

۶) شیرین‌بخش، شمس ا... (۱۳۸۴)، «اثرات سیاست پولی بر اشتغال و سرمایه‌گذاری»، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی اقتصادی، سال پنجم، شماره‌ی چهارم.

۷) منجذب، محمدرضا (۱۳۸۵)، «تحلیلی بر اثر بخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، شماره‌ی سوم، صص ۱-۱۶.

8) Anderson, Leonall C., and Jerry L. Jordan (1968), "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization". Available at: http:// research.stlouisfed.org/publications/review/

9) Friedman, Benjamin M. (1977), "Even The St.louis Model Now Believes in L.Stein, ed., Monetarism", Vol.1, Studies in Monetary Economics. Available at: http:// research.stlouisfed.org/publications/review/

10) Kashyap, A.K. and J.C. Stein (2000), "What do million observation on banks say about the transmission of monetary policy?" American Economic Review, 90(3): 407-428.

11) Kenneth, D. West (1991), "Aggregate demand- Aggregate supply Analysis of Japanese monetary policy", NBER working papers.

12) Krylova, E. (2002), "The Credit Channel of Monetary policy", Institute for Advanced Studies.

13) Mishkin, Fredric. S. (1982), "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation", Journal of Political Economy, Vol 90: 22-51.

14) Noor Ahmad, Hastam shah (2005), "Transmission Mechanism of Monetary policy in Pakistan". Available at: http://www.sbp.org.pk.

15) Sengonul, A. and Thorbecke, W. (2005), "The effect of monetary policy on bank lending in Turkey", Applied Financial Economics, 1(15): 931-934

یادداشت‌ها

1. Anderson & Jordan
2. Friedman
3. Mishkin
4. Kenneth & West
5. Krylova
6. Sengonul & Thorbeck
7. Kashyap & Stein
8. Noor Ahmed & Hastamshah
9. Generalized Auto Regressive Heteroscsdasticity
10. Bollerslev
11. Box-Jenkins methodology
12. Augmented Dickey-Fuller Test
13. Mackinnon
14. Correlogram
15. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
16. Inverse Roots
17. ARCH
18. obs*R-squared
19. Akaike & Schwarz