

بررسی نقش سیاست پولی و اهرم مالی بر ثبات مالی در اقتصاد ایران*

علیرضا عرفانی^{*۱}

آزاده طالب بیدختی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۰۹

چکیده

در این مطالعه علاوه بر بررسی نقش سیاست پولی بر دستیابی به اهداف متداول سیاستی ثبات تورم و ثبات تولید، به بررسی نقش آن و نیز نقش اهرم مالی بر بهبود ثبات مالی از طریق کنترل نرخ رشد اعتبارات اعطایی بانکی می‌پردازیم. برای این منظور ابتدا با استفاده از مدل چرخشی مارکف به برآورد قاعده سیاستی پرداخته شد که در آن نرخ رشد پایه پولی در واکنش به شکاف تورم و شکاف تولید تعدیل می‌شود. نتایج نشان داد که بانک مرکزی بیشتر به دنبال دستیابی به هدف ثبات اقتصادی از طریق اعمال سیاست پولی انبساطی بوده است؛ به طوری که دستیابی به این هدف از پایداری و دوام بالاتری نسبت به هدف ثبات تورم در طی دوره زمانی مورد مطالعه در اقتصاد ایران برخوردار می‌باشد. در ادامه، یک قاعده سیاستی برآورد می‌شود که در آن نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (به عنوان معیار ثبات مالی)، در واکنش به شوک سیاست پولی و اهرم مالی (نسبت بدهی بخش خصوصی به تولید) تعدیل می‌شود. نتایج نشان داد که در طی سال‌های تحت مطالعه، از شاخص اهرم مالی به عنوان شاخص احتیاطی برای مقابله با ریسک سیستماتیک و دستیابی به ثبات مالی استفاده نشده است؛ به طوری که علی‌رغم بدتر شدن وضعیت ترازنامه کارآفرینان از طریق افزایش بدهی بخش خصوصی، رشد اعتبارات اعطایی به بخش‌های اقتصاد نیز افزایش یافته است. با این وجود نتایج بیانگر عملکرد مناسب سیاست‌گذار پولی در بهبود ثبات مالی از طریق کنترل نرخ رشد اعتبارات اعطایی می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: سیاست پولی، اهرم مالی، ثبات مالی، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: E44, E52, E58.

1. Email: aerfani@semnan.ac.ir

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)

2. Email: talebbeydokhti@semnan.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه سمنان

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری آزاده طالب بیدختی با عنوان "سیاست پولی و بخش اعتباری در اقتصاد ایران"، تحت راهنمایی دکتر علیرضا عرفانی در دانشگاه سمنان می‌باشد.

۱. مقدمه

نرخ سیاستی و ابزار کلان احتیاطی دو ابزار اصلی سیاستی هستند که بر وضعیت مالی اقتصاد اثر می‌گذارند. با وجود آن‌که نرخ سیاستی ابزار متداول سیاست پولی در میان اکثر بانکداران مرکزی برای دستیابی به ثبات قیمت و ثبات تولید در اقتصاد است، معیارهای کلان احتیاطی اخیراً مطرح شده‌اند و در حال تبدیل شدن به یک ابزار فعال می‌باشند. منفعت اصلی برخورداری از دو مجموعه ابزار سیاستی آن است که آن‌ها می‌توانند اهداف سیاستی متفاوتی را هدف‌گذاری نمایند (زدزینکا^۱ و همکاران، ۲۰۱۵: ۴) مطالعات تجربی، کارآمدی معیار کلان احتیاطی از طریق اثر آن بر موافق ادواری بودن^۲ ریسک‌های مالی (همبستگی بین رشد تولید ناخالص داخلی و متغیرهای ریسک مالی از قبیل رشد اعتبار و اهرم مالی)، یا از طریق سطح ریسک مالی (برای مثال، سطح رشد اعتبار و اهرم مالی) اندازه‌گیری می‌شود. لیم^۳ و همکاران (۲۰۱۱) به برآورد اثربخشی ابزارهای کلان احتیاطی در کاهش موافق ادواری بودن ریسک مالی پرداخته و نتیجه گرفتند که بسیاری از ابزارهایی که اغلب مورد استفاده شده‌اند، در کاهش ریسک مالی کارآمد می‌باشند (ژانگ و زولی^۴، ۲۰۱۶: ۳۵). زدزینکا^۵ و همکاران (۲۰۱۵) با پیروی از الیوت، فیلدبرگ و لینرت^۶ (۲۰۱۳)، به معرفی مجموعه‌ای از ابزارهای کلان احتیاطی برای کاهش نوسانات مالی در اقتصاد پرداختند. نسبت وام به ارزش (LTV)^۷ و سقف نرخ وام‌دهی، متداول‌ترین ابزارهایی هستند که به ترتیب بر طرف تقاضای اعتبار و طرف عرضه اعتبار اثر می‌گذارند. آنجلینی، نری و پانتا^۸ (۲۰۱۲)، در مدلسازی ابزار کلان احتیاطی به اعتبارات به‌عنوان شاخص مهمی برای ثبات مالی اشاره و مطرح کردند که وقتی اهرم مالی^۹ (که از نسبت وام‌های اعطایی بانک‌ها به تولید، به‌عنوان جایگزینی برای آن استفاده می‌شود)، بزرگ‌تر باشد؛ اقتصاد نسبت به شوک‌ها آسیب‌پذیری بیشتری دارد.

در این مطالعه با پیروی از بالیو، مه و ژانگ^{۱۰} (۲۰۱۵)، سیاست کلان احتیاطی را به‌صورت سیاستی تعریف می‌کنیم که از ابزارهای عمدتاً احتیاطی و صلاح‌دید برای محدود ساختن ریسک مالی سیستماتیک استفاده می‌کند. برای این منظور از متغیر رشد اعتبار به‌عنوان جایگزینی برای عدم توازن و بی‌ثباتی مالی استفاده می‌شود. همچنین، در این مطالعه بر شاخص اهرم مالی به‌عنوان ابزار سیاست

1. Zdzienicka *et al.*
2. procyclicality
3. Lim
4. Zhang and Zoli
5. Zdzienicka *et al.*
6. Elliott, Feldberg, and Lehnert
7. Loan-to-value ratios
8. Angelini, Neri, Panetta

۹. Leverage: اهرم مالی عبارت است از نسبت بدهی به ارزش.

10. Bailliu, Meh, Zhang

احتیاطی برای مقابله با رشد بیش از حد اعتبارات تمرکز می‌نماییم. اگرچه به نظر می‌رسد توافق گسترده‌ای در خصوص نقش مهم معیارهای سیاست کلان احتیاطی در جلوگیری از بی‌ثباتی مالی وجود دارد (IMF (۲۰۱۴a))، اما برای نقش سیاست پولی در این خصوص، دیدگاه‌های متفاوتی مطرح شده است. اسمیت^۱، (۲۰۱۴)، بین سه دیدگاه اصلی تمایز قائل شده است. دیدگاه اول مطرح می‌سازد که سیاست پولی باید تنها بر اهداف سنتی ثبات تورم و ثبات تولید متمرکز باشد. در دیدگاه دوم، ثبات مالی حداقل به اندازه‌ی اهداف سنتی سیاست پولی اهمیت دارد و در تصمیم‌گیری در خصوص تنظیم نرخ بهره سیاستی باید به‌طور برابر به ثبات مالی نیز توجه شود. نگرش سوم این است که در برخی شرایط سیاست پولی می‌تواند به‌منظور حمایت از ثبات مالی، از اهداف سنتی خود انحراف ورزد، البته مشروط بر آن که هزینه ناشی از انجام این کار کوچک‌تر از منافع آن باشد (IMF، ۲۰۱۵b). از این رو در این مطالعه قصد داریم تا علاوه بر بررسی نقش سیاست پولی بر دستیابی به اهداف متداول سیاستی ثبات تورم و ثبات تولید در اقتصاد، به بررسی نقش آن و نیز نقش اهرم مالی، بر بهبود ثبات مالی اقتصاد ایران از طریق کنترل نرخ رشد اعتبارات اعطایی بانکی بپردازیم.

۲. پیشینه تحقیق

کانان، رابانال و اسکات^۲ (۲۰۱۲)، با این فرض که سیاست‌گذار از دو ابزار نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت و ابزار کلان احتیاطی برخوردار است، به مقایسه رفتار مدل اقتصادی خود تحت نظام‌های سیاستی متفاوت پرداختند. نظام‌های سیاستی برحسب واریانس‌های وزنی شکاف تولید و تورم رتبه‌بندی می‌شوند. آنها دریافتند نظام‌هایی که دربردارنده‌ی متغیر اعتبارات در تابع واکنش سیاست پولی و قاعده کلان احتیاطی هستند، قادر به بهبود ثبات اقتصاد کلان در مواجهه با شوک مالی می‌باشند ولی در مواجهه با شوک بهره‌وری، به بهبود نتایج رفاهی منجر نمی‌شوند.

کوئینت و رابانال^۳ (۲۰۱۴)، به مطالعه ترکیب بهینه سیاست‌های پولی و کلان احتیاطی در یک مدل برآوردشده برای دو کشور در اروپا پرداختند. آنها دریافتند ورود قاعده کلان احتیاطی به کاهش نوسانات اقتصاد کلان کمک خواهد کرد که به موجب آن، رفاه بهبود خواهد یافت. سیاست‌های کلان احتیاطی همواره رفاه پس‌اندازکنندگان را افزایش می‌دهند ولی اثرات آنها بر وام‌گیرندگان به شوک وارده به اقتصاد بستگی دارد. سیاستی که منجر به بهبود رفاه می‌شود سیاستی خواهد بود که از واکنش سیاست‌های کلان احتیاطی نسبت به «نسبت اعتبار به GDP»^۴ برخوردار است و این سیاست موجب کاهش رفاه وام‌گیرندگان از طریق ایجاد یک واکنش ضدادواری بیش از حد در گسترش

1. Smets

2. Kannan, Rabanal, Scott

3. Quint, Rabanal

4. Credit-to-GDP Ratio

وام‌دهی به سپرده^۱ می‌شود؛ بنابراین، سیاستی که رفاه را برای همه شهروندان افزایش می‌دهد، سیاستی خواهد بود که در آن، سیاست‌های کلان احتیاطی نسبت به انحرافات رشد اعتبار اسمی از مقادیر آن در وضعیت پایدار، واکنش نشان می‌دهند.

بادرایو و پاپسکیو^۲ (۲۰۱۴) بر اهمیت این موضوع تأکید کردند که بحران مالی اخیر نشان داد که بر خلاف باور عمومی، ثبات قیمت یک شرط کافی برای ثبات مالی نیست و در همین زمان، قواعد احتیاطی مبتنی بر مبانی اقتصاد خرد به تنهایی برای تضمین هدف ثبات مالی کافی نمی‌باشند. آن‌ها در مقاله خود به ارائه یک تحلیل تحقق‌یافته و واقعی از آنچه که بانک مرکزی می‌تواند برای بهبود واکنش اقتصاد به حباب مالی^۳ انجام دهد، پرداختند. در مجموع نتایج مطالعه آنها نشان داد که سیاست پولی از سهم کوچکی در بهبود واکنش اقتصاد به حباب مالی برخوردار است زیرا اقدامات بانک مرکزی از طریق استفاده از یک ابزار ساده‌ی نرخ بهره، به صورت محدود شده باقی خواهد ماند. از این رو تعامل بین سیاست پولی و کلان احتیاطی موضوعی است که نیاز به توجهات بیشتری دارد.

آکینسی و اولمستد-رامزی^۴ (۲۰۱۵)، بر اهمیت این موضوع تأکید کردند که در سال‌های اخیر، بسیاری از کشورها چرخه‌های رونق و رکود را در اعتبار و قیمت دارایی‌ها تجربه کرده‌اند که برخی از آنها منجر به رکود شدید مالی شده‌اند. در واکنش نسبت به این چرخه‌ها، سیاست‌گذاران در بسیاری از کشورها سیاست‌های کلان احتیاطی را به عنوان اولین راه مقابله با ریسک بی‌ثباتی مالی به کار برده‌اند. آنها در مطالعه خود از سه متغیر نرخ رشد اعتبارات بانکی واقعی، نرخ رشد اعتبارات مسکن و قیمت‌های واقعی مسکن به عنوان متغیرهای وابسته استفاده کردند و آنها را بر شاخص‌های مختلف سیاست کلان احتیاطی از قبیل محدودیت‌های رشد اعتبار در بخش‌های خاص و محدودیت‌های نسبت وام به ارزش^۵ (LTV) و نسبت بدهی به درآمد^۶ (DTI) برای وام‌ها و متغیرهای کنترل از جمله رشد تولید ناخالص داخلی، تغییرات نرخ سیاست پولی اسمی، رگرس کردند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای سیاست کلان احتیاطی از یک اثر منفی معنادار آماری بر رشد اعتبارات بانکی و تورم قیمت مسکن برخوردار هستند. آن دسته از سیاست‌هایی که به منظور محدود ساختن رشد اعتبار در یک بخش خاص هدف‌گذاری شده‌اند، به نظر می‌رسد که کارا تر می‌باشند. در اقتصادهای در حال ظهور، محدودیت‌های جریان سرمایه‌ای که بخش بانکداری را مورد هدف قرار می‌دهند، با رشد پایین‌تر اعتبارات همراه هستند. همچنین معیارهای سیاست کلان احتیاطی از اثرات معناداری به لحاظ

1. Lending-Deposit Spread

2. Badarau, Popescu

3. Financial Bubble

4. Akinci and Olmstead-Rumsey

5. Loan-to-Value

6. Debt-to-Income Ratio

اقتصادی نیز برخوردار می‌باشند. اگر سیاست‌گذاران از این معیارها استفاده نکرده باشند، متوسط رشد اعتبارات و تورم قیمت مسکن در این کشورها به لحاظ معناداری بالاتر خواهد بود. لوین و لیما^۱ (۲۰۱۵)، با تأکید بر نقش سیاست پولی و قواعد کلان احتیاطی در بهبود ثبات مالی، به ارزیابی قواعد کلان احتیاطی به‌عنوان یک ابزار کلان اقتصادی برای مقابله با عدم توازن مالی پرداختند. آنها با استفاده از مدل کینزین جدید با اصطکاک مالی، به مقایسه اثرات ثبات و رفاهی رژیم‌های سیاستی متمایز پرداختند و نشان دادند که قاعده کلان احتیاطی حتی در حالتی که سیاست‌گذاران پولی و کلان احتیاطی به‌طور مستقل از یکدیگر عمل می‌کنند، نیز منافع رفاهی به‌دنبال دارد.

اسمیت^۲ (۲۰۱۵)، از چارچوب مدل‌سازی گرالی و همکاران^۳ (۲۰۱۰) استفاده کرد که دربردارنده‌ی عوامل ناهمگن، چسبندگی دستمزدها و قیمت، تولیدکنندگان کالای سرمایه‌ای و مصرفی و بانک‌های خرده‌فروش که به گسترش وام‌ها به خانوار و کارآفرینان و مدیریت وضعیت سرمایه‌ای خود می‌پردازند، می‌باشد. نتایج نشان دادند که استفاده از سیاست پولی برای مقابله با عدم توازن مالی، تنها موجب بهبود رفاه برای شوک‌های خاص وارده به اقتصاد می‌شوند و قواعد کلان احتیاطی عمدتاً از طریق ثبات تولید و اهرم مالی موجب بهبود رفاه می‌شوند. همچنین واکنش سیاست پولی بهینه نسبت به تورم و تولید از طریق ورود مقررات اضافی تغییر نمی‌یابد و منافع به‌دست آمده وابسته به نوع شوک نمی‌باشند؛ بنابراین نتیجه می‌شود که ابزارهای کلان احتیاطی اولین گام مؤثر برای افزایش ثبات سیستم مالی محسوب می‌شوند. با این وجود این نتایج می‌توانند مختص مدل باشند و هماهنگی با سیاست پولی مناسب به نظر می‌رسد.

بالیو، مه و ژانگ^۴ (۲۰۱۵) با مقایسه نتایج رفاهی به‌دست آمده از قاعده تیلور تعمیم‌یافته با شکاف نرخ رشد اعتبارات و قاعده استاندارد تیلور با ابزار کلان احتیاطی مطرح کردند که از آن‌جا که ابزار کلان احتیاطی مستقیماً بر عدم توازن مالی ناشی از افزایش اعتبارات اثر می‌گذارد، بنابراین نتایج رفاهی تحت نظام کلان احتیاطی نسبت به قاعده تعمیم‌یافته بهبود می‌یابد. آن‌ها همچنین نشان دادند که در شرایطی که شوک مالی تنها شوک وارده به اقتصاد باشد؛ بهینه است تا بانک مرکزی به‌شدت نسبت به انحرافات رشد اعتبار واکنش نشان دهد. این نتیجه به‌دلیل کانال انتظارات تحقق می‌یابد. در حقیقت، کاهش پاداش تأمین مالی بیرونی^۵ موجب کاهش هزینه تأمین مالی خارجی شده و تقاضا برای سرمایه افزایش می‌یابد. این امر از یک سو موجب بالاتر رفتن قیمت دارایی‌ها و افزایش خالص

1. Levine and Lima
2. Smit, N.
3. Gerali *et al.*
4. Bailliu, Meh, Zhang
5. External Finance Premium

ثروت کارآفرینی شده و از طرف دیگر موجب تقاضای بالاتر برای اعتبار می‌گردد. با افزایش تقاضا برای اعتبار، ساعات کار افزایش یافته و چون بنگاه‌ها نیروی کار بیشتری استخدام می‌نمایند؛ تولید نیز افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش ساعات کار علاوه بر افزایش دستمزد واقعی، موجب کاهش مطلوبیت نهایی نیروی کار و در نتیجه کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌شود. این امر موجب افزایش هزینه نهایی (به صورت نسبت دستمزد واقعی به بهره‌وری نهایی نیروی کار) شده و در نتیجه، تورم نیز افزایش می‌یابد؛ بنابراین در مجموع می‌توان بیان کرد که شوک مالی انبساطی از طریق رشد بیش از حد اعتبارات موجب افزایش تولید و تورم خواهد شد. این امر موجب اعمال سیاست پولی انقباضی توسط سیاستگذار پولی می‌شود که به موجب آن، نرخ بهره اسمی نیز افزایش می‌یابد؛ اما افزایش نرخ بهره اسمی موجب تحقق کانال انتظاراتی شده و این انتظار را در بنگاه‌ها به وجود می‌آورد که پاداش ریسک بیرونی از طریق هزینه تأمین وجوه بیرونی، افزایش یافته و لذا مطابق با آن، میزان استقراض خود را کاهش می‌دهند. این امر موجب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تقاضا برای اعتبار خواهد شد که به موجب آن، تولید و تورم نیز کاهش خواهد یافت و موجب اعمال سیاست پولی انبساطی توسط سیاستگذار شده و کاهش نرخ بهره اسمی را به دنبال خواهد داشت. پس در مجموع ملاحظه می‌شود که اگر بانک مرکزی قاعده سیاستی خود را به گونه‌ای تنظیم نماید که نسبت به گسترش بیش از حد اعتبار واکنش نشان دهد؛ در این صورت قادر خواهد بود تا از طریق کانال انتظاراتی، نوسانات در تولید، تورم و نرخ بهره را کاهش دهد که به نوبه خود این امر موجب بهبود نتایج رفاه اقتصادی خواهد شد.

ختایی، محمدی و میرزایی (۱۳۹۵)، به بررسی عوامل تعیین‌کننده کیفیت پورتفوی وام در نظام بانکی ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که نسبت وام به دارایی که بالا بودن آن شاخصی از ریسک‌پذیری و اشتباهی بیشتر ریسک مدیران بانکی است، نسبت مطالبات غیرجاری بانک‌ها را افزایش می‌دهد. طبیعی است که هر چقدر منابع مالی سهامداران در مقایسه با سپرده‌گذاران کمتر باشد، مدیران بانک اشتباهی ریسک بیشتری خواهند داشت، چرا که در این صورت، انگیزه سهامداران برای بهبود کیفیت مدیریت ریسک بانک پایین خواهد بود. راهکار کنترل این ریسک‌پذیری آن است که متناسب با افزایش ریسک‌پذیری، بانک‌ها ملزم به نگهداری سرمایه و ذخیره مطالبات مشکوک-الوصول بالاتری شوند. از این رو لازم است تا سیاست‌گذاران اقتصادی در تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی-سیاستی که به خصوص پس از تجربه جهانی بحران‌های مالی و بانکی در کشورهای مختلف دنیا، تحت عنوان قوانین کلان احتیاطی شناخته می‌شود- تأثیرات محتمل بر ترازنامه بانکها و ریسک اعتباری آنها را مدنظر قرار دهند.

تقی‌زاده، زمانیان و هراتی (۱۳۹۵)، مطرح کردند هرچند که وظیفه اصلی نهاد سیاست‌گذار پولی کنترل سطح قیمت‌ها است، اما بالا نگهداشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی، از دیگر وظایف اصلی آن به

شمار می‌آید. از اینرو طراحی مناسب سیاست‌های پولی نیازمند استفاده از شاخص‌های مناسب جهت بررسی وضعیت پولی است که دربردارنده مجاری مختلف اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد باشد. در این راستا آنها به محاسبه شاخص شرایط پولی متناسب با مکانیسم انتقال پولی در اقتصاد ایران پرداختند که در آن کانال اعتبارات از مهمترین کانال‌های مکانیسم انتقال به حساب می‌آید. در محاسبه این شاخص سه کانال نرخ ارز، نرخ بهره و کانال اعتباری تاثیر دارد. در این راستا از هر دو کانال ترانزنامه و وام‌دهی بانکی به عنوان کانال اعتباری استفاده شده است. همچنین آنها علاوه بر شاخص شرایط پولی، با افزودن کانال دارایی به محاسبه و تجزیه و تحلیل شاخص شرایط مالی پرداختند. نتایج نشان داد که کانال اعتبارات از بیشترین وزن در هر دو شاخص شرایط مالی و پولی برخوردار بوده و بر این موضوع اشاره دارد که کانال‌های اعتباری از دیگر کانال‌ها در تعیین سطح تولید در ایران اهمیت بیشتری دارد.

۳. تصریح مدل

بسیاری از متغیرهای اقتصادی در طول زمان تحت تأثیر مسائلی همچون بحران‌های مالی، سیاسی و تصمیمات اقتصادی، دچار شکست‌های ساختاری می‌شوند. مدل‌های چرخشی مارکف به‌عنوان مدل‌های غیرخطی قادر هستند الگوی رفتاری (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به‌صورت درون‌زا مدل‌سازی کنند. یک مدل چرخشی مارکف نسبت به مدل‌های خطی از جهات زیر برتری کامل دارد؛ اولاً، در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند، در عین حال در این مدل به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی‌دیزج، ۱۳۸۹: ۱۴۰). ثانیاً، این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و قادر به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (وضعیت‌های مختلف) است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷: ۱۶۱-۱۶۲) (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۴).

در این بخش در ابتدا به معرفی فرآیند چرخشی مارکف می‌پردازیم. فرض کنید s_t یک متغیر تصادفی غیرقابل مشاهده باشد که تنها می‌تواند اعداد صحیح $\{1, 2, \dots, N\}$ را بپذیرد. همچنین فرض کنید احتمال این که s_t برابر مقدار خاص j باشد، تنها به مقدار دوره گذشته خود یعنی، s_{t-1} بستگی داشته باشد:

$$p\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = p\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (1)$$

چنین فرآیندی به صورت یک زنجیره مارکف با N وضعیت با احتمالات انتقال $\{p_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$ توصیف می‌شود. احتمال انتقال p_{ij} ، احتمال انتقال از رژیم i به رژیم j را نشان می‌دهد. توجه داشته باشید که:

$$p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN} = 1 \quad (۲)$$

و احتمال انتقال در یک ماتریس $N \times N$ ، ماتریس انتقال \mathbf{P} شناخته می‌شود:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{N1} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1N} & P_{2N} & \dots & P_{NN} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

(همیلتون^۱، ۱۹۹۴: ۶۷۸-۶۷۹). مدل چرخشی مارکف این امکان را فراهم می‌سازد که یک متغیر مشخص از یک فرآیند سری زمانی متفاوت در طول زیرنمونه‌های متفاوت پیروی کند. برای یک زنجیره مارکف با دو وضعیت، ماتریس انتقال به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{11} & 1 - P_{22} \\ 1 - P_{11} & P_{22} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که در آن p_{ij} بیانگر احتمال چرخش از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t و به صورت زیر است:

$$p\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (۵)$$

برای مثال، P_{11} احتمال آن است که متغیر موردنظر در دوره t در وضعیت یک باشد، به شرط آن که در دوره قبلی، $t-1$ نیز در دوره یک قرار گرفته باشد. به همین ترتیب، P_{22} احتمال آن است که متغیر موردنظر در دوره t در وضعیت دو باشد، به شرط آن که در دوره قبلی $t-1$ نیز در دوره دو باشد. به علاوه، P_{12} احتمال آن است که متغیر از وضعیت یک در دوره $t-1$ به وضعیت دو در دوره t تغییر جهت دهد را نشان می‌دهد. به همین ترتیب، P_{21} احتمال آن است که متغیر از وضعیت دو در دوره $t-1$ به وضعیت یک در دوره t تغییر جهت دهد.

مقادیر مشخصه ماتریس انتقال یا گذر \mathbf{P} برای هر زنجیره مارکف با N وضعیت، از راه حل برای $|P - \lambda I_N| = 0$ یافت می‌شوند. برای زنجیره مارکف با دو وضعیت، مقادیر مشخصه از طریق $\lambda_1 = 1$ و $\lambda_2 = -1 + P_{11} + P_{22}$ تعیین می‌شوند. مقدار مشخصه دوم یعنی λ_2 درون دایره واحد

1. Hamilton

قرار خواهد داشت تا زمانی که $0 < P_{11} + P_{22} < 2$. بنابراین یک زنجیره مارکف با دو وضعیت ارگودیک^۱ است مشروط بر آن که $P_{11} < 1$ ، $P_{22} < 1$ و $P_{11} + P_{22} > 0$ (همیلتون، ۱۹۹۴: ۶۸۳). به طور کلی فرآیند ایجاد تغییرات دائمی در نظام را می توان با یک زنجیره مارکف توصیف کرد و روش توصیف شده را به فرآیندهایی تعمیم داد که در آن احتمال $S_t = j$ نه تنها به مقدار S_{t-1} بستگی دارد بلکه به برداری از سایر متغیرهای مشاهده شده نیز بستگی دارد (به فیلاردو^۲، ۱۹۹۲؛ دی بولد، لی و وین بک، ۱۹۹۴) رجوع شود (همیلتون، ۱۹۹۴: ۶۹۰).

در مدل های چرخشی مارکف رفتار متغیر y_t علاوه بر ε_t و متغیرهای مستقل به متغیر وضعیت S_t وابسته است. به دلیل تغییر رژیم در طول زمان و تفاوت پارامترها در مدل های مربوط به هر رژیم، مقادیر میانگین شرطی متغیر y_t ، جزء اخلاص مربوط به هر رژیم و نیز واریانس مدل مربوط به هر رژیم می تواند متفاوت باشد. بر این اساس با فرض آن که ε_t از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2(S_t)$ پیروی کند، احتمال وقوع y_t در رژیم های مختلف به صورت رابطه زیر است:

$$f(y_t | S_t, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sigma(S_t)\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y_t - \Phi(S_t))^2}{2\sigma^2(S_t)}\right) \quad (۶)$$

که در آن، $\Phi(S_t)$ و $\sigma^2(S_t)$ به ترتیب میانگین شرطی و واریانس متغیر y_t هستند که هر دو از متغیر وضعیت S_t تبعیت می کنند. بنابراین احتمال وقوع متغیر تصادفی y_t در هر نقطه از زمان، به متغیر تصادفی و نهفته S_t وابسته خواهد بود. با توجه به این که توزیع S_t به مقادیر گذشته خود وابسته اند، به عبارتی احتمال وقوع S_t ها مستقل نیستند، یک احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام S_t ها وجود دارد ($f(y_t | S_t, \Omega_{t-1})$). براساس این ویژگی و خاصیت توابع حداکثر درستنمایی مبنی بر حداکثر کردن احتمال وقوع مشترک کمیت های تصادفی در نمونه به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه ی مورد بررسی در جامعه آماری، می توان از این توابع برای برآورد تمامی کمیت های تصادفی مدل که مشخص نیستند، استفاده کرد. بنابراین می توان نوشت:

$$L = f(y_t | S_t = j, \Omega_{t-1}) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k (y_t | S_t, \Omega_{t-1}) p(S_t = j | S_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) \quad (۷)$$

روش متداول برای برآورد پارامترهای موردنظر در تابع درستنمایی، حداکثر کردن تابع لگاریتم درستنمایی $\log(L)$ نسبت به پارامترهای تابع است (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۶).

۱. Ergodic

۲. Filardo and Diebold, Lee, and Weinbach

بنابراین مدل کلی که در این بخش بررسی می‌شود به صورت زیر است. فرض کنید y_t یک بردار $(n \times 1)$ از متغیرهای درون‌زای مشاهده شده و x_t یک بردار $(K \times 1)$ از متغیرهای برون‌زای مشاهده شده باشد. در این صورت می‌توان الگوی زیر را معرفی کرد:

$$y_t = \alpha_0(s_t) + \alpha_1(s_t)(x_t) + \sigma_r(s_t)\varepsilon_t^r y_t = \alpha_0(s_t) + \alpha_1(s_t)(x_t) + \sigma_r(s_t)\varepsilon_t^r \quad (۸)$$

که در آن، همان‌طور که در بالا مطرح شد، s_t یک متغیر تصادفی است که از زنجیره مارکوف با ماتریس انتقال $p\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij}$ تبعیت می‌کند. همچنین، جمله اخلاص ε_t^r ، یک متغیر تصادفی ناهمبسته با میانگین صفر با توزیع نرمال و به صورت $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$ است. در این راستا، در بخش بعد، به منظور بررسی عملکرد سیاست پولی و اهرم مالی بر نرخ رشد اعتبارات بخش خصوصی، ابتدا به معرفی دو قاعده سیاستی می‌پردازیم. سپس به منظور برآورد هر دو قاعده سیاستی ابتدا به بررسی آزمون نحوه تصریح مدل و بررسی خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن الگو پرداخته می‌شود. بدیهی است در صورت نشان دادن پارامترهای الگو از یک فرآیند غیرخطی؛ استفاده از الگوی خطی نتایج گمراه‌کننده‌ای در پی خواهد داشت و بالعکس.

۳-۱. قاعده سیاست پولی

یک روش استاندارد برای تصریح سیاست پولی تحت نظام هدف‌گذاری تورم، قاعده سیاستی است که در آن فرض می‌شود بانک مرکزی ابزار سیاستی نرخ رشد پایه پولی اسمی mg_t را در واکنش به اهداف متداول سیاست پولی یعنی شکاف تورم، π_t و شکاف تولید \dot{y}_t تعدیل می‌کند. بنابراین، قاعده سیاستی پایه‌ای سیاست پولی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$mg_t = \alpha_0(s_t^m) + \alpha_\pi(s_t^m)\pi_t + \alpha_Y(s_t^m)\dot{y}_t + \sigma_{mg}(s_t^m)\varepsilon_t^{mg} \quad (۹)$$

که در آن، به ترتیب $(\pi_t - \pi^*)$ و $(y_t - y^*)$ بیانگر انحراف نرخ تورم از تورم هدف و انحراف تولید از تولید بالقوه می‌باشند. به علاوه، α_π و α_Y ضرایب واکنش سیاستی هستند که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شوند و ε_t^{mg} در بردارنده‌ی شوک سیاست پولی است. بر طبق مبانی نظری انتظار می‌رود که ضرایب دو هدف سیاست پولی منفی باشند؛ به طوری که بانک مرکزی با افزایش نرخ تورم بالاتر از سطح تورم هدف، نرخ رشد پایه پولی را کاهش، و با کاهش تولید از سطح بالقوه آن، نرخ رشد پایه پولی را افزایش می‌دهد.

۳-۲. بررسی نقش سیاست پولی و شاخص اهرم مالی بر ثبات مالی

در ادامه به منظور ارزیابی نقش شاخص اهرم مالی به عنوان ابزار سیاست کلان احتیاطی در بهبود ثبات مالی در اقتصاد، نرخ رشد اعتبارات و تسهیلات بانکی به بخش‌های مختلف اقتصاد به عنوان شاخص

توانمندی برای بررسی وضعیت ثبات مالی اقتصاد معرفی می‌شود (جوردا^۱ و همکاران، ۲۰۱۱؛ گیورینچاس و افسیلد^۲، ۲۰۱۲؛ دل آریکا^۳ و همکاران، ۲۰۱۲؛ ویلیامز^۴، ۲۰۱۵)، (زدزینکا و همکاران، ۲۰۱۵: ۸). در این بخش با پیروی از زدزینکا و همکاران (۲۰۱۵) و بالیو و همکاران (۲۰۱۵)، به معرفی یک الگوی سیاستی می‌پردازیم که در آن، نرخ رشد اعتبارات اسمی cg_t (به‌عنوان معیار ثبات مالی در اقتصاد)، در واکنش به اهرم مالی (یا نسبت بدهی بخش خصوصی به تولید) lev_t ، و شوک سیاست پولی^۵ ε_t^{mg} ، تعدیل می‌شود. الگو از رابطه زیر پیروی می‌کند:

$$cg_t = \alpha_0 s_t^m + \alpha_1 s_t^m (lev_t) + \alpha_{mg} s_t^m (\varepsilon_t^{mg}) + \sigma_r s_t^m (\varepsilon_t^r) cg_t \\ = \alpha_0 s_t^m + \alpha_1 s_t^m (lev_t) + \alpha_{mg} s_t^m (\varepsilon_t^{mg}) + \sigma_r s_t^m (\varepsilon_t^r) \quad (10)$$

بر طبق مبانی نظری انتظار می‌رود که علامت ضریب α_1 منفی باشد؛ به طوری که استفاده از ابزار کلان احتیاطی موجب کاهش نرخ رشد اعتبارات اعطایی شود؛ به بیان دیگر هرچه میزان نسبت بدهی بخش خصوصی به تولید بالاتر باشد، وضعیت ترازنامه کارآفرینان بدتر شده و با افزایش احتمال نکول وام، میزان عرضه اعتبارات بانکی به این بخش‌ها کاهش می‌یابد. همچنین انتظار می‌رود که شوک مثبت سیاست پولی ناشی از اعمال سیاست پولی انقباضی موجب افزایش نرخ بهره اسمی شود که به موجب آن، این انتظار در بنگاه‌ها به وجود می‌آید که هزینه تامین وجوه بیرونی بنگاه افزایش یافته و لذا مطابق با آن، میزان استقراض خود را کاهش می‌دهند. این امر موجب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تقاضای بیش از حد اعتبار از سوی بنگاه‌ها خواهد شد.

۴. معرفی داده‌ها و برآورد مدل

۴-۱. داده‌ها

در این مطالعه، از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۳ در اقتصاد ایران استفاده شده است. در این راستا به منظور محاسبه شکاف تولید به صورت تفاوت تولید ناخالص داخلی از تولید بالقوه و با استفاده از روش فیلتر هودریک پرسکات^۶، از لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت و به قیمت پایه سال ۸۳ استفاده شده است. به منظور محاسبه نرخ تورم از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت پایه سال ۸۳ استفاده شده است. سپس به منظور محاسبه شکاف تورم، از نرخ تورم دوره گذشته به‌عنوان تورم هدف استفاده شده است. همچنین، نرخ رشد اعتبار اسمی به صورت لگاریتم مانده

1. Jorda

2. Gourinchas and Obstfeld

3. Dell'Ariccia

4. Williams

۵. ناشی از برآورد قاعده سیاست پولی که در آن نرخ رشد پایه پولی در واکنش به اهداف متداول سیاست پولی (یعنی شکاف تورم و شکاف تولید) تعدیل می‌شود.

6. Hodrick- Prescott Filter

تسهیلات اعطایی بانکها و مؤسسات اعتباری حسب بخشهای مختلف اقتصاد (کشاورزی، ساختمان و مسکن، صنعت و معدن، و بازرگانی و خدمات) در دوره t به مانده تسهیلات اعطایی در دوره $t-1$ می‌باشد. به علاوه، به منظور محاسبه شاخص اهرم مالی از نسبت بدهی بخش غیر دولتی به بانکها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۸۳، استفاده شده است. کلیه داده‌های مربوطه از سایت بانک مرکزی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی دریافت شده است.

۴-۲. آزمون پایایی متغیرها

پیش از برآورد مدل، ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ وجود ریشه واحد مورد آزمون قرار می‌گیرند. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱ برای تشخیص مانایی فرآیند سری‌های زمانی، به شرح جدول (۱) است:

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

نام متغیر	مقدار آماره t (در سطح)	احتمال	مقدار آماره t (با یکبار تفاضل‌گیری)	احتمال
شکاف تورم (π_t)	-۵/۸۳	۰/۰۰۰	-	-
شکاف تولید (y_t)	-۴/۲۷	۰/۰۰۱	-	-
نرخ رشد پایه پولی (mg_t)	-۴/۶۷	۰/۰۰۰	-	-
شوگ پولی (ε_t^{mg})	-۴/۳۳	۰/۰۰۱	-	-
نرخ رشد اعتبار اسمی (CG)	-۳/۲۴	۰/۰۲	-	-
شاخص اهرم مالی (lev)	-۰/۸۰	۰/۳۶	-۴/۷۱	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج به دست آمده از جدول (۱)، کلیه متغیرها به جز شاخص اهرم مالی در سطح پنج درصد مانا می‌باشند. به علاوه، شاخص اهرم مالی با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شود.

۴-۳. برآورد مدل

در ابتدا، به برآورد قاعده سیاست پولی (۹) می‌پردازیم که در آن نرخ رشد پایه پولی در واکنش به شکاف تورم و شکاف تولید تعدیل می‌شود. برای این منظور ابتدا به آزمون تصریح مدل نسبت راستنمایی^۲ (LR) برای بررسی وجود الگوی خطی در مقابل الگوی چرخشی مارکف می‌پردازیم. آماره این آزمون دارای توزیع $\chi^2(q)$ است که در آن q ، تعداد رژیم است. در صورتی که مقدار آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی بیشتر باشد، می‌توان بیان کرد که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن قاعده سیاست موردنظر را نمی‌توان پذیرفت و در نتیجه وجود رابطه‌ی غیرخطی (الگوی چرخشی) در تابع عکس‌العمل قاعده سیاستی تأیید می‌شود. نتایج به دست آمده در جدول (۲) ارائه شده است:

1. Augmented Dickey- Fuller
2. Likelihood Ratio

جدول ۲: نتایج آزمون LR برای قاعده سیاست پولی (۹)

مقدار آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
۲۱/۴۹	۵	۰/۰۰۰۷

منبع: خروجی نرم افزار Oxmetrics 6

براساس نتایج به دست آمده وجود رابطه غیرخطی یا چرخشی در قاعده سیاست پولی فوق تأیید می شود. از این رو نتایج حاصل از برآورد قاعده تصریح شده با استفاده از مدل چرخشی مارکف، به شرح جدول (۳) است:

جدول ۳: نتایج مدل رژیم چرخشی مارکف برای قاعده سیاست پولی (۹)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	احتمال
رژیم یک				
C(1)	۰/۱۴۹۷	۰/۰۱۱۵	۱۳/۰۰	۰/۰۰۰
$\hat{\pi}_t(1)$	۰/۵۳۱۸	۰/۱۶۷۱	۳/۱۸	۰/۰۰۳
$\hat{y}_t(1)$	-۰/۳۲۰۸	۰/۱۹۰۸	-۱/۶۸	۰/۱۰۳
رژیم دو				
C(1)	۰/۳۰۹۰	۰/۰۱۹۰	۱۶/۲	۰/۰۰۰
$\hat{\pi}_t(2)$	-۰/۲۶۵۵	۰/۱۵۱۵	-۱/۷۵	۰/۰۰۹
$\hat{y}_t(2)$	۰/۰۸۶۹	۰/۲۶۸۷	-۰/۳۲۳	۰/۷۴۸
تعداد مشاهدات: ۴۰ تعداد پارامتر: ۹				
لگاریتم حداکثر راستنمایی: ۴۸/۸۹				
نوع آزمون				
آزمون نرمال بودن (Jarque-Bera Test)	$\chi^2(2)$	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال
آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH Test)	F(1,29)			
آزمون خودهمبستگی پورتمن (Portmanteau Test)	$\chi^2(6)$			
طبقه بندی نظام براساس سال های تحت پوشش				
نوع نظام	طبقه بندی رژیم براساس سال ها	دوام انتظاری	متوسط احتمال	
رژیم یک	۱۳۶۲-۱۳۷۲	۱۱	۰/۹۶۶	
	۱۳۷۶-۱۳۸۳	۸	۰/۹۹۷	
	۱۳۸۸-۱۳۹۳	۶	۰/۹۹۴	
کل: ۲۵ سال با دوام متوسط ۸/۳۳ سال				
رژیم دو	۱۳۵۴-۱۳۶۱	۸	۰/۹۳۵	
	۱۳۷۳-۱۳۷۵	۳	۰/۹۴۰	
	۱۳۸۴-۱۳۸۷	۴	۰/۹۹۳	
کل: ۱۵ سال با دوام متوسط ۵ سال				
احتمال انتقال یا گذر از یک رژیم به رژیم دیگر				
Regime 1 (t)	Regime 1 (t-1)	Regime 2 (t-1)		
Regime 1 (t)	۰/۹۰۴۲	۰/۲۰۳۸		
Regime 2 (t)	۰/۰۹۵۷	۰/۷۹۶۱		

منبع: خروجی نرم افزار Oxmetrics 6

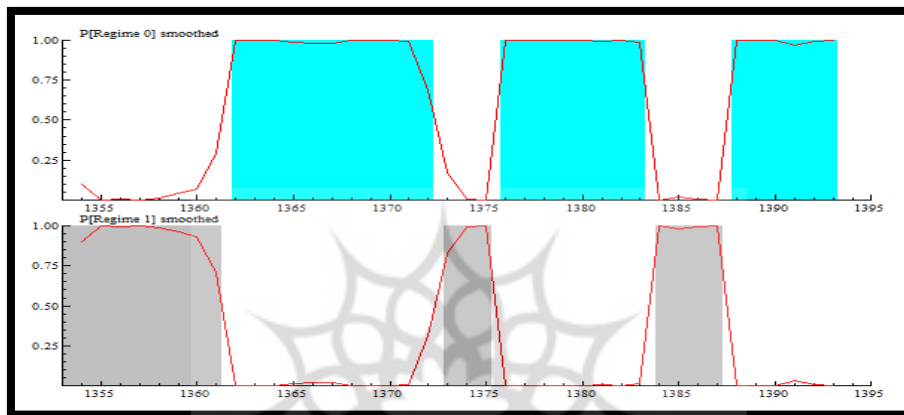
نتایج آزمون نرمال بودن جارج برا نشان می‌دهد که توزیع جملات اخلاص مدل چرخشی مارکف نرمال می‌باشد. همچنین، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس ARCH و آزمون خودهمبستگی پورتمن نیز به ترتیب بیانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلاص می‌باشند.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که در نظام یک (سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۲، ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳) با تعداد سال‌های ۲۵ سال و دوام متوسط ۸/۳۳ سال، ضریب برآورد شده‌ی شکاف تورم مثبت و معنادار به لحاظ آماری می‌باشد. همچنین در این دوره‌ها ضریب شکاف تولید منفی و معنادار در سطح ده درصد می‌باشد. این نتایج به ترتیب بیانگر چگونگی واکنش بانک مرکزی نسبت به انحرافات تورم از تورم هدف و انحرافات تولید از روند بلندمدت آن می‌باشند. به بیان دیگر بانک مرکزی در واکنش به کاهش شکاف تولید (به صورت انحراف به سمت پایین تولید از روند بلندمدت آن)، به صورت افزایش رشد پایه پولی واکنش نشان داده است. با این وجود سیاست‌گذار پولی با افزایش تورم از سطح تورم هدف، نرخ رشد پایه پولی را نیز افزایش داده است. بنابراین ملاحظه می‌شود که در طی این سال‌ها، بانک مرکزی بیشتر به دنبال دستیابی به هدف ثبات اقتصادی بوده است و برای دستیابی به این هدف، از طریق اعمال سیاست پولی انبساطی، ناچار بوده است تا تورم را به سطحی بالاتر از تورم هدف افزایش دهد.

همچنین، براساس نتایج به دست آمده می‌توان بیان کرد که در سال‌های ۱۳۶۱، ۱۳۷۳ و ۱۳۸۴ یک چرخش در وضعیت سیاستی اقتصاد ایران رخ داده است به طوری که در سال‌های تحت پوشش نظام دو (۱۳۵۴ تا ۱۳۶۱، ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵ و ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷) با ۱۵ سال و دوام متوسط ۵ سال، ضریب تورم منفی و به لحاظ آماری معنادار در سطح ده درصد می‌باشد. به علاوه، ضریب برآوردی شکاف تولید در این دوره‌ها مثبت بوده اگرچه به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. این نتایج بیانگر آن است که در طی این سال‌ها سیاست‌گذار پولی بیشتر به دنبال دستیابی به هدف ثبات تورم بوده است؛ به طوری که با افزایش تورم به سطحی بالاتر از تورم هدف، به صورت کاهش نرخ رشد پایه پولی واکنش نشان داده است. از این رو بانک مرکزی از طریق اعمال سیاست پولی انقباضی ناچار است تا تولید را به سطحی پایین‌تر از روند بلندمدت آن کاهش دهد.

به علاوه، نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که هرگاه در دوره $t-1$ اقتصاد در وضعیت رژیم یک قرار داشته باشد، با احتمال ۹۰٪ در دوره t نیز در رژیم یک باقی خواهد ماند و تنها حدود ۱۰٪ احتمال دارد که به وضعیت رژیم دو چرخش پیدا کند. بر همین اساس، می‌توان بیان نمود که هرگاه در دوره $t-1$ ، اقتصاد در وضعیت رژیم دو باشد، با احتمال ۸۰٪ در دوره t در رژیم دو باقی خواهد ماند و تنها ۲۰٪ احتمال دارد که به وضعیت رژیم یک چرخش پیدا کند. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که رژیم یک

که در آن بانک مرکزی از طریق اعمال سیاست پولی انبساطی بیشتر به دنبال هدف ثبات اقتصادی بوده است، نسبت به رژیم دو که در آن سیاست گذار پولی به دنبال دستیابی به هدف ثبات تورم می-باشد، از پایداری و دوام بیشتری در طی دوره زمانی مورد مطالعه در اقتصاد ایران برخوردار بوده است. شکل (۱)، احتمالات هموارشده^۱ برای قاعده سیاست پولی را نشان می‌دهد که در راستای نتایج به‌دست آمده از جدول (۳) می‌باشد. ناحیه‌های پررنگ در نمودار، طبقه‌بندی سال‌ها بین دو رژیم را نشان می‌دهند.



نمودار ۱: احتمالات هموارشده

منبع: خروجی نرم‌افزار Oxmetrics 6

به‌علاوه، پسماند معادله برآورد شده‌ی فوق، بیانگر شوک سیاست پولی ε_t^{mg} می‌باشد.

در ادامه به‌منظور بررسی نقش عملکرد سیاست‌گذار پولی و نیز اهرم مالی (به‌عنوان شاخص سیاست کلان احتیاطی)، بر نرخ رشد اعتبارات به بخش خصوصی، به برآورد قاعده سیاستی (۱۰) می-پردازیم که در آن نرخ رشد اعتبارات اسمی cg_t (به‌عنوان معیار ثبات مالی در اقتصاد) در واکنش به شوک سیاست پولی ε_t^{mg} و اهرم مالی یا نسبت بدهی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی lev_t ، تعدیل می‌شود. نتایج حاصل از آزمون وجود یا عدم وجود الگوی غیرخطی به شرح جدول (۴) می‌باشد:

جدول ۴: نتایج آزمون LR برای تابع عکس‌العمل سیاستی (۱۰)

مقدار آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
۱۰/۸۱۱	۶	۰/۰۹۴۴

منبع: خروجی نرم‌افزار Oxmetrics 6

1. Smoothed Probabilities

بر اساس نتایج به دست آمده وجود رابطه خطی در تابع عکس العمل سیاستی فوق تأیید می‌شود، از این رو تصریح الگوی (۱۰) به صورت چرخشی نامناسب می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد قاعده تصریح شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، به شرح جدول (۵) است:

جدول ۵: برآورد قاعده (۱۰) با استفاده از OLS

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	احتمال
C	۰/۰۴۱۲	۰/۰۳۸۹	۱/۰۶	۰/۲۹۶۸
ε_t^{mg}	-۰/۴۴۳۲	۰/۲۶۲۳	-۱/۶۹	۰/۰۹۹
lev_t	۰/۹۷۹۴	۰/۱۹۶۱	۴/۹۹	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات: ۴۰		تعداد پارامتر: ۳		
معناداری کلی رگرسیون: F(2,37)=۱۴/۹۱ Prob (۰/۰۰۰)		$R^2=۰/۴۴۶۳$		
نوع آزمون		آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال
آزمون نرمال بودن (Jarque-Bera Test)		$\chi^2(2)$	۴/۸۳۷۲	۰/۰۸۹
آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH Test)		F(1,38)	۰/۰۰۱۱	۰/۹۷۲۹
آزمون خودهمبستگی (AR Test)		F(2,35)	۱/۴۲۷	۰/۲۵۳۶

منبع: خروجی نرم افزار Oxmetrics 6

نتایج آزمون نرمال بودن جاک برا بیانگر نرمال بودن توزیع جملات اخلال مدل است. همچنین، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس ARCH و آزمون خودهمبستگی نیز به ترتیب بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلال می‌باشند. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که ضریب متغیر اهرم مالی مثبت و به لحاظ آماری معنادار است. این نتیجه به طور ضمنی بیانگر آن است که در طی سال‌های تحت مطالعه از شاخص نسبت بدهی به تولید به عنوان شاخص احتیاطی برای مقابله با ریسک سیستماتیک و دستیابی به ثبات مالی از طریق کاهش نرخ رشد اعتبارات اسمی در سیستم بانکی استفاده نشده است؛ به طوری که علی‌رغم بدتر شدن وضعیت ترازنامه کارآفرینان از طریق افزایش نسبت بدهی بخش خصوصی؛ رشد اعتبارات و مانده تسهیلات اعطایی به بخش‌های مختلف اقتصاد نیز افزایش یافته است. این امر موجب افزایش احتمال نکول وام‌های اعطایی و در نتیجه افزایش ریسک و بی‌ثباتی مالی در اقتصاد خواهد شد. به علاوه نتایج حاصل از برآورد ضریب شوک پولی نشان می‌دهد که در کل سال‌های تحت مطالعه، عملکرد سیاست پولی به کاهش نرخ رشد اعتبارات منجر شده است و این کاهش در سطح ده درصد معنادار می‌باشد؛ برای مثال شوک مثبت سیاست پولی به عنوان یک سیاست پولی انقباضی موجب کاهش نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی شده است. این نتیجه بیانگر عملکرد مناسب سیاست‌گذار پولی در بهبود ثبات مالی از طریق کنترل نرخ رشد اعتبارات به بخش خصوصی در طی سال‌های تحت پوشش

مطالعه می‌باشد. به بیان دیگر بانک مرکزی در واکنش به افزایش بیش از حد نرخ رشد اعتبارات، به اعمال سیاست پولی انقباضی از طریق کاهش نرخ رشد پایه پولی پرداخته است. اعمال این سیاست موجب تحقق کانال انتظاراتی شده و این انتظار را در بنگاه‌های بخش خصوصی بوجود می‌آورد که هزینه تأمین مالی بیرونی بنگاه افزایش یافته و لذا مطابق با آن، میزان استقراض خود را کاهش می‌دهند. این امر موجب کاهش سرمایه‌گذاری و از این‌رو کاهش تقاضا برای اعتبار خواهد شد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه در ابتدا به برآورد قاعده سیاستی پرداخته شد که در آن نرخ رشد پایه پولی در واکنش به شکاف تورم و شکاف تولید تعدیل می‌شود. نتایج حاصل از آزمون تصریح مدل بیانگر وجود رابطه غیرخطی یا چرخشی در تابع عکس‌العمل سیاستی فوق می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد قاعده تصریح شده با استفاده از مدل چرخشی مارکف نشان داد که در طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۲، ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ با تعداد سال‌های ۲۵ سال و پایداری متوسط ۸/۳۳ سال، بانک مرکزی بیشتر به دنبال دستیابی به هدف ثبات اقتصادی بوده است و برای دستیابی به این هدف، از طریق اعمال سیاست پولی انبساطی، ناچار بوده است تا تورم را به سطحی بالاتر از تورم هدف افزایش دهد. همچنین، نتایج به‌دست آمده نشان داد که در سال‌های ۱۳۶۱، ۱۳۷۳ و ۱۳۸۴ یک چرخش در وضعیت سیاستی اقتصاد ایران رخ داده است به طوری که در سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۶۱، ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵ و ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ با ۱۵ سال و دوام متوسط ۵ سال، سیاست‌گذار پولی بیشتر به دنبال دستیابی به هدف ثبات تورم بوده؛ به طوری که با افزایش تورم به سطحی بالاتر از تورم هدف، به صورت کاهش نرخ رشد پایه پولی واکنش نشان داده است. از این‌رو بانک مرکزی از طریق اعمال سیاست پولی انقباضی ناچار بوده است تا تولید را به سطحی پایین‌تر از روند آن کاهش دهد. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که سال‌هایی که در آن بانک مرکزی از طریق اعمال سیاست پولی انبساطی بیشتر به دنبال هدف ثبات اقتصادی بوده است، نسبت به دوره‌هایی که در آن سیاست‌گذار پولی به دنبال دستیابی به هدف ثبات تورم می‌باشد، از پایداری و دوام بیشتری در طی دوره زمانی مورد مطالعه در اقتصاد ایران برخوردار بوده است.

در ادامه، به منظور بررسی نقش عملکرد سیاست‌گذار پولی و نیز اهرم مالی (به‌عنوان شاخص سیاست احتیاطی) بر معیار ثبات مالی اقتصاد ایران، به محاسبه پسماند معادله برآورد شده‌ی فوق به‌عنوان نماینده شوک سیاست پولی پرداخته شد. سپس قاعده سیاستی برآورد شد که در آن نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (به‌عنوان معیار ثبات مالی در اقتصاد) در واکنش به شوک سیاست پولی و اهرم مالی یا نسبت بدهی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی تعدیل می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون تصریح مدل بیانگر وجود رابطه خطی در تابع عکس‌العمل سیاستی بود. از این رو به برآورد این قاعده از طریق روش حداقل مربعات معمولی پرداخته شد. نتایج برآورد نشان داد که در طی سال‌های تحت مطالعه، از شاخص نسبت بدهی به تولید به عنوان شاخص احتیاطی برای مقابله با ریسک سیستماتیک و دستیابی به ثبات مالی از طریق کاهش نرخ رشد اعتبارات اسمی در سیستم بانکی استفاده نشده است؛ به طوری که علی‌رغم بدتر شدن وضعیت ترازنامه کارآفرینان از طریق افزایش نسبت بدهی بخش خصوصی، رشد اعتبارات و مانده تسهیلات اعطایی به بخش‌های مختلف اقتصاد نیز افزایش یافته است. به علاوه نتایج حاصل از برآورد ضریب شوک پولی بیانگر عملکرد مناسب سیاست‌گذار پولی در بهبود ثبات مالی از طریق کنترل نرخ رشد اعتبارات به بخش خصوصی می‌باشد. به بیان دیگر بانک مرکزی در واکنش به افزایش نرخ رشد اعتبارات، به اعمال سیاست پولی انقباضی از طریق کاهش نرخ رشد پایه پولی پرداخته است. اعمال این سیاست موجب تحقق این انتظار در بنگاه‌های بخش خصوصی می‌شود که هزینه تأمین مالی بیرونی بنگاه افزایش یافته و لذا مطابق با آن، میزان استقراض خود را کاهش می‌دهند. این امر موجب کاهش سرمایه‌گذاری و نیز کاهش تقاضا برای اعتبار از سوی بنگاه‌ها خواهد شد و لذا سیاست‌گذار پولی با کنترل گسترش بیش از حد اعتبارات، ریسک و احتمال نکول وام توسط کارآفرینان را کاهش داده و از این رو به بهبود ثبات مالی اقتصاد منجر شده است.

منابع

- ابونوری، اسمعیل و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۷). «الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک»، پژوهشنامه اقتصادی، ۳(۳۰): ۱۵۳-۱۷۴.
- تقی‌زاده، حجت؛ زمانیان، غلامرضا و هراتی، جواد (۱۳۹۵). «محاسبه شاخص‌های شرایط پولی و مالی با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اساسی برای اقتصاد ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵(۱۹): ۲۹-۵۷.
- ختیایی، محمود؛ محمدی، تیمور و میرزایی، اسماعیل (۱۳۹۵). «عوامل تعیین‌کننده کیفیت پورتفوی وام در نظام بانکی ایران: رویکرد پانل پویا»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵(۱۷): ۸۱-۱۰۸.
- مهرگان، نادر؛ محمدزاده، پرویز؛ حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۲). «بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت خام: کاربردی از مدل‌های GARCH و رگرسیون چرخشی مارکف»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۱۲): ۷۳-۱۰۱.
- Akinci, O. and Olmstead-Rumsey., J. (2015). "How effective are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation". *International Finance Discussion Papers*, 1136: 1-49.
- Angelini, P.; Neri, S. and Panetta, F. (2012). "Monetary and Macroprudential Policies". *ECB Working Paper*, No. 1449: 1-34.
- Badarau, C. and Popescu, A. (2014). "Monetary Policy and Credit Cycles: A DSGE Analysis". *Economic Modelling*, 42: 301-312.
- Bailliu, J.; Meh, C. and Zhang, Y. (2015). "Macroprudential Rules and Monetary Policy when Financial Frictions Matter". *Economic Modelling*, 50: 148-161.
- Dell'Araccia, G.; Igan, D.; Laeven, L.; Tong, H.; Bakker, B. and Vandebussche, J. (2012). "Policies for Macrofinancial Stability: How to Deal with Credit Booms". *IMF Staff Discussion Note 12/06*, 1-45.
- Diebold, F.X.; Lee, J. H. and Weinbach, G. (1994). "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities", *Oxford University Press*, 283-302.
- Filardo, A. (1992). *Business Cycle Phases and Their Transitional Dynamics*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Mimeo.
- Gourinchas, P. and Obstfeld, M. (2012). "Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First". *Journal of Macroeconomics*, 4: 226-65.
- Hamilton. (1994). *Time series Analysis*, Princeton University Press.
- International Monetary Found (2014a). *Staff Guidance Note on Macroprudential Policy*. IMF Policy Paper, December, 1-43.
- International Monetary Fund (2015b). *Monetary Policy and Financial Stability*. IMF Policy Paper, August, 1-66.
- Jorda, Ò.; Schularick, M. and Taylor, A. (2011). "Financial Crises, Credit Booms, and External Imbalances: 140 Years of Lessons". *IMF Economic Review*, 59(2): 340-378.
- Kannan, P.; Rabanal, P. and Scott, A. (2012). "Monetary and Macroprudential Policy Rules with House Price Booms". *B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1): 1-44.
- Levine, P. and Lima, D. (2015). "Policy Mandates for Macro-Prudential and Monetary Policies in a New Keynesian Framework". *ECB Working Paper*, 1784: 1-43.

- Quint, D. and Rabanal, P. (2014). "Monetary and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area". *International Journal of Central Banking*, 10: 169-235.
- Smets, F. (2014). "Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked?". *International Journal of Central Banking*, 10(2): 263-300.
- Smit, N. (2015). *A Comparison of the Stabilising Effects of Augmented Taylor Rules and Macroprudential Policy in A DSGE Framework with Financial Frictions*. Master Thesis, University of Amsterdam.
- Williams, J. C. (2015). "Measuring the Effects of Monetary Policy on House Prices and the Economy". Presentation to Bank Indonesia-BIS Conference on "Expanding the Boundaries of Monetary Policy in Asia and the Pacific," Jakarta, Indonesia, 1-13.
- Zdzienicka, A.; Chen, S.; Diaz Kalan, F.; Laseen, S. and Svirydzenka, K. (2015). "Effects of Monetary and Macroprudential Policies on Financial Conditions: Evidence from the United States". *IMF Working Paper*, WP/15/288, 1-29.
- Zhang, L. and Zoli, E. (2016). "Leaning Against the Wind: Macroprudential Policy in Asia". *Journal of Asian Economics*, 42: 33-52.

