New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Quarterly Journal, Vol. 16, No. 2, Summer 2021, 1-21
Doi: 10.30465/JNET.2020.6402

Financial Structure and Inflation in Iran

Mohammad Ali Aboutorabi*, Mehdi Hajamini**

Sahar Tohidi***

Abstract

It is important to answer the question of how countries should design their financial and banking structures to achieve low stable inflation rates. This paper investigates the effects of financial and banking structures on inflation in Iranian economy from 1987 to 2016 using FMOLS method. Our findings reveal that the effect of bank-based financial structure on inflation is negative. From different indices for banking structure, deposit money bank assets can reduce inflation significantly. Moreover, the one-to-one relationship between liquidity and inflation, as monetarists claim, is applied only when the impact of financial structure and banking structure is considered in regression. These findings, generally, are in the support of designing a less unbalanced financial structure and promoting the financial strength of banks in order to lowering the inflation.

Keywords: financial development, financial structure, bank, stock market, inflation.

JEL Classification: G00, G20, G21, E31

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* Assistant Professor in Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies, (Corresponding Author), aboutorabi.econ@gmail.com

** Assistant Professor in Economics, Department of Economics, Yazd University, hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

*** A. Student of Economics, Tarbiat Modares University, tohidi.econ@gmail.com

Date received: 08/02/2021, Date of acceptance: 17/05/2021

Copyright © 2018, This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال ۱۶، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۴۰۰، ۳ - ۲۱

ساختار مالی و تورم در ایران[۱]

محمدعلی ابوترابی*

مهدی حاج‌امینی، سحر توحیدی*****

چکیده

پاسخ به این سؤال که کشورها ساختار مالی و بانکی خود را چگونه طراحی کنند تا بتوانند نرخ‌های تورم را به طور مستمر و باثبات پایین نگه دارند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. این مقاله، ساختار مالی و بانکی ایران را در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۷–۲۰۱۶ (۱۳۶۶–۱۳۹۵) بررسی و تأثیر آن را بر تورم به روش FMOLS برآورد کرده است. یافته‌ها حاکی از آن است که اثر ساختار مالی بانک‌محور بر تورم در ایران منفی است. از میان شاخص‌های مختلف ساختار بانکی، شاخص دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر توانسته تورم را کاهش دهد. به علاوه، تنها با لحاظ تأثیر شاخص‌های ساختار مالی و ساختار بانکی، رابطه یک‌به‌یک میان نقدینگی و تورم مطابق با آن‌چه پول‌گرایان ادعا می‌کنند، برقرار است. به طور کلی، این یافته‌ها در حمایت از ایده‌ی طراحی ساختار مالی کمتر نامتوازن و افزایش قدرت مالی بانک‌ها به منظور کاهش تورم هستند.

کلیدواژه‌ها: توسعه مالی، ساختار مالی، بانک، بازار سهام، تورم

طبقه‌بندی JEL: G00، G20، G21، E31

* استادیار اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی (نویسندهٔ مسئول)، aboutorabi.econ@gmail.com

** استادیار دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

*** دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، tohidi.econ@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۲۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۷

Copyright © 2018, This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

۱. مقدمه

ساختار مالی با ترکیبی از ابزارها و مؤسسه‌های مالی تعیین می‌شود (گلدسمیت Goldsmith، ۱۹۶۹: ۲۶) و به فرآیندی اشاره دارد که از طریق آن بازارهای مالی ریسک‌ها و منابع را به بهترین کاربردها تبدیل کرده و در عین حال، این اطمینان را ایجاد می‌کنند که مدیران بیش از منافع خود به دنبال منافع تأمین‌کننده‌های سرمایه باشند. پس تبدیل پس‌انداز به فرصت‌های سرمایه‌گذاری با مناسب‌ترین هزینه توسط ساختار مالیِ متشکل تسهیل می‌شود (کینگ و لوین King & Levine، ۱۹۹۳) و همزمان کمّیت و کیفیت حاکمیت شرکتی و پایش بیرونی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ساختار مالی از طرق مختلف بر اثربخشی سیاست پولی و در نتیجه، بر تورم اثر می‌گذارد. بنابراین، کشور درحال‌توسعه‌ای مانند ایران بایستی ساختار مالی و بانکی خود را اصلاح کند تا دسترسی بنگاه‌ها را تقویت کرده، عملکرد سیاست‌های پولی را بهبودبخشیده و نرخ تورم را به طور مستمر و باثبات پایین نگه دارد. ساختار مالی مطلوب هم به مهار نرخ‌های دورقمیِ مستمر تورم و هم به اثربخشیِ حداکثری سیاست‌های توسعه در اقتصاد ایران کمک خواهد کرد.

در همین راستا، پژوهش حاضر به این سؤال می‌پردازد که ابعاد مختلف ساختار مالی در ایران چه تأثیری بر تورم داشته است؟ ابعاد ساختار مالی برای سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ محاسبه و سپس تأثیر آن‌ها بر تورم با روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده Full-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) برآورد می‌شود.

ساختار مقاله بدین شرح است. ادبیات پیرامون رابطه‌ی ساختار مالی و تورم در بخش دوم مرور می‌شوند. بخش سوم، شامل روش پژوهش است. بخش چهارم، به گزارش و تحلیل یافته‌ها اختصاص دارد. نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی در بخش پنجم آمده‌اند.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

با وجود حجم عظیم نقدینگی تزریق‌شده توسط بانک‌های مرکزی، بنگاه‌های کوچک هم‌چنان برای دستیابی به اعتبار با مشکلات زیادی روبه‌رو هستند. همچنین، در بازارهای

نوظهور، با وجود استفاده گسترده از ابزارهای سیاست پولی متعارف، دسترسی مالی بنگاه‌ها هنوز بسیار مشکل است. این شرایط در حالی است که کشورهای مختلف دارای سیستم‌های متفاوتی برای تأمین مالی شرکتی هستند، بانک‌های مرکزی آن‌ها سیاست‌های پولی بسیار متفاوتی اتخاذ می‌کنند و بازارهای آن‌ها در سطوح بسیار متفاوتی از اطمینان قرار دارند. بنابراین، درک روابط متقابل میان سیاست‌های پولی، تمایلات بازار و عرضه اعتبار و نیز بررسی این که آیا اختلاف مشاهده شده در اثربخشی سیاست پولی بر افزایش اعتبار و رونق فعالیت اقتصادی بستگی به نوع اصطکاک مالی (و ساختار مالی برآمده از آن) در یک اقتصاد دارد، بسیار مهم است.

به دلیل اطلاعات نامتقارن، بنگاه‌ها ملزم به وثیقه گذاشتن وجوه داخلی خود هستند تا درصورت صرف وام در فعالیت‌های غیرمولد یا در صورت نکول، بیمه‌ای برای اعتباردهندگان باشد. ارزش وثیقه (یا ارزش خالص بنگاه) توسط بازار سهام تعیین می‌شود که دارای نقص و نوسان‌های دائمی است. هزینه وام‌های دریافتی با اهرم مالی بنگاه رابطه مستقیم دارد؛ زیرا اهرم بالاتر (به دلیل قرارگیری بیشتر در معرض نوسان‌های بازار و شوک‌های منفی) موجب افزایش ریسک بنگاه می‌شود (برنانکی و همکاران Bernanke et al.، ۱۹۹۹).

تأمین مالی بازارمحور هم انعطاف‌پذیرتر است و هم به شرط چشم‌انداز مثبت بازار به‌طور نسبی ارزان‌تر است. پس تا زمانی که تصور بازار از ارزش وثیقه بنگاه مثبت باشد؛ بنگاه‌ها این روش را در اولویت قرار می‌دهند، زیرا هزینه‌های اضافی یا پنهان مانند هزینه‌های عملیاتی و مدیریتی به بنگاه تحمیل نمی‌شود (د گراو و جربا De Grauwe & Gerba، ۲۰۱۶؛ د گراو و ماکیارلی De Grauwe & Macchiarelli، ۲۰۱۵).

در مقابل، تأمین مالی بانکی پایدارتر است. در هنگام رکود، عرضه اعتبارات احتمالاً به میزان کمتری کاهش می‌یابد، زیرا بانک‌ها ریسک ناشی از رکود سنگین بازارها را با استفاده از ضربه‌گیرهای سرمایه‌ای‌شان درونی‌سازی می‌کنند. البته طبیعی است که این نوع تأمین مالی برای بنگاه‌ها به دلیل کفایت سرمایه و هزینه‌های تعدیل گران‌تر خواهد بود (بولتون و فریشاس Bolton & Freixas، ۲۰۰۶).

دیدگاه مبتنی بر ساختار مالی، علاوه بر استدلال‌های گفته شده در بالا، بر وابستگی بیش‌تر برخی از بنگاه‌ها و صنایع به تأمین مالی بانکی تأکید می‌کند. مطابق این دیدگاه،

وام‌دهی نقش کلیدی در سازوکار گذار پولی دارد. سیاست پولی موجب تغییر ذخایرِ دردست‌رس سیستم بانکی می‌شود و از این طریق بر تمایل بانک‌ها به وام‌دهی و در نهایت، عرضه‌ی وام تأثیر می‌گذارد. هر چقدر تأمین مالی بنگاه بیشتر به بانک‌ها متکی باشد، سیاست‌های پولی تأثیر بیشتری بر آن‌ها خواهد داشت (باندس‌بنک Bundesbank، ۲۰۰۱).

به طور کلی، سازوکار گذار در کشورهایی که بنگاه‌ها وابستگی بیشتری به بانک دارند و سیستم بانکی سلامت کمتر و تمرکز کمتر دارد، قوی‌تر خواهد بود. از یک سو، بنگاه‌هایی که دسترسی مستقیم کمتری به بازار سهام دارند، قادر به کاهش اثر انقباض وام‌های بانکی نیستند. از سوی دیگر، بانک‌ها نیز دسترسی محدودی به سپرده‌های غیرقابل ذخیره‌سازی[۲] دارند و مجبور هستند همگام با تغییر در سیاست پولی، ترازنامه خود را تغییر دهند. بنابراین، با وجود این شرایط، اثر سیاست پولی بر تورم در سیستم‌های بانک‌محور، شدیدتر است (باندس‌بنک، ۲۰۰۱).

مهم‌ترین نکته سازوکار گذار این است که برخی از بنگاه‌ها برای تأمین مالی به بانک‌ها وابسته هستند و سیاست پولی بر عرضه وام‌دهی بانکی تأثیر می‌گذارد. کاهش در میزان ذخایر موجب کاهش سطح سپرده‌ها می‌شود که باید با کاهش وام‌ها هماهنگ شود. البته سطح پایین‌تر وام‌های بانکی فقط تا حدی روی بخش واقعی اقتصاد تأثیر می‌گذارد که بنگاه‌هایی بدون منبع جایگزین برای سرمایه‌گذاری وجود داشته باشند (باندس‌بنک، ۲۰۰۱). یعنی اگر دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی بخش غیربانکی زیاد و کم‌هزینه باشد (که به معنای توسعه‌یافتگی بخش غیربانکی است) اثر ساختار مالیِ بانک‌محور کمتر می‌شود.

ادبیات اخیر سیاست پولی به نقص‌های بازار اعتباری (مانند هزینه‌های اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی) و نقش اعتبار بانکی در گذار سیاست پولی و نوسان‌های اقتصادی توجه دارد. دیدگاه اعتباریِ گذار سیاست پولی که به طور سنتی با کانال‌های ترازنامه و وام بانکی تبیین می‌شود، بر نقش مهم اعتبار بانکی تأکید دارد. بر اساس این دیدگاه، وام‌دهی بانکی تأثیر معنی‌داری بر اثربخشی سیاست پولی دارد. بنابراین، با توجه به تأثیر سیاست‌های پولی از طریق بخش بانکی بر اقتصاد، در مورد کارآیی سیستم‌های مالی بانک‌محور و سیستم‌های مالی بازارمحور اختلاف نظر وجود دارد. در واقع، این مسأله که در سیستم‌های مالی بانک‌محور آثار سیاست‌های پولی بیشتر از سیستم‌های مالی بازارمحور است، بستگی به بخش بانکی دارد[۳] (وانگ Wang, L.، ۲۰۱۶).

درجه‌ی گذار سیاست پولی به ساختار مالی مرتبط است. در هنگام کاهش نرخ بهره، حجم اعتبارات و تقاضای واقعی پول تمایل به کاهش گذار به نرخ‌های اعتباری دارد، درحالی که تأثیر آن‌ها با افزایش نرخ بهره معنی‌دار نیست. این تا حدی به دلیل توانایی بانک‌ها در حفظ حاشیه نرخ بهره‌شان در صورت مواجهه با تقاضای بیشتر برای اعتبارات است (مُیون Mojon، ۲۰۰۰).

از مجموع مطالب بالا، چند نکته در مورد ترسیم ساختار مالی و بررسی آثار آن بر تورم فهم می‌شود: ۱) مسیری که سیستم مالی طی کرده است اهمیت دارد، نه نوع ساختار مالی کشور در مقطعی از زمان؛ ۲) ساختار مالی هر کشور احتمالاً به سطح و نوع توسعه اقتصادی آن کشور بستگی دارد؛ ۳) استفاده از یک شاخص کلی مانند درجه بانک‌محوری به تنهایی نمی‌تواند ساختار مالی و مسیری را که طی کرده است، منعکس کند؛ ۴) لازم است شاخص‌های ساختار مالی با مقایسه دودویی یا چندتایی اندازه‌گیری شوند؛ ۵) متوازن بودن ساختار مالی اهمیت دارد، یعنی بایستی بخش‌های سیستم مالی (بانک‌های تجاری، بانک‌های تخصصی، مؤسسات مالی غیربانکی، بازارهای سهام، بازارهای اوراق قرضه، بازارهای مشتقه، بیمه‌ها و ...) به طور نسبی به یک اندازه توسعه‌یافته باشند.

۲.۲ پیشینهٔ پژوهش

پژوهش‌های اندکی می‌توان یافت که رابطه‌ی ساختار مالی با تورم را به طور مستقیم مطالعه کرده باشند. برای نمونه، دمیرگوچ-کونت و لوین Demirgüç-Kunt & Levine (۲۰۰۴) نشان دادند تورم با توسعه‌نیافتگی مالی همبستگی مستقیم دارد، اما هیچ تفاوت معنی‌داری میان نرخ‌های تورم سیستم‌های مالی بازارمحور و بانک‌محور مشاهده نمی‌شود.

بیش‌تر پژوهش‌ها رابطه‌ی ساختار مالی و تورم را به طور غیرمستقیم و از طریق کانال سیاست پولی و نرخ بهره بررسی کردند که در ادامه مرور می‌شوند. کاشیاپ و استین Kashyap & Stein (۱۹۹۷) نشان دادند که بانک‌ها عمدتاً به تأمین مالی سپرده‌های قابل‌ذخیره‌سازی متکی هستند و به همین دلیل، کاهش ذخایر موجب می‌شود که بانک‌ها ترازنامه‌های خود را منقبض کنند و از عرضه وام بکاهند.

کاشیاپ و استین (۲۰۰۰) بر اساس مشاهدات در اقتصاد آمریکا ادعا کردند که وقتی بانک مرکزی سیاست انقباضی دنبال می‌کند، تأمین مالی غیربانکی (مانند اوراق بهادار

تجاری) جایش را می‌گیرد و سرمایه‌گذاری بیش از آنچه پیش‌بینی می‌شود، کاهش می‌یابد. این امر به این دلیل است که بنگاه‌های کوچک وجوه نقد کافی به عنوان ضربه‌گیر ندارند و مجبور هستند سرمایه‌گذاری خود را بیشتر کاهش دهند. به همین ترتیب، بانک‌های کوچک در مقایسه با بانک‌های بزرگ به دلیل داشتن اوراق بهادار کمتر، وام‌دهی را بیشتر کاهش می‌دهند.

در همین راستا، اِرمن و همکاران .Ehrmann et al (۲۰۰۱) نشان دادند که در اروپا سیاست‌های پولی با تأثیرگذاری بر سطح نقدینگی بانک‌ها، بر عرضه اعتبارات تأثیر می‌گذارد. البته آن‌ها برخلاف مطالعه‌ی کاشیاپ و استین (۲۰۰۰)، شواهدی در اروپا مبنی بر این که اندازه بانک‌ها میزان وام‌های آن را توضیح می‌دهد، پیدا نکردند.

باندس‌بنک (۲۰۰۱) نشان داد بنگاه‌هایی که دسترسی راحت‌تری به بازار سهام دارند، از کاهش وام‌دهی بانک‌ها بیشتر در امان هستند. همچنین، هرچقدر سیستم بانکی یک کشور ضعیف‌تر باشد، تأثیر مورد انتظار سیاست پولی قوی‌تر خواهد بود.

بنیتو Benito (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های ترکیبی برای شرکت‌های انگلستان و اسپانیا نتیجه گرفت که هزینه استقراض بر موجودی انبار تأثیر معنی‌دار دارد. همچنین مشخص شد که تأثیر نقدشوندگی و سهم استقراض (از کل وجوه بنگاه) در انگلستان (که سیستم مالی بازارمحور دارد) نسبت به اسپانیا (که سیستم مالی بانک‌محور دارد) قوی‌تر است. بنابراین، اثربخشی سیاست پولی بر تورم در انگلستان بیشتر از اسپانیا بوده است.

بردکین و تائو Burdekin & Tao (۲۰۱۱) نقش فعالیت‌های بانکی و بازار سهام را در تورم چین برای دوره زمانی ۲۰۰۴–۲۰۱۰ بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که پایداری بورس اوراق بهادار با سطح وام‌دهی بانک‌ها و تورم مرتبط است.

وانگ (۲۰۱۶) به بررسی نقش ساختار مالی ژاپن و آمریکا در استفاده از سیاست پولی غیرمتعارف پرداخت. وی با تحلیل‌های سری زمانی نشان داد که تفاوت ساختار مالیِ این دو کشور تا چه اندازه بر رابطه‌ی بین سیاست پولی غیرمتعارف و وام‌دهی بانک‌ها تأثیر گذاشته است.

د گراوِ و جربا (۲۰۱۷) مشخص کردند که کانال گذارِ سیاست پولی در سیستم مالی بانک‌محورِ قوی‌تر از سیستم مالی بازارمحور است. آن‌ها بیان کردند که رشد اعتبار در سیستم بازارمحور بیشتر است، اما نااطمینانی حاصل از نقص‌های بازار موجب می‌شود این

سیستم‌ها در واکنش به تکانه‌های اقتصاد کلان به طور متوسط ضعیف‌تر عمل کنند. در شرایطی که اقتصاد در رکود است، سیاست پولی انبساطی در سیستم بازارمحور در مقایسه با سیستم بانک‌محور رونق وسیع‌تری به همراه دارد. در نتیجه، سیاست پولی در سیستم‌های بانک‌محور در هموارسازی چرخه‌های مالی و تجاری موثرتر خواهد بود.

بر اساس توضیحات این بخش، پژوهش حاضر نقش ساختار مالی در تورم ایران را به‌طور مستقیم بررسی می‌کند که تا کنون مورد توجه نبوده است. سیستم مالی ایران درجه بانک‌محوری بالایی دارد[۴]، بنابراین، اثر ساختار سیستم بانکی بر تورم نیز برآورد می‌شود. از دیگر جنبه‌های متمایز این پژوهش آن است که علاوه بر شاخص روانه عمق ساختار مالی (که در پژوهش‌های پیشین پرکاربرد بوده)، شاخص انباره عمق ساختار مالی هم محاسبه و استفاده می‌شود. شاخص روانه نیز غالباً به صورت مقایسه‌ای میان سیستم بانکی و بازار سهام محاسبه می‌شده، اما در این مقاله عمق بخش بیمه (عمر و غیرعمر) به آن اضافه می‌شود[۵].

۳. روش پژوهش

در مطالعه‌های تجربی به طور کلاسیک معادله مقداری پول برای بررسی رابطه نقدینگی و تورم استفاده می‌شود؛ برای نمونه می‌توان به مورنی Moroney (۲۰۰۹)، باچمایر و سوانسون Bachmeier & Swanson (۲۰۰۵) و وانگ و همکاران Wang, Y. et al. (۲۰۱۶) اشاره کرد. از طرف دیگر، در پژوهش‌های مختلف از قبیل بنیتو (۲۰۰۵)، دمیرگوچ-کونت و لوین (۲۰۰۴) و باندس‌بنک (۲۰۰۱) شاخص‌های ساختار مالی به رگرسیون تورم اضافه شدند. بر اساس این پژوهش‌ها، معادله رگرسیونی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Ln(p_t) = \alpha + \beta Ln(m_t) + \theta Ln(y_t) + \gamma Z_t + \varepsilon_t, \qquad (۱)$$

که در آن p_t شاخص قیمت مصرف‌کننده، m_t نقدینگی و y_t تولید ناخالص داخلی است. Z_t بردار ستونی شاخص‌های ساختار سیستم مالی (یا بانکی) است که طبق شکل ۱ قابل‌محاسبه هستند. متناظراً بردار سطری γ تأثیر این شاخص‌ها را بر شاخص قیمت منعکس می‌کند. کلیه اطلاعات خام موردنیاز این رگرسیون برای دوره زمانی ۱۹۸۷–

۲۰۱۶ از بانک جهانی و مجموعه داده‌های توسعه مالی جهانی (Global Financial Development Dataset) گردآوری شده است.

شاخص روانه عمق ساختار مالی: نسبت منابع تجهیز شده در سیستم بانکی تقسیم بر مجموع منابع تجهیز شده در سیستم مالی در یک سال مشخص

- نسبت سپرده‌های سیستم مالی به GDP
- نسبت حق بیمه‌های عمر به GDP
- نسبت حق بیمه‌های غیرعمر به GDP
- نسبت ارزش کل سهام مبادله شده به GDP

شاخص انباره عمق ساختار مالی: نسبت منابع تجمیع شده در سیستم بانکی تقسیم بر مجموع منابع تجمیع شده در سیستم مالی تا یک سال مشخص

- نسبت بدهی‌های نقدی به GDP تقسیم بر مجموع نسبت بدهی‌های نقدی به GDP و نسبت تجمیع سرمایه بازار سهام به GDP

شاخص‌های ساختار سیستم بانکی

- نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به کل دارایی‌های سیستم بانکی
- نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به کل اعتبارات
- نسبت وام‌های خارجی به کل وام‌های داخلی و خارجی

شکل ۱. محاسبه شاخص‌های ابعاد ساختار مالی
منبع: طبقه‌بندی پژوهش

برای برآورد معادله (۱) که متغیرهای آن انباشته از درجه یک و احتمالاً درون‌زا هستند، روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) به کار گرفته می‌شود. با توجه به دوره زمانی نسبتاً کوتاه، این روش هم رابطه بلندمدت را به نحو مناسبی برآورد می‌کند و هم موجب رفع تورش درون‌زایی متغیرها می‌شود. در ادامه، این روش به طور ساده شرح داده می‌شود.

دو متغیر ناپایای x_t و y_t در نظر گرفته شوند. اگر یک رابطه همگرایی بلندمدت بین آن‌ها وجود داشته باشد:

$$y_t = \beta x_t + u_t, \qquad (۲)$$

آن گاه روش OLS برآورد فوق‌سازگاری از ضریب β به صورت زیر بدست می‌دهد:

$$\hat{\beta}_{OLS} = (\sum_{t=1}^{T} {x_t}^2)^{-1}(\sum_{t=1}^{T} x_t y_t). \qquad (۳)$$

برآوردگر $\hat{\beta}$ با فرض پایایی متغیرها با نرخ $\sqrt{n}$ به سمت پارامتر واقعی جامعه همگرا می‌شود؛ اما با همجمع بودن متغیرها نرخ همگرایی به n افزایش می‌یابد. در این حالت گفته می‌شود که برآوردگر OLS فوق‌سازگار است و از خطای تورش و ناکارآیی حاصل از درون‌زایی متغیر x_t و همبستگی سریالی خطاها چشم‌پوشی می‌شود (سینگ Singh، ۲۰۰۸، ۲۰۱۰).

اما در نمونه‌های کوچک، تورش و ناکارآیی آماره‌های آزمون غیرقابل اغماض است. به همین دلیل، فیلیپس و هانسن Phillips & Hansen (۱۹۹۰) تصحیح شبه‌پارامتریکی برای برآوردهای OLS پیشنهاد می‌دهند. مدل با فرض درون‌زایی هر دو متغیر ناپایای x_t و y_t به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$y_t = \beta x_t + u_{1t},$$
$$x_t = x_{t-1} + u_{2t}. \qquad (۴)$$

دروزن‌زایی x_t بدین معنی است که اجزای خطای معادله‌های بالا همبستگی هم‌زمان دارند و در نتیجه تورش همزمانی ایجاد می‌کنند. ماتریس کواریانس بردار اجزای خطاها $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$ به صورت زیر است:

$$\Sigma = E(u_t . u_t') = \begin{bmatrix} E(u_{1t}u_{2t}) & E(u_{1t}u_{2t}) \\ E(u_{1t}u_{2t}) & E(u_{1t}u_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12}^2 \\ \sigma_{21}^2 & \sigma_{22}^2 \end{bmatrix}. \qquad (۵)$$

از طرف دیگر، خطاها ممکن است خودهمبستگی داشته باشند. پس u_{1t} و u_{2t} علاوه بر هم‌بستگی همزمان، همبستگی سریالی هم خواهند داشت که ماتریس کواریانس بلندمدت یک‌طرفه آن‌ها عبارت است از:

$$\Lambda = \sum_{i=0}^{\infty} E(u_t . u_{t-i}') =$$
$$\begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} E\left(u_{1t}u_{1,t-i}\right) & \sum_{i=0}^{\infty} E\left(u_{1t}u_{2,t-i}\right) \\ \sum_{i=0}^{\infty} E\left(u_{2t}u_{1,t-i}\right) & \sum_{i=0}^{\infty} E\left(u_{2t}u_{2,t-i}\right) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix}. \qquad (۶)$$

به همین ترتیب، ماتریس کواریانس بلندمدت عبارت است از ($\Omega = \Lambda + \Lambda' - \Sigma$):

$$\Omega = \sum_{i=-\infty}^{\infty} E(u_t.u_{t-i}') = \begin{bmatrix} \sum_{i=-\infty}^{\infty} E(u_{1t}u_{1,t-i}) & \sum_{i=-\infty}^{\infty} E(u_{1t}u_{2,t-i}) \\ \sum_{i=-\infty}^{\infty} E(u_{2t}u_{1,t-i}) & \sum_{i=-\infty}^{\infty} E(u_{2t}u_{2,t-i}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix}. \quad (۷)$$

نهایتاً فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برآوردگر بدون‌تورش را به صورت زیر ارائه می‌کنند:

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = (\sum_{t=1}^{T} {x_t}^2)^{-1}(\sum_{t=1}^{T} x_t y_t^* - T\lambda_{12}^*). \quad (۸)$$

که در آن:

$$y_t^* = y_t - \omega_{12}\omega_{22}^{-1}u_2,$$
$$\lambda_{12}^* = \lambda_{12} - \omega_{12}\omega_{22}^{-1}\lambda_{22}. \quad (۹)$$

در حالتی که x_t برون‌زای ضعیف باشد، همبستگی سریالی وجود نخواهد داشت ($\omega_{12} = \lambda_{12} = 0$)، در نتیجه $y_t^* = y_t$ و $\lambda_{12}^* = 0$ می‌شود و برآوردگر OLS و FMOLS یکسان خواهند بود. توضیحات بالا برای مدلی شامل عرض از مبدأ، روند، متغیرهای دامی و چندین متغیر x_t برقرار و قابل تعمیم است (فیلیپس و هانسن، ۱۹۹۰؛ سینگ، ۲۰۰۸، ۲۰۱۰).

۴. یافته‌های پژوهش

در این بخش یافته‌های پژوهش گزارش و تحلیل می‌شوند. ابتدا پایایی متغیرها بررسی شد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان داد که همه متغیرها انباشته از درجه یک هستند (جدول پیوست). در ادامه، رگرسیون تورم با شاخص‌های ساختار مالی برآورد شده است (جدول ۱). نتایج گویای آن است که به طور جداگانه اثر شاخص روانه عمق ساختار مالی بر تورم منفی و اثر شاخص انباره عمق ساختار مالی بر تورم مثبت است. اما هنگامی که هردو شاخص به طور همزمان در رگرسیون لحاظ شدند، تأثیر منفی شاخص روانه به طور قابل ملاحظه‌ای کوچک‌تر شده و تأثیر شاخص انباره کاملاً از بین رفته است. بنابراین، براساس متغیرهای شاخص روانه عمق زیربخش‌های مالی می‌توان ادعا کرد که حفظ بانک‌محور بودن سیستم مالی ایران برای کاهش تورم مفید است؛ و در عین حال، با شکل‌گیری ساختار مالی نسبتاً متوازن (که در متغیرهای شاخص انباره عمق منعکس شده) انتظار می‌رود که وضعیت کلی ساختار مالی تأثیر معنی‌داری بر تورم نداشته باشد. این یافته

با نتیجه دمیرگوچ-کونت و لوین (۲۰۰۴) به عنوان یکی از معدود پژوهش‌هایی که به‌طور مستقیم اثر ساختار مالی بر تورم را بررسی کرده است، مطابقت دارد.

جدول ۱. برازش مدل با شاخص‌های ساختار مالی
توضیح: *، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.**
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر		مدل پایه	تصریح ۱	تصریح ۲	تصریح ۳
لگاریتم نقدینگی		۰/۸۵۲*** (۰/۱۲۳)	۰/۴۳۷*** (۰/۰۳۲)	۰/۸۳۴*** (۰/۰۴۳)	۰/۹۲۹*** (۰/۰۱۸)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی		-۱/۶۶۵* (۰/۸۸۹)	-۰/۱۲۵ (۰/۲۲۷)	-۱/۳۵۹*** (۰/۳۰۱)	-۲/۴۳۹*** (۰/۱۳۵)
شاخص روانه عمق ساختار مالی			-۰/۲۶۹*** (۰/۰۰۴)		-۰/۰۶۸*** (۰/۰۰۴)
شاخص انباره عمق ساختار مالی				-۰/۰۱۳*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)
عرض از مبدأ		۳۴/۶۲۱ (۲۷/۹۶۸)	۱۸/۶۲۳** (۷/۱۴۰)	۲۵/۳۸۳** (۹/۳۸۰)	۶۶/۵۰۳*** (۴/۳۷۵)
دامی ۲۰۰۰-۲۰۰۸		۰/۲۲۷* (۰/۱۲۲)	۰/۸۱۷*** (۰/۰۲۸)	-۰/۰۴۲ (۰/۰۳۰)	-۰/۲۱۰*** (۰/۰۱۴)
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۹۶۷	۰/۵۷۹	۰/۹۹۳	۰/۹۷۰
واریانس بلندمدت		۰/۰۸۴	۰/۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
آزمون ناهمسانی Q	وقفه اول	۱۵/۸۷۳***	۰/۰۰۷	۰/۹۴۰	۰/۳۷۸
	وقفه دوم	۱۹/۹۸۹***	۲/۱۸۸	۲/۹۶۳	۱/۱۲۴
آزمون جارک-برا		۴/۶۶۴*	۰/۳۴۰	۱/۳۸۰	۰/۶۱۴
آزمون والد (ضریب نقدینگی برابر یک)		۱/۴۳۴	۳۱/۰۳۶***	۱۵/۰۴۷***	۱۴/۷۸۰***
آزمون F کرانه (همگرایی بلندمدت)		۴/۷۵۹**	۵/۰۳۱***	۲۰/۱۹۰***	۲۷/۶۴۵***
تعداد مشاهدات		۳۰	۲۳	۲۳	۲۳

در ادامه، تأثیر شاخص‌های ساختار سیستم بانکی بر تورم برآورد و نتایج در جدول ۲ گزارش شده است. شاخص ساختار دارایی بانکی (نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به کل دارایی‌های سیستم) تأثیر معنی‌دار و منفی بر تورم و در مقابل شاخص ساختار اعتبارات بین‌المللی بانکی (نسبت وام‌های خارجی به کل وام‌های داخلی و خارجی) که

وضعیت جریان بین‌المللی ورودی نسبی اعتبارات بانکی را نشان می‌دهد، تأثیر معنی‌دار و مثبت داشته است. شاخص ساختار اعتبارات بانکی (نسبت اعتبارات اعطایی بخش خصوصی به کل اعتبارات) به تنهایی تأثیر معنی‌دار و مثبت داشته، اما پس از کنترل اثر دو شاخص دیگر معنی‌داری خود را از دست داده است.

جدول ۲. برازش مدل با شاخص‌های ساختار بانکی

توضیح: *، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.**

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر		تصریح ۱	تصریح ۲	تصریح ۳	تصریح ۴
لگاریتم نقدینگی		۱/۰۲۲*** (۰/۰۹۹)	۱/۰۶۹*** (۰/۰۵۲)	۱/۳۳۰*** (۰/۰۶۵)	۱/۳۳۰*** (۰/۰۵۷)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی		۱/۲۴۱ (۰/۷۵۷)	−۲/۲۵۳*** (۰/۳۵۴)	−۲/۸۹۲*** (۰/۴۴۳)	−۲/۲۳۷*** (۰/۳۴۸)
شاخص ساختار دارایی بانکی		−۰/۰۴۷*** (۰/۰۱۱)			−۰/۰۲۳*** (۰/۰۰۵)
شاخص ساختار اعتبارات بانکی			۰/۴۰۰*** (۰/۰۰۶)		−۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)
شاخص ساختار اعتبارات خارجی				۰/۰۲۶*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۴۳*** (۰/۰۰۶)
عرض از مبدأ		−۷۲/۳۵۶*** (۲۵/۴۵۶)	۴۴/۹۶۸*** (۱۰/۷۸۱)	۶۲/۸۰۷*** (۱۳/۸۱۹)	۳۷/۱۰۷*** (۱۱/۲۹۹)
دامی ۲۰۰۰–۲۰۰۸		۰/۳۱۰*** (۰/۱۰۷)	−۰/۰۹۹** (۰/۰۴۶)	−۰/۱۵۴** (۰/۰۵۷)	۰/۰۱۲۱ (۰/۰۴۳)
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۹۸۹	۰/۹۹۵	۰/۸۹۵	۰/۹۹۳
واریانس بلندمدت		۰/۰۴۲	۰/۰۱۰	۰/۰۱۶	۰/۰۰۴
آزمون ناهمسانی Q	وقفه اول	۰/۰۰۵	۰/۰۴۱	۱۵/۹۲۲***	۰/۲۳۰
	وقفه دوم	۰/۲۹۸	۰/۲۲۲	۱۹/۷۹۷***	۵/۶۵۸**
آزمون جارک–برا		۷/۴۷۶	۱/۶۲۶	۱/۱۱۴	۰/۳۱۱
آزمون والد (ضریب نقدینگی برابر یک)		۰/۰۴۸	۱/۷۵۲	۲۵/۵۱۳***	۳۳/۸۰۲***
آزمون F کرانه (همگرایی بلندمدت)		۲/۸۸۷	۵/۸۸۶***	۶۱/۳۴۶***	۴/۸۶۷***
تعداد مشاهدات		۳۰	۲۹	۲۷	۲۷

در مجموع، ساختار دارایی تأثیر منفی و ساختار اعتبارات بین‌المللی تأثیر مثبت داشتند و با کنترل اثر یکدیگر همچنان اثرشان حفظ شده است، یعنی ترکیب داخلی-خارجی اعتبارات تورم‌زا بوده است و قدرت مالی نسبی بانک‌ها ماهیت ضدتورمی داشته است. به هر حال، به نظر می‌رسد که ترکیب خصوصی-دولتی بودن اعتبارات بی‌اثر بوده است. بر این اساس می‌توان ادعا کرد که هرچه ساختار دارایی‌ها به نفع بانک‌ها تقویت شود، اثربخشی سیاست‌های ضدتورمی در اقتصاد ایران تقویت می‌شود. به عبارت دیگر، هر چه قدرت مالی نسبی بانک‌ها بیشتر شود، بانک‌ها بازیگران مؤثرتری در اجرای سیاست‌های مهار تورم بوده و بانک مرکزی مجبور خواهد شد رفتار آن‌ها را در طراحی سیاست پولی لحاظ کند.

یک شاخه دیگر از یافته‌های این پژوهش در مورد نظریه مقداری پول است. مدل پایه در برازش‌ها، نظریه مقداری پولی است. در برآورد این مدل اثر نقدینگی بر تورم معنی‌دار و مثبت است، اما رابطه یک‌به‌یک میان نقدینگی و تورم طبق آزمون والد تأیید نمی‌شود. جالب آن‌که پس از لحاظ کردن شاخص‌های ساختار مالی به طور جداگانه و یا همزمان، و نیز لحاظ کردن شاخص ساختار اعتبارات بین‌المللی و یا هر سه شاخص ساختار بانکی به‌طور هم‌زمان، اثر نقدینگی بر تورم یک‌به‌یک شده است. به عبارت دیگر، پس از لحاظ آثار ساختار مالی و بانکی، ایده اصلی پول‌گرایان در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.

این نتیجه نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، بانک مرکزی و دولت سعی کرده‌اند تا با روش‌های مختلف و احتمالاً به صورت مصنوعی از آثار تورمی افزایش نرخ رشد حجم پول و به طور کلی سیاست پولیِ شدیداً انبساطی بکاهند. این روش‌ها موجب ایجاد تورش در ساختار مالی شدند، که پس از کنترل اثر آن‌ها در مدل، رابطه یک‌به‌یک پول و تورم (آن‌چنان که پول‌گرایان ادعا می‌کنند) مجدداً تأیید می‌شود. به بیان دیگر، دولت و بانک مرکزی دائماً تلاش کردند آثار تورمی سیاست‌های پولی انبساطی را سرکوب کنند؛ اما پیامد فرعیِ آن یعنی تغییر نامطلوب ساختار مالی موجب انباشته شدن این سرکوب‌ها شده که در مقاطعی رها شده‌اند. بنابراین، هر چند که تورم ایران در بیشتر سال‌ها متوسط بوده، اما ماهیت ویژه‌ای پیدا کرده که می‌توان آن را «تورم متوسط مزمن سرکوب‌شده انباشته‌شده» نامید[۶].

۵. نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

پژوهش حاضر به واکاوی سری زمانی تأثیرِ ابعاد ساختاری سیستم مالی ایران بر تورم پرداخت. ابعاد مختلف ساختار مالی برای سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ محاسبه و تأثیر آن‌ها بر تورم با روش FMOLS برآورد شد. نتایج این پژوهش همراه با دلالت‌های سیاستی به تفکیک ارائه می‌شود.

۱) برآوردها تأثیر شاخص روانه عمق ساختار مالی و در واقع بانک‌محوری را بر کاهش تورم تأیید می‌کنند، اما اثر شاخص انباره عمق ساختار مالی بی‌معنی است. پس حتی اگر این ادعا پذیرفته شود که ساختار بانک‌محور برای اقتصادِ درحال‌توسعه ایران مناسب است، سیاست‌هایی که به این ساختار شکل دادند نتوانستند به مهار تورم کمک کنند. دولت‌ها با تورش در سطح سیستم مالی (از طریق تسهیلات دستوری، سرکوب نرخ بهره و ...) و هم‌چنین تورش در ساختار سیستم مالی (از طریق مالکیت و مدیریتِ دولتی بانک‌ها و ...) عملاً پتانسیل‌های سیستم بانک‌محور در کاهش تورم را از بین بردند.

۲) شاخص ساختار دارایی بانکی که به نوعی نشان‌دهنده قدرت مالی بانک‌ها است تأثیر منفی بر تورم داشته است؛ در حالی که تأثیر شاخص ساختار اعتبارات بین‌المللی بانکی که منعکس‌کننده عمق مالی بین‌المللی است، مثبت به دست آمده است. شاخص ساختار اعتبارات بانکی نیز که نشان‌دهنده کارآیی سیستم بانکی است، اثر معنی‌داری بر تورم نداشته است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد که برای دستیابی به نرخ‌های تورم پایین و پایدار، افزایش قدرت مالی بانک‌ها سیاست اثربخش‌تری نسبت به تغییر ترکیب دولتی–خصوصی اعتبارات و یا منبع داخلی–خارجی تأمین آن‌ها است.

۳) مقایسه برآوردهای نظریه مقداری پولی «با» و «بدون» شاخص‌های ساختار سیستم مالی نشان داد که رابطه‌ی یک‌به‌یک میان رشد نقدینگی و تورم با لحاظ متغیرهای ساختار مالی و بانکی قویاً تأیید می‌شود. پس این ادعا که افزایش حجم پول موجب افزایش نسبیِ کم‌تری در تورم می‌شود، حداقل در ساختار مالی و بانکی کنونی اقتصاد ایران نادرست است. دولت و بانک مرکزی دائماً تلاش کردند آثار تورمی سیاست‌های پولی انبساطی را سرکوب کنند؛ اما پیامد فرعیِ آن یعنی تورش در ساختار مالی موجب انباشته‌شدن این سرکوب‌ها شده که در مقاطعی رها شدند. تورم پنج دهه‌ی اخیر ایران در

بیش‌تر سال‌ها متوسط بوده، ولی ماهیت ویژه‌ای به خود گرفته که می‌توان آن را «تورم متوسط مزمن سرکوب‌شده انباشته‌شده» نامید.

پیشنهاد کلی پژوهش آن است که اگر سیاست‌گذار اقتصادی در ایران به دنبال کاهش تورم از طریق تغییر ساختار مالی است، لازم است در کنار بانک‌محوری سیستم مالی، سیاست‌هایی را برای کاهش عدم توازن ساختار سیستم مالی در پیش بگیرد. به‌طور مشخص، در رابطه با ساختار بانکی پیشنهاد می‌شود که به جای تمرکز بر نحوه تخصیص اعتبارات، تقویت قدرت مالی بانک‌ها در اولویت قرار گیرد. با افزایش قدرت مالی، بانک‌ها می‌توانند آزادانه‌تر در مورد تخصیص بهینه اعتبارات تصمیم‌گیری کنند و اثربخشی سیاست‌های پولی بانک مرکزی نیز افزایش می‌یابد.

به علاوه، تأیید رابطه یک‌به‌یک نقدینگی و تورم گوشزد می‌کند که بایستی برداشت نادرست مبنی بر حل مشکل تولید با ترزیق نقدینگی (به معنای افزایش صرفاً کمّی اعتبارات) کنار گذاشته شود؛ وگرنه همان می‌شود که «پول هلی‌کوپتری برنانکی» تبیین می‌کند. پیگیری استراتژی مشخص برای توسعه همه‌جانبه سیستم مالی به افزایش کمّی وجوه، بهبود کیفی سازوکارهای مالی، افزایش دسترسی مالی، ارتقای شمولیت مالی و کاهش موانع غیرقیمتی (وثیقه‌ها، سهمیه‌بندی‌ها، اصطکاک‌های اطلاعاتی و ...) کمک خواهد کرد؛ هم چنان که اثربخشی سیاست‌های ضدتورمی را نیز بهبود می‌بخشد.

پیوست‌ها

جدول ۱. پیوست: آزمون ریشه واحد متغیرها

توضیح: *، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.**

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	دیکی-فولر تعمیم‌یافته		فیلیپس-پرون	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
قیمت مصرف‌کننده	-۱/۰۶	-۲/۱۱	-۱/۴۹	-۱/۵۷
نقدینگی	-۱/۲۴	-۳/۳۱*	-۱/۱۷	-۳/۳۲*
تولید ناخالص داخلی	-۰/۶۰	-۲/۱۰	-۰/۵۵	-۲/۳۴

متغیر	دیکی-فولر تعمیم‌یافته		فیلیپس-پرون	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
روانه عمق ساختار مالی	-۲/۲۹	-۱/۳۱	-۲/۱۱	-۱/۲۵
انباره عمق ساختار مالی	-۴/۰۹***	-۴/۰۳**	-۳/۴۶**	-۲/۴۱
ساختار دارایی بانکی	-۰/۱۷	-۲/۰۴	-۰/۶۹	-۵/۰۰***
ساختار اعتبارات بانکی	-۱/۱۱	-۰/۳۴	-۱/۳۷	-۰/۵۷
ساختار اعتبارات خارجی	-۲/۰۳	-۱/۹۵	-۲/۰۴	-۲/۱۱
تفاضل مرتبه اول متغیرها				
قیمت مصرف‌کننده	-۲/۹۷*	-۳/۰۶	-۲/۸۴*	-۲/۹۴
نقدینگی	-۴/۶۰***	-۴/۶۳***	-۴/۵۸***	-۴/۶۰***
تولید ناخالص داخلی	-۳/۹۶***	-۳/۸۷**	-۳/۶۵**	-۳/۴۴*
روانه عمق ساختار مالی	-۸/۵۳***	۹/۱۶***	-۳/۷۵**	-۴/۹۷***
انباره عمق ساختار مالی	-۵/۴۴***	-۵/۴۵***	-۴/۵۳***	-۶/۰۳***
ساختار دارایی بانکی	-۵/۹۵***	-۵/۵۹***	-۳/۶۹***	-۲/۶۴
ساختار اعتبارات بانکی	-۴/۷۶***	-۴/***۳۶	-۴/۹۰***	-۵/۰۳***
ساختار اعتبارات خارجی	-۵/۵۵***	-۵/۵۰***	-۵/۵۵***	-۵/۵۰***

پی‌نوشت‌ها

۱. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی این نویسندگان، در طرح جامع اعتلای علوم انسانی معطوف به پیشرفت کشور است که در پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی به انجام رسیده است.

۲. تفکیک بدهی‌ها (از جمله، سپرده‌ها) به قابل ذخیره‌سازی و غیرقابل ذخیره‌سازی، با هدف ترسیم انواع منابع تأمین اعتبارات بانکی است. بر پایه کانال وام‌دهی بانکی، بدهی‌های قابل ذخیره‌سازی تعیین‌کننده اصلی وام‌های بانکی هستند و با عرضه وام ارتباط مثبت دارند (کارپنتر و همکاران Carpenter et al.، ۲۰۱۴: ۱۰). بدهی‌های قابل ذخیره‌سازی، آن دسته از بدهی مؤسسات سپرده‌پذیر هستند که مشمول مقررات ذخایر قانونی می‌شوند؛ هر چند برخی از بدهی‌های قابل ذخیره‌سازی ممکن است، حداقل در مقاطعی از زمان، مشمول نرخ ذخیره قانونی صفر شوند (اُبراین O'Brien، ۲۰۰۷: ۴).

۳. به همین دلیل، مقاله حاضر اثر ساختار بانکی ایران را در سیستم بانک‌محور کنونی نیز بررسی می‌کند.

۴. بر اساس محاسبات پژوهش برای دوره بعد انقلاب ۱۳۵۷، شاخص روانه عمق ساختار مالیِ ایران بین ۸۷ تا ۹۸ درصد و شاخص انباره بین ۵۵ تا ۹۵ درصد نوسان داشته‌اند. این مقادیر گویای درجه بالای بانک‌محوری سیستم مالی ایران است. البته به نظر می‌رسد شاخص روانه شدت بانک‌محوری را بیش از حد و تغییرات آن را کمتر از حد نشان می‌دهد. پیش از این، لوین (۲۰۰۲) و لیونتل و همکاران .Luintel et al (۲۰۰۸) از چندین شاخص برای اندازه‌گیری ساختار مالی استفاده و تبیین کرده‌اند که کدام شاخص، ترسیم بهتری از واقعیت نشان می‌دهد.

۵. بر اساس نظریه ریبژنسکی Rybczynski (۱۹۸۵) سیستم مالی در کامل‌ترین حالت دارای سه بازار پول، سرمایه و تأمین اطمینان است. به همین دلیل، عمق بخش بیمه به عنوان مهم‌ترین زیربخش بازار سوم در محاسبه شاخص روانه عمق ساختار مالی لحاظ می‌شود.

۶. بررسی دقیق تبعاتِ اشکال مختلف سرکوب مالی بر نظریه مقداری پول نیازمند پژوهش‌های جداگانه است. اما به طور کلی، رایکلین و همکاران .Reichlin et al (۲۰۱۳) توضیح می‌دهند که با اعمال سیاست‌های سرکوب مالی می‌توان «یک استراتژی داشت که اساساً بسیار نزدیک به پول هلی‌کوپتری برنانکی است، اما بدون تابوی اقتصاد سیاسی استفاده از آن».

کتاب‌نامه

Bachmeier, L.J., & Swanson, N.R. (2005). Predicting Inflation: Does the Quantity Theory Help? *Economic Inquiry, 43*(3), 570-585.

Benito, A. (2005). Financial Pressure, Monetary Policy Effects and Inventories: Firm-Level Evidence from a Market-Based and a Bank-Based Financial System. *Economica, 72*(286), 201-224.

Bernanke, B.S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *Handbook of Macroeconomics, 1*, 1341-1393.

Bolton, P., & Freixas, X. (2006). Corporate Finance and the Monetary Transmission Mechanism. *The Review of Financial Studies, 19*(3), 829-870.

Bundesbank, D. (Ed.). (2001). *The Monetary Transmission Process: Recent Developments and Lessons for Europe*. Springer.

Burdekin, R.C., & Tao, R. (2011). Bank Lending, Inflation, and China's Stock Market (2004–2010). *Economics Research International*, 2011.

Carpenter, S., Demiralp, S., & Eisenschmidt, J. (2014). The Effectiveness of Non-standard Monetary Policy in Addressing Liquidity Risk during the Financial Crisis: The

Experiences of the Federal Reserve and the European Central Bank. *Journal of Economic Dynamics and Control, 43*, 107-129.

De Grauwe, P., & Gerba, E. (2016). *Stock Market Cycles and Supply Side Dynamics: Two Worlds, One Vision?* (No. 1626). Banco de España.

De Grauwe, P., & Macchiarelli, C. (2015). Animal Spirits and Credit Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control, 59*, 95-117.

Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (Eds.). (2004). *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development*. MIT Press.

Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martinéz Pagés, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2001). Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area. *ECB Working Paper* (No. 105).

Goldsmith, R.W. (1969). *Financial Structure and Development*. New Haven, CT: Yale University Press.

Kashyap, A.K., & Stein, J.C. (2000). What do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? *American Economic Review, 90*(3), 407-428.

Kashyap, A.K., & Stein, J.C. (1997). The Role of Banks in Monetary Policy: A Survey with Implications for the European Monetary Union. *Economic Perspectives-Federal Reserve Bank of Chicago*, *21*, 2-18.

King, R.G., & Levine, R. (1993). Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence. *Journal of Monetary Economics, 32*(3), 513-542.

Levine, R. (2002). Bank-based or market-based Financial Systems: Which Is Better? *Journal of Financial Intermediation, 11*(4), 398-428.

Luintel, K.B., Khan, M., Arestis, P., & Theodoridis, K. (2008). Financial Structure and Economic Growth. *Journal of Development Economics, 86*(1), 181-200.

Mojon, B. (2000). Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy. *ECB Working Paper* (No. 40).

Moroney, J. R. (2002). Money Growth, Output Growth, and Inflation: Estimation of a Modern Quantity Theory. *Southern Economic Journal, 69*(2), 398-413.

O'Brien, Y. Y. C. (2007). *Reserve Requirement Systems in OECD Countries* (No. 2007-54). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

Phillips, P.C.B., & Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economics Studies, 57*(1), 99-125.

Reichlin, L., Turner, A., & Woodford, M. (2013). Helicopter Money as a Policy Option. *VoxEu*, May 20. http://www.voxeu.org/article/ helicopter-money-policy-option.

Rybczynski, T. M. (1985). Financial Systems, Risk and Public Policy. *Royal Bank of Scotland Review, 148*, 35-45.

Singh, T. (2008). Testing the Saving-Investment Correlations in India: An Evidence from Single-equation and System Estimators. *Economic Modelling, 25*(5), 1064-1079.

Singh, T. (2010). Does Domestic Saving Cause Economic Growth? A Time-series Evidence from India. *Journal of Policy Modeling, 32*(2), 231-253.

Wang, L. (2016). Unconventional Monetary Policy and Aggregate Bank Lending: Does Financial Structure Matter? *Journal of Policy Modeling, 38*(6), 1060-1077.

Wang, Y., Tu, Y., & Chen, S.X. (2016). Improving Inflation Prediction with the Quantity Theory. *Economics Letters, 149*, 112-115.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی