فصلنامه پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال سیزدهم، شماره ۴۴، تابستان ۱۳۹۹
صفحات ۲۹۷_ ۳۴۰

بررسی رابطهٔ نامتقارن بی‌ثباتی مالی، سیاست پولی، و رشد اقتصادی در ایران

فهمیده فتاحی [*]
کیومرث شهبازی [†]
صمد حکمتی فرید [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۰۲

چکیده

در مطالعه حاضر، به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و تکانه‌های سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی در ایران با استفاده از رهیافت الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) طی دورهٔ ۲:۱۳۷۰_۳:۱۳۹۵ پرداخته شده است. بدین منظور، سه مدل برآورد شده است که در مدل اول به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و در دو مدل بعدی آثار نامتقارن تکانه‌های سیاست پولی بررسی شده است. نتایج مدل اول نشان می‌دهد که تکانهٔ مثبت بی‌ثباتی مالی اثر منفی و تکانهٔ منفی بی‌ثباتی مالی اثر مثبت در رشد اقتصادی دارد. در مدل دوم هم نتایج نشان می‌دهد که تکانهٔ مثبت نرخ بهره اثر منفی و تکانهٔ منفی نرخ بهره اثر مثبت بر بی‌ثباتی مالی دارد. نتایج مدل سوم هم بیان می‌کند که تکانهٔ مثبت رشد نقدینگی اثر مثبت و تکانهٔ منفی رشد نقدینگی اثر منفی در بی‌ثباتی مالی دارد. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز و مخارج دولت اثر مثبت و معنادار و رشد اقتصادی اثر منفی و معنادار در بی‌ثباتی مالی دارد. با توجه به نتایج، اثر مخارج دولت در بی‌ثباتی مالی در دو مدل دوم و سوم متفاوت است که دلیل آن به‌کار بردن ابزار سیاست پولی متفاوت در دو مدل است؛ بنابراین، اثر مخارج دولت در بی‌ثباتی مالی بسته به نوع سیاست پولی می‌تواند متفاوت باشد. همچنین، نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و اثر تکانه‌های نرخ بهره در بی‌ثباتی مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن است. همچنین، اثر تکانه‌های رشد نقدینگی در بی‌ثباتی مالی در کوتاه‌مدت نامتقارن اما در بلندمدت متقارن است.

واژه‌های کلیدی: بی‌ثباتی مالی، سیاست پولی، رشد اقتصادی، NARDL
طبقه‌بندی JEL: C32، E44، G01، G2

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)؛fa.fattahi@urmia.ac.ir
[†] استاد اقتصاد دانشگاه ارومیه؛K.Shahbazi@urmia.ac.ir
[‡] دانشیار دانشگاه ارومیه؛s.hekmati@urmia.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

۱ مقدمه

در ۴۰ سال گذشته، اقتصاد جهانی چندین بحران مالی و دوره‌های استرس مالی بالا را تجربه کرده است؛ ازجمله دوره‌های استرس مالی بالا بحران بانکی بین‌المللی[1] سال ۱۹۷۷، بحران پس‌انداز و وام[2] سال ۱۹۸۴، بحران مالی آسیا سال ۱۹۹۸، و بحران وام مسکن[3] سال ۲۰۰۷ است. در طول اکثر این بحران‌ها، سیاست‌گذاران سیاست‌های پولی انبساطی[4] را برای کاهش استرس مالی و کمک به حرکت اقتصاد جهت بهبود شرایط رشد تولید ناخالص داخلی اعمال کردند. همچنین بحران مالی اخیر، بر شرایط بازار مالی که برای درک رشد و شکل‌گیری واکنش‌های بعدی سیاست جهت حمایت از رشد لازم است، تأکید می‌کند؛ بنابراین، این تحولات موجب علاقه‌مندی سیاست‌گذاران به درک بهتر از تأثیر بخش‌های بالای استرس مالی در مکانیسم انتقال سیاست پولی و اقتصاد کلان شده است (فرای مک‌کیبین و ژانگ[5]، ۲۰۱۶: ۵۰۸۲).

استرس در ساختار مالی و اقتصادی کشور، برای تحلیل و پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی بسیار بااهمیت است. به‌ویژه زمانی که با سرایت بحران به بخش واقعی اقتصاد، رشد اقتصادی کاهش و نرخ بیکاری افزایش می‌یابد. استرس مالی شرایطی است که منجر به ناتوانی مؤسسه‌ها، بنگاه‌های تولیدی، و خانوارها در انجام دادن تعهدات خود و از دست دادن توانایی تخصیص منابع مالی تحت اختیارشان می‌شود. استرس مالی نیز به گسترش بی‌ثباتی مالی منجر شده و با اختلال در عملکرد نظام مالی به رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب می‌رساند (کاردارلی و همکاران[6]، ۲۰۱۱).

همچنین، افزایش در استرس مالی باعث افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی ارزش دارایی‌های مالی شده است که می‌تواند به افزایش نوسان در قیمت دارایی‌ها منجر شود. نوسان‌های قیمتی ضمن محتاط کردن بیشتر بنگاه‌ها، موجب به‌تأخیر انداختن تصمیم‌های مهم دربارهٔ سرمایه‌گذاری یا استخدام نیروی کار تا زمان رفع نااطمینانی می‌شود. علاوه‌براین،

---

[1] international Banking Crisis
[2] Savings and Loans (S&L) Crisis
[3] Subprime Mortgage Crisis
[4] Expansionary Monetary Policies
[5] Fry-McKibbin & Zheng
[6] Cardarelli et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

استرس مالی موجب اتخاذ استانداردهای اعتباری توسط بانک‌ها شده و از این طریق کاهش فعالیت‌های اقتصادی را سبب می‌شود. یکی از دلایلی که سرمایه‌گذاران درخواست بازده بیشتری روی اوراق بدهی یا سهام (در دوران بحران مالی) می‌کنند، این است که بانک‌ها تمایل کمتری به قرض دادن دارند (هاکیو و کیتون[1]، ۲۰۰۹).

وجود بحران در سیستم مالی به‌معنای وجود بحران در نهادهای مالی (نظیر بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی) و همچنین در بازارهای مالی (نظیر بازار سرمایه) است. همهٔ کشورهای جهان با هر سطحی از پیشرفت و توسعه، نوسانات و گاهی بحران‌های مالی را در نظام مالی خود احساس می‌کنند. بانک مرکزی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین نهادهای مالی نقشی مهم را در ایجاد ثبات در نظام مالی ایفا می‌کند. بانک مرکزی از دو جهت وظایف پولی و نظارتی در بسترسازی زمینه برای کنترل بحران‌های مالی محتمل از ابزار نرخ بهره استفاده می‌کند. در نظام بانکی، تعیین نرخ بهرهٔ پایهٔ بانک مرکزی جایگاهی ویژه دارد، زیرا در تجزیه‌وتحلیل پولی، نرخ بهره عنصری اساسی در مکانیسم سیاست‌های پولی به‌شمار می‌آید. در نظام متکی بر بازار، نرخ بهره از طریق عرضه و تقاضای وجوه تعیین می‌شود، ولی سیاست‌گذاران پولی از طریق کنترل عرضهٔ پول در نرخ بهره تأثیرگذارند. نوسانات نرخ بهره از طریق فرایندهای موسوم به مکانیسم انتقال به متغیرهای اقتصادی منتقل می‌شود. بدین ترتیب، نوسانات نرخ بهره منجر به اختلال در بازار پول می‌شود و سپس به بازار سرمایه و در نهایت کل اقتصاد سرایت می‌کند. ازاین‌رو، ابزار نرخ بهره و چگونگی تعیین آن نقشی بنیادین در مواجههٔ اقتصاد با بحران‌های مالی دارد.

با توجه به مطالب گفته‌شده، می‌توان بیان کرد که این روابط احتمالاً غیرخطی است. ازیک‌طرف، به نظر می‌رسد اگر سیاست پولی مناسب[2] پایدار باشد، باعث تقویت شکنندگی‌های مالی[3] یا افزایش شفافیت مالی می‌شود. از طرف دیگر، ایجاد چنین شرایط مالی با استفاده از سیاست پولی از طریق سیاست‌های «تکیه به باد»[4] دشوار است. به نظر می‌رسد مکانیسم انتقال سیاست پولی به تولید به‌نوبهٔ خود وابسته به بهبود بخش مالی (در اطراف بحران

[1] Hakkio & Keeton

[2] accommodative monetary policy

[3] buildup of financial fragilities

[4] leaning-against-the wind

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

استرس مالی[1]، سیاست‌های تحریک‌آمیز[2] توسط بانک‌های مرکزی که نیاز به کاهش شدید سیاست‌ها نسبت‌به زمان عادی است) به روش غیرخطی است؛ به‌احتمال‌زیاد، علت آن اختلال در مکتب غیرنئوکلاسیک‌ها[3] از کانال‌های انتقال سیاست پولی است (سالدیاز[4]، ۲۰۱۷: ۵).

همچنین در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال کرد که ممکن است بی‌ثباتی مالی اثری قابل‌توجه در رشد اقتصادی و سیاست پولی اثری قابل‌توجه در بی‌ثباتی مالی داشته باشد و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به‌صورت خطی نیست و می‌تواند به‌صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی نیازمند بررسی تجربی در ایران است، برای این منظور، مطالعهٔ حاضر به بررسی آثار نامتقارن بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی در ایران با استفاده از الگوی نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[5] طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰:۲ـ۱۳۹۵:۳ می‌پردازد. در این راستا، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد.

ساختار کلی پژوهش به این صورت است که در بخش دوم مبانی نظری مرتبط با موضوع، در بخش سوم پیشینه مطالعات، در بخش چهارم، پنجم و ششم به ترتیب به روش پژوهش، معرفی مدل پژوهش و برآورد مدل و تحلیل نتایج و درنهایت، در بخش آخر نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

---

[1] financial stress episodes

[2] stimulative policies

[3] non-neoclassical

[4] Saldías

[5] Nonlinear AutoRegressive Distributed Lag, NARDL

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

۲ مبانی نظری

۱.۲ مفهوم استرس یا بی‌ثباتی بازارهای مالی

استرس مالی عبارت است از شرایطی که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به‌احتمال‌زیاد با آشفتگی مالی مواجه‌اند (ایلینگ و لیو[1]، ۲۰۰۶). همچنین در تعریفی دیگر، از استرس مالی به‌عنوان اختلال در عملکرد نرمال بازارهای مالی یاد می‌شود (هاکیو و کیتون، ۲۰۰۹؛ لویز و ولدیس[2]، ۲۰۱۳؛ اکینچی[3]، ۲۰۱۳). استرس مالی ناشی از تکانه‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر است؛ لذا هرچه شکنندگی مالی (ضعف در شرایط و ساختار مالی) بیشتر باشد، نه‌تنها خود بلکه با تأثیر ورود تکانه‌ها به بازار و تکثیر و تقویت آن از طریق افزایش زیان مالی، ریسک (افزایش احتمال زیان مورد انتظار) و نااطمینان در بازار، موجب افزایش استرس شده و با افزایش هزینهٔ اعتبار و ایجاد نااطمینان در مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاران، موجب ایجاد روند نزولی در اقتصاد می‌شود (سویک و همکاران[4]، ۲۰۱۳؛ هاکیو و کیتون، ۲۰۰۹).

در رژیم‌ها شاخص استرس مالی[5] معیار نشان‌دهندهٔ بی‌ثباتی مالی است که دربرگیرندهٔ منابع مختلف استرس مالی شامل نوسانات شدید در بازارهای مالی، شاخص‌های استرس در بخش بانکی، و یا نوسانات شدید نرخ ارز است. با توجه به نزدیکی رکود به زمان‌های استرس مالی بالاتر، شناسایی رژیم‌ها با کاهش فعالیت‌های اقتصادی صورت می‌گیرد، اما اطلاعات از بازارهای مالی در زمان‌های واقعی به‌آسانی قابل‌دسترس است، درحالی‌که دسترسی به شاخص‌های اقتصادی با تأخیر است. علاوه‌براین، استرس مالی در میان مجموعه‌ای از متغیرهای درون‌زا نیز وجود دارد، به‌طوری‌که تغییر در استرس مالی می‌تواند به تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر کمک کند (آفونسو و همکاران[6]، ۲۰۱۷: ۳۹۷).

۲/۲ منابع بی‌ثباتی مالی

منابع ممکن بی‌ثباتی مالی عبارت‌اند از الف- کاهش شفافیت: به‌علت آنکه بخشی قابل‌توجه از فعالیت‌های بانک‌ها خارج از چهارچوب ترازنامه صورت می‌گیرد، سرمایه‌گذاران و ناظران

---

[1] Illing and Liu
[2] Louzis and Vouldis
[3] Ekinci
[4] Cevik et al.
[5] Financial Stress Index, FSI
[6] Afonso et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

بانکی به این اطلاعات دسترسی ندارند؛ لذا، این مسئله باعث کاهش شفافیت می‌شود؛ ب- پویایی‌های بازار: جهانی شدن تأمین مالی و افزایش اتکای تعداد زیادی از بنگاه‌ها، برای تأمین مالی به بازارهای اوراق بهادار به‌جای بانک‌ها پویایی‌های بازار را متحول کرده است؛ ج- ریسک بی‌توجهی: نااطمینانی‌های جدیدی که به‌طور ذاتی در پویایی‌های بازار وجود دارد، باعث ایجاد انگیزه در مشارکت‌کنندگان بازار خصوصی می‌شود تا فعالیت‌های خود را در مقابل ریسک‌های نوسانات شدید قیمت و تغییرات در نقدینگی بازار حفاظت کنند. بخش عمومی نیز برای رفع بحران در بازار مداخله کرده و نظم بازار را برهم می‌زند؛ و د- ریسک سیستمی: ریسک سیستمی ممکن است از بخش بانکی به بازارهای سرمایه و اوراق مشتقه منتقل شود و سیستم‌های تسویهٔ خصوصی و اتاق‌های پایاپای را نیز دربرگیرد (نادعلی، ۱۳۹۴).

۳.۲ بی‌ثباتی مالی و فعالیت‌های اقتصادی

دسترسی به تأمین مالی یکی از کانال‌های اصلی تأثیر استرس مالی در فعالیت اقتصادی است. استرس مالی بالا می‌تواند به کاهش دسترسی به تأمین مالی توسط شرکت‌ها و خانوارها منجر شود، زیرا چشم‌انداز اقتصادی از بین می‌رود و قیمت دارایی‌ها کاهش می‌یابد؛ این اتفاق از طریق مکانیسم‌های مختلف رخ می‌دهد. از دیدگاه وام‌گیرندگان، مکانیسم شتاب‌دهندهٔ مالی نشان می‌دهد زمانی‌که تکانهٔ مالی ناشی از کاهش ارزش خالص[1] منجر به کاهش قیمت دارایی‌ها و چشم‌انداز اقتصادی می‌شود، حق بیمهٔ دارایی خارجی[2] افزایش می‌یابد، زیرا وام‌دهندگان می‌دانند چنانچه سرمایه‌گذاری مخاطره‌آمیزتر باشد، سود انتظاری کمتری دارند. هزینه‌های بالاتر از منابع مالی[3] پس‌ازآن، دسترسی به تأمین مالی موردنظر را کاهش می‌دهد و موجب کاهش هزینه‌هایی می‌شود که در مقایسه با تکانهٔ اولیه پایدارتر است. در ضمن، بانک سرمایه و کانال‌های وام‌دهی بانک بر نقش وام‌دهندگان تأکید می‌کنند.

تکانه‌های مالی ناشی از پایگاه سرمایهٔ بانک‌ها[4] از طریق کاهش سود، زیان وام‌های موجود، و سایر دارایی‌ها بر ترازنامه‌هایشان، آن‌ها را مجبور به کاهش بدهی‌ها می‌کند. این امر باعث می‌شود تا شرکت‌ها مخارج سرمایه و خانوارها را به‌منظور کاهش هزینه‌ها کاهش دهند. در بازار سهام، مکانیسم q توبین[5] نشان می‌دهد که چگونه بی‌ثباتی مالی در حقوق صاحبان سهام

---

[1] net worth

[2] external finance premiums

[3] funds

[4] banks' capital base

[5] Tobin's q mechanism

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

تأثیر می‌گذارد و فعالیت اقتصادی را سرکوب می‌کند. این مکانیسم رابطه‌ای مثبت بین قیمت سهام و سرمایه‌گذاری با تقسیم ارزش بازار شرکت‌ها بر هزینهٔ جایگزینی کالاهای سرمایه‌ای ایجاد می‌کند؛ ازآنجایی‌که قیمت سهام در دوره‌های بی‌ثباتی کاهش می‌یابد، ارزش بازار شرکت‌ها نسبت‌به هزینهٔ کالاهای سرمایه آن‌ها نیز کاهش می‌یابد؛ بنابراین، شرکت‌ها به سهام بیشتری نسبت‌به دوره‌های زمانی که ارزش بازارشان بالاتر است، نیاز دارند. این باعث افزایش منابع مالی در بازارهای سهام و کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود (تنگ و کویک[1]، ۲۰۱۵: ۵۱۷۰).

همچنین، بی‌ثباتی مالی و استرس مالی از طریق تشدید استانداردهای اعتباری بانک‌ها باعث کند شدن فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. عواملی وجود دارد که باعث می‌شود سرمایه‌گذاران به تقاضاهای بالاتر برای بازدهی بدهی و یکسان‌سازی در طول دوره‌های بحران مالی پاسخ دهند، درحالی‌که بانک‌ها تمایل کمتری دارند. در چنین موقعیت‌هایی بانک‌ها به قطع فرایند وام‌دهی از دو روش اقدام خواهند کرد: ۱ـ نرخ بهره را به نرخ وام‌های جدید افزایش می‌دهند و آن را برای وام‌گیرندگان به‌منظور جذب وام کمتر قرار می‌دهند. چنین افزایشی در نرخ وام‌ها باید همان اثر را در مخارج کسب‌وکار و خانوارها به‌صورت افزایش هزینهٔ اعتبارات در بازارهای سرمایه داشته باشد، و ۲ـ بانک‌ها حداقل استاندارد اعتباری را افزایش می‌دهند تا شرایط وام‌دهی برای وام‌گیرندگان سخت‌تر شود. چنین محدودیت‌هایی از استانداردهای اعتباری که ناشی از افزایش در نرخ‌های وام است، منجر به کاهش اضافی در مخارج می‌شود (کاردارلی و همکاران، ۲۰۱۱: ۷۹).

۴.۲ بی‌ثباتی مالی و سیاست پولی

نقطه شروع در تعامل بین سیاست‌های پولی و سیاست‌های احتیاطی کلان[2] این است که اهداف متفاوتی را دنبال می‌کنند، به‌طوری‌که سیاست‌های پولی برای ثبات قیمت و تولید و سیاست‌های احتیاطی کلان برای ثبات مالی به‌کار گرفته می‌شود. بااین‌وجود، اجرای هر سیاست می‌تواند «آثار جانبی[3]» در اهداف سیاست دیگر داشته باشد. حالت ایده‌آل زمانی است که هر دو سیاست به‌صورت کامل به اهداف مدنظر دست یابند؛ به‌طوری‌که در این حالت نتایج بهتری را نسبت‌به حالت وجود فقط یکی از این سیاست‌ها (یعنی سیاست پولی یا کلان) به‌دست می‌دهد (شکل ۱).

---

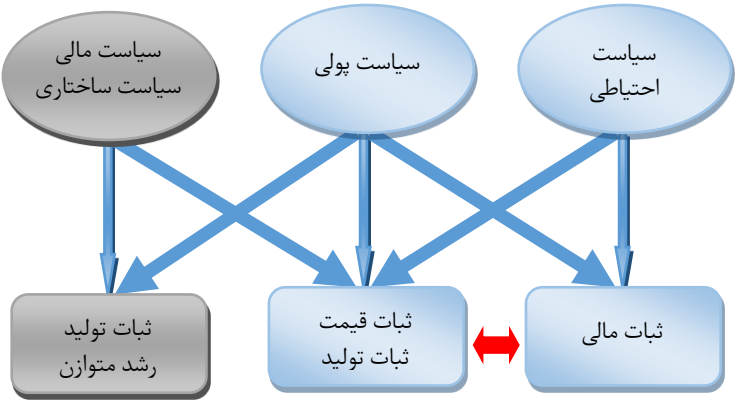
[1] Tng and Kwek

[2] macroprudential policy

[3] side effects

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]



شکل ۱. تعامل بین سیاست‌ها و اهداف. مأخذ: نیر و کانگ[1] (۲۰۱۶)

به‌طور خاص سه استدلال در این تعامل است:

اولاً، سیاست پولی می‌تواند آثار جانبی بر ثبات مالی داشته باشد. بااین‌حال، سیاست احتیاطی کلان می‌تواند با تضعیف این آثار جانبی، فضای بیشتری را برای مانور سیاست پولی جهت دستیابی به اهداف اصلی خود فراهم کند.

ثانیاً، تشدید[2] ابزارهای سیاست‌های احتیاطی کلان می‌تواند آثار جانبی بر تولید را تعدیل کند. اما، تا زمانی که سیاست پولی مؤثر باشد، می‌تواند مانع این اثرگذاری شود.

ثالثاً، سیاست‌های احتیاطی کلان می‌تواند بافرهایی را ایجاد کند که باعث کاهش دوره‌های استرس مالی شود. چنین سیاستی می‌تواند به باز نگه‌داشتن انتقال سیاست پولی کمک کند و از اثربخشی سیاست پولی در صورت بروز چنین استرسی مراقبت کند (نیر و کانگ، ۲۰۱۶: ۲۷).

۱.۴.۲ کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی

۱. کانال ترازنامهٔ وام‌گیرنده[3]: همان‌طور که مشخص است کاهش ارزش پول تقاضای اعتبار را تحریک می‌کند. ازآنجایی‌که نرخ‌های پایین‌تر بهره ممکن است هم توانایی پرداخت

[1] Nier and Kang
[2] tightening
[3] Borrower balance sheets channel

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

بدهی[1] و هم قیمت دارایی‌های ارائه‌شده به‌عنوان وثیقه را افزایش دهد، پایین بودن نرخ بهره می‌تواند وام‌گیرندگان را وادار به گرفتن اهرم‌های بیشتر کند که به چنین اثری گاه «کانال ترازنامهٔ وام‌گیرنده» سیاست پولی گفته می‌شود. مطالعاتی ازجمله برنانکه و همکاران[2] (۱۹۹۶) و جیمز و همکاران[3] (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که نرخ‌های پایین‌تر بهره باعث می‌شود که وام‌گیرندگان بدهی بیشتری بگیرند؛ درحالی‌که چیکارِلی و همکاران[4] (۲۰۱۰) بیان می‌کنند سیاست پولی انقباضی ارزش وثیقه را کاهش می‌دهد و درنتیجه باعث کاهش دسترسی وام‌گیرندگان به وام‌های جدید می‌شود.

۲. کانال نکول[5]: تشدید نرخ بهره می‌تواند در کیفیت اعتبار وام‌گیرندگان تأثیر منفی بگذارد و منجر به افزایش نرخ‌های نکول بالاتر که می‌تواند بحران را تسریع کند، شود (آلن و گیل[6]، ۲۰۰۰ ؛ ایلینگ، ۲۰۰۷؛ گودهارت و همکاران[7]، ۲۰۰۹). کانال تشدید سیاست پولی از طریق چندین مکانیسم عمل می‌کند. سیاست تشدید نرخ بهره بار بازپرداخت بدهی[8] را خصوصاً برای وام‌گیرندگان با نرخ متغیر افزایش می‌دهد. همچنین افزایش نرخ بهره با تأثیرگذاری در فعالیت اقتصادی، به‌طور کلی جریان درآمد و ظرفیت بازپرداخت وام را کاهش می‌دهد. بالاخره افزایش نرخ بهره می‌تواند ارزش خالص وام‌گیرنده را کاهش دهد و از این طریق باعث کاهش دسترسی به اعتبار کوتاه‌مدت شود و ریسک نکول بدهی‌های موجود را افزایش دهد (گرتلر و گیل‌کریست[9]، ۱۹۹۴).

۳. کانال ریسک‌پذیری: با وجود کانال ریسک‌پذیری، سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش ریسک‌پذیری بانک‌ها و بنابراین، عرضهٔ وام‌های ریسکی می‌شود. درنتیجهٔ این اقدام، استحکام نظام بانکی به‌خطر می‌افتد و ممکن است نظام مالی با بی‌ثباتی روبه‌رو شود. رشد فعالیت‌های واقعی اقتصاد در گرو تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. نظام بانکی در تمام دنیا نقشی مهم در تأمین مالی دارد، به‌تبعِ آن، در اقتصاد ایران نیز

---

[1] debt affordability
[2] Bernanke et al.
[3] Jiménez et al.
[4] Ciccarelli et al.
[5] Default channel.
[6] Allen and Gale
[7] Goodhart et al.
[8] debt repayment burdens
[9] Gertler and Gilchrist

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

بانک‌ها سهمی مهم را در تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌کنند. ازاین‌جهت، وجود کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی با ایجاد اختلال در استحکام نظام بانکی، تأثیر منفی در فعالیت‌های واقعی اقتصاد دارد، زیرا یکی از پیامدهای منفی ریسک‌پذیری عرضهٔ وام‌های ریسکی و افزایش احتمال بازپرداخت نشدن وام و درنتیجه کاهش توان وام‌دهی بانک‌ها برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری است.

۴. کانال انتقال ریسک[1]: ازآنجاکه سرمایه‌گذاری بانک‌ها کوتاه‌مدت اما وام‌دهی آن‌ها بلندمدت است، افزایش در نرخ سیاست می‌تواند حاشیهٔ واسطه‌گری را کاهش داده و وام‌دهندگان اصلی، به‌ویژه واسطه‌ها با سرمایهٔ کم، را به‌سمت ریسک بیشتر سوق دهد. این کانال ممکن است قبل از بحران، هنگامی که اهرم‌های واسطه‌ای قبلی زیاد و رقابت انتقال نرخ‌های سیاست به نرخ وام‌دهی محدود است، قوی‌تر باشد (دل‌آریشیا و همکاران[2]، ۲۰۱۵). به‌طورکلی، در جایی که افزایش نرخ‌های کوتاه‌مدت منجر به مسطح شدن (یکنواخت شدن) منحنی بازده می‌شود، می‌تواند بانک‌ها را به‌دنبال ریسک درجهتِ حفظ سود سوق دهد (مروش و نیر[3]، ۲۰۱۰).

۵. کانال قیمت دارایی: نرخ بهرهٔ پایین باعث افزایش قیمت دارایی‌ها ازجمله قیمت املاک و مستغلات می‌شود که این امر به‌نوبهٔ خود می‌تواند منجر به افزایش بیشتر قیمت اهرم و دارایی شود. افت قیمت دارایی این سیستم را در معرض استرس مالی قرار می‌دهد؛ اثری که «مکانیسم شتاب‌دهندهٔ مالی» شناخته می‌شود.

۶. کانال نرخ ارز: به‌طورکلی در بازارهای نوظهور و اقتصادهای کوچک باز، افزایش نرخ بهره می‌تواند باعث اختلاف نرخ سیاست با اقتصادهای پیشرفته شود؛ این امر می‌تواند منجر به تجارت و جذب سرمایه‌های ورودی شود و از این طریق ارز را تحسین می‌کند (هاهم و همکاران[4]، ۲۰۱۲). افزایش نرخ ارز به‌نوبهٔ خود می‌تواند باعث ایجاد انگیزه برای اهرم و استقراض بیش‌ازحد به ارز خارجی شود و زمینه را برای آثار خارجی[5] نرخ ارز در مرحلهٔ استهلاک فراهم کند (برونو و شین[6]، ۲۰۱۲؛ هاهم و همکاران، ۲۰۱۲).

---

[1] Risk-shifting channel
[2] Dell'Ariccia et al.
[3] Merrouche and Nier
[4] Hahm et al.
[5] externalities
[6] Bruno and Shin

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

۵.۲ رشد اقتصادی و بی‌ثباتی مالی (استرس مالی)

استرس مالی و بی‌ثباتی مالی از سه طریق می‌تواند در رشد اقتصادی اثرگذار باشد:

۱. افزایش بی‌ثباتی و نااطمینانی در قیمت دارایی‌های مالی و چشم‌انداز اقتصادی. دو نوع نااطمینانی باعث استرس مالی می‌شود: یکی نااطمینانی در ارزش دارایی‌ها و دیگری نااطمینانی در رفتار سایر سرمایه‌گذاران که این دو نوع نااطمینانی به افزایش قیمت دارایی‌ها منجر می‌شود. مطالعات تجربی حاکی از آن است که این‌گونه نوسانات تا زمان رفع شدن نااطمینانی باعث می‌شود بنگاه‌ها محتاطانه عمل کنند و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و استخدام به‌تأخیر بیفتد؛ لذا تا وقتی‌که خانوارها و کسب‌وکارها به این نوسانات واکنش نشان می‌دهند، فعالیت‌های واقعی اقتصادی و در نهایت رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

۲. افزایش بی‌ثباتی مالی و استرس مالی می‌تواند از طریق افزایش مخارج مالی کسب‌وکار و خانوارها، فعالیت اقتصادی و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. ازجمله عوامل تأثیر گذار نرخ بهره در بدهی کسب‌وکار و بدهی مصرف‌کننده افزایش کیفیت، افزایش نقدینگی، و افزایش نامتقارن اطلاعات در بازارهای سرمایه است. همچنین، استرس مالی می‌تواند هزینه‌های بنگاه برای گرفتن مجوزهای جدید را افزایش دهد. چنین افزایش‌هایی در هزینهٔ مالی باعث می‌شود هزینه‌های کسب‌وکار و خانوارها کاهش یابد، با وجود اینکه فعالیت‌های اقتصادی همچنان ادامه دارد.

۳. استرس مالی که می‌تواند باعث کند شدن فعالیت‌های اقتصادی و کاهش رشد اقتصادی شود؛ این اثرگذاری از طریق افزایش استانداردهای اعتباری بانک‌هاست (کاردارلی و همکاران، ۲۰۰۹).

۶.۲ رویکردهای اثر سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی

دو رویکرد مکمل[1] در مورد اثر سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی وجود دارد. رویکرد اول تجزیه‌وتحلیل قسمت‌هایی از سیاست‌های پولی بی‌قاعده[2] و کانال‌های احتمالی ریسک‌پذیری است؛ ازجمله مطالعهٔ آدریان و لیانگ[3] (۲۰۱۶) بیانگر این است که همسازی[4] سیاست پولی می‌تواند فشار و استرس مالی را کاهش دهد و شرایط مالی را بهبود بخشد، از طرف دیگر،

---

[1] complementary approaches

[2] loose monetary policy

[3] Adrian and Liang

[4] accommodation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

ممکن است موجب آسیب‌پذیری‌های مالی و خطرهای نظام مالی در بلندمدت شود. رویکرد دوم مربوط به مدل‌های غیرخطی است. مطالعات در این رویکرد بررسی می‌کند که چگونه تکانه‌های سیاست پولی می‌تواند رویدادهای استرس مالی را در رژیم‌های مختلف مالی افزایش یا کاهش دهد.

بخش عمده‌ای از ادبیات تجربی پس از بحران، مربوط به رویکرد دوم است. آدریان و لیانگ (۲۰۱۴) و بوریو و ژو[1] (۲۰۱۲) چهارچوبی مفهومی مطرح می‌کنند که در آن، اهداف سیاست پولی اهداف ثبات مالی (ازجمله قیمت‌گذاری ریسک، نسبت بدهی به دارایی خالص[2]، سررسید[3]، عدم انطباق نقدینگی[4]، هم‌پیوندی[5]، و پیچیدگی در سیستم مالی) را مستقل از تولید و تورم آن قرار نمی‌دهد. در این چهارچوب، نظام مالی نه‌تنها شامل بخش بانکی بلکه شامل بازار دارایی، بخش بانکی سایه‌ای[6]، و بخش غیرمالی هم است. اسمیتس[7] (۲۰۱۴) نمونه‌های بیشتری از رویکردهای نظری در ادبیات را ارائه می‌دهد و کاربردهای تجربی را معرفی می‌کند.

تعدادی از مطالعات هم، بر بخش بانکی تمرکز دارند. آنجلونی و همکاران[8](۲۰۱۵) نشان می‌دهند که کاهش نرخ‌های سیاست موجب افزایش ریسک بانکی به‌ویژه در بخش مالی می‌شود. نتایج مشابهی در مطالعهٔ جیمنز و همکاران[9](۲۰۱۴) یافت شده است که بر تعامل بین بانک‌های کم‌سرمایه و شرکت‌های ریسکی در محیطی با نرخ پایین سیاستی تأکید می‌کند. همچنین چیکارِلی و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که کانال اعتباری تکانهٔ سیاست پولی بر رشد تولید و تورم را از طریق ترازنامهٔ خانوارها، شرکت‌ها، و بانک‌های ایالات‌متحده و منطقهٔ یورو تقویت می‌کند. در مقابل بوخ و همکاران[10] (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که ریسک می‌تواند پس از کاهش سیاست پولی یا افزایش غیرمنتظره در قیمت دارایی به‌صورت ناهمگن در نظام بانکی

---

[1] Borio and Zhu
[2] leverage
[3] maturity
[4] liquidity mismatch
[5] interconnectedness
[6] shadow banking sector
[7] Smets
[8] Angeloni et al.
[9] Jiménez et al.
[10] Buch et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

توزیع شود.

مطالعات در مورد تأثیر مستقیم سیاست پولی در استرس مالی در رویکرد غیرخطی کمتر موردبررسی قرار گرفته است. لی و اس‌تی‌ـامنت[1] (۲۰۱۰) شواهدی را برای کانادا ارائه می‌دهند که سیاست پولی انقباضی[2] باعث افزایش استرس مالی بدون در نظرگرفتن رژیم مالی اولیه می‌شود، درحالی‌که سیاست‌های پولی تسهیلی[3] نشان‌دهندهٔ اثری مهم اما ضعیف است.

۳ پیشینهٔ مطالعات

در این قسمت چند مطالعهٔ خارجی و داخلی مرتبط با موضوع بیان شده است.

کاردارلی و همکاران (۲۰۱۱) تأثیر استرس مالی در رشد اقتصادی را موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که به‌احتمال‌زیاد، آشفتگی و استرس مالی ناشی از استرس بانکی عمیق‌تر و طولانی‌تر از استرسی است که عمدتاً در اوراق بهادار یا بازارهای ارز وجود دارد. همچنین، به نظر می‌رسد اقتصادهای دارای نظام‌های مالی بازتر بیشتر در معرض انقباض فعالیت‌های تحت استرس مالی قرار دارند.

باکسا و همکاران (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی قوانین متغیر سیاست پولی، استرس مالی، و اهمیت بی‌ثباتی مالی برای سیاست پولی با استفاده از داده‌های ماهانهٔ ایالات‌متحده طی دورهٔ ۱۹۸۱:۱ـ۲۰۰۹:۶، انگلستان ۱۹۸۱:۱ـ۲۰۰۹:۳، استرلیا ۱۹۸۳:۳ـ۲۰۰۹:۵ و داده‌های فصلی کانادا طی دورهٔ ۱۹۸۱:۱ـ۲۰۰۸:۴ و سوئد ۱۹۸۴:۲ـ۲۰۰۹:۶ پرداخته‌اند. برای این منظور، از روش توابع عکس‌العمل ثابت زمان[4] و برآورد گشتاوری تعمیم‌یافته[5] استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که بانک‌های مرکزی نرخ‌های سیاست را تغییر داده و عمدتاً به‌دلیل استرس مالی بالا کاهش می‌دهند؛ بااین‌حال، واکنش سیاست پولی در کشورهای مختلف متفاوت است. با توجه به مؤلفه‌های خاص بی‌ثباتی مالی، به نظر می‌رسد اکثر بانک‌های مرکزی به استرس بازار سهام و استرس بانکی واکنش نشان می‌دهند، اما تنها بانک‌های مرکزی اقتصاد بازتر به استرس نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند.

---

[1] Li & St-Amant

[2] contractionary monetary policy

[3] monetary policy easing

[4] Time-invariant reaction functions

[5] Generalized Method of Moments, GMM

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

شجاکیو[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین سیاست مالی، تولید، و استرس مالی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[2] و داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳:۴-۲۰۰۰:۱ در ۱۰ کشور درحال‌توسعه پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که کاهش سیاست مالی آثار منفی نسبتاً کمی در هر دو رژیم بالا و پایین استرس مالی در تولید دارد؛ بااین‌حال، با افزایش نوآوری‌های اقتصادی، وضعیت مالی بهتر می‌شود و این تأثیر در رژیم پایین استرس مالی بیشتر است، اگرچه توانایی سیاست‌مالی برای تأثیر ذر تولید در طول زمان تغییر می‌کند.

فرای مک‌کیبین و ژانگ[3] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی تکانه‌های سیاست پولی بر بحران مالی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۴:۴-۱۹۷۳:۱ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که عکس‌العمل سیاست پولی انبساطی[4] در طول دوره‌های استرس مالی بالا، بیشتر است و اثری متناسب‌تر در تولید دارد. وجود اثر کانال هزینه در دوره‌های استرس مالی بالا، وجود مبادلهٔ تولید ـ تورم[5] کوتاه‌مدت در طول بحران مالی را نشان می‌دهد. همچنین تکانه‌های بزرگ سیاست پولی انبساطی احتمال انتقال اقتصاد از رژیم استرس مالی بالا را افزایش می‌دهد.

آوجیو و زنگ[6] (۲۰۱۴) روش جایگزین برای تحلیل تعامل بین شرایط بازار اعتبار، سیاست پولی، و فعالیت اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای سه‌رژیمی مشخص‌شده توسط وضعیت فعالیت اقتصادی (رشد پایین، متوسط، و بالا) را ارائه می‌دهند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تکانه‌های پولی در دوره‌هایی با رشد اقتصادی کم، هنگامی که عوامل اقتصادی احتمالاً دارای اعتبار و نقدینگی است، تأثیر بیشتر در رشد تولید دارد.

چاملیجا[7] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای پاسخ‌گویی سیاست پولی به بی‌ثباتی مالی را با استفاده از مدل گشتاوری تعمیم‌یافته و داده‌های ماهانه طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵:۱ ـ ۲۰۱۵:۱۰ در ترکیه موردبررسی قرار داده است. همچنین در این مطالعه به بررسی اینکه آیا با تغییر رگرسیون

---

[1] Shijaku
[2] Threshold Vector AutoRegression model, TVAR
[3] Fry-McKibbin & Zheng
[4] expansionary monetary policy
[5] output-inflation trade off
[6] Avdjiev & Zeng
[7] Çamlıca

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

زیرنمونه[1] پاسخ سیاست پولی به بی‌ثباتی مالی بعد از سال ۲۰۱۰ تغییر می‌کند یا خیر، پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که پاسخ‌گویی سیاست پولی به بی‌ثباتی مالی بعد سال ۲۰۱۰ بیشتر از دورهٔ قبل از سال ۲۰۱۰ است.

سالدیاز[2] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی رابطهٔ غیرخطی بین سیاست پولی و بی‌ثباتی مالی و آثار تکانه‌های آن‌ها در تولید ناخالص داخلی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بیزین [3] و داده‌های ماهانه طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۴:۱ــ ۲۰۱۴:۱۰ پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر تکانه‌های سیاست‌های پولی در رشد تولید در زمان عادی قوی‌تر از زمانی است که بی‌ثباتی و استرس مالی وجود داشته باشد.

فلورو و ون رویه[4] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی آثار آستانه‌ای استرس مالی در نقش سیاست پولی در گروهی از بانک‌های مرکزی پیشرفته و درحال‌ظهور با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۴:۱ــ۲۰۱۳:۳ پرداخته‌اند. برای این منظور، از مدل رگرسیون آستانه‌ای تابلویی پویا عامل‌ــ تعمیم‌یافته[5] برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که بانک‌های مرکزی اقتصاد پیشرفته، در پاسخ سیاست پولی به استرس ویژهٔ بخش مالی،[6] به دولت وابسته‌اند، زیرا آن‌ها در زمان بی‌ثباتی بالای بازارهای مالی، سیاست‌های پولی تهاجمی[7] را در پاسخ به بازار سهام و استرس بانکی اعمال می‌کنند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که به‌طورکلی آثار آستانه‌ای استرس مالی برای بانک‌های مرکزی اقتصاد درحال‌ظهور ضعیف است.

وسترم[8](۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطهٔ غیرخطی بین استرس مالی، سیاست پولی، و چرخهٔ تجاری با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۹:۱ــ۲۰۱۴:۴ پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که به‌طور متوسط اثر تکانه‌ها در رژیم استرس‌زای مالی[9] در رشد تولید ناخالص داخلی بیشتر است. همچنین به

---

[1] subsample regression analysis

[2] Saldías

[3] Bayesian Threshold Vector AutoRegression model, TVAR

[4] Floro & van Roye

[5] factor-augmented dynamic panel threshold regression model

[6] financial sector-specific stress

[7] aggressive monetary policy

[8] Warström

[9] financially stressful regime

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

نظر می‌رسد، تکانه‌های سیاست پولی در طول زمان‌های استرس‌زای مالی تأثیر بیشتر و سریع‌تر اما با دوام کمتر در رشد تولید دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های مالی در دوره‌های استرس مالی بالا، در مقایسه با دوره‌های استرس مالی پایین، باعث کاهش بیشتر در رشد تولید ناخالص داخلی می‌شود. در نهایت، تکانه‌های مثبت رشد تولید ناخالص داخلی در دوره‌های استرس مالی بالا سطح استرس مالی را بدتر می‌کند.

فرر و همکاران[1] (۲۰۱۸) تعاملات بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی را با استفاده از تجزیه‌وتحلیل زمانی و فرکانسی موجک[2] در امریکا موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که از زمان بحران مالی سال ۲۰۰۷ تأثیر استرس مالی در فعالیت‌های اقتصادی منفی و معنادار بوده است. علاوه‌براین، ارتباط معنادار بین استرس مالی و فعالیت‌های اقتصادی به‌طورعمده در افق زمانی یک تا چهارساله متمرکز است.

ژیبنو[3] (۲۰۱۹) به بررسی آثار سیاست‌های پولی و بدهی عمومی بر رابطه بین استرس مالی و رشد اقتصادی در جامعه اقتصادی کشورهای غرب افریقا[4] با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای ملایم پانلی[5] طی سال‌های ۱۹۹۰ـ۲۰۱۶ پرداخته است. بدین منظور، سه مدل برآورد شده است که در مدل اول استرس مالی، مدل دوم نرخ بهره (سیاست پولی)، و مدل سوم نسبت بدهی به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. نتایج تحقیق حاکی از ان است که رابطه بین رشد تولید ناخالص داخلی و میزان استرس مالی به تغییرات در نرخ بهره و سطح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بستگی دارد. نتایج حاصل از برآورد سه مدل بیانگر این است که ۱ـ در رژیم استرس مالی بالا، سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) و افزایش نسبت بدهی به تولید اثر منفی در رشد اقتصادی دارد، ۲ـ سیاست پولی انبساطی (کاهش نرخ بهره) و کاهش نسبت بدهی به تولید باعث کاهش آثار منفی استرس مالی در رشد اقتصادی می‌شود، و ۳ـ در رژیم استرس مالی پایین در بخش بانکی، رشد اقتصادی بدون توجه به فعالیت استراتژی‌های سیاست پولی و سطح نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، واکنشی مثبت نشان می دهد.

---

[1] Ferrer et al.

[2] wavelet

[3] Gbenou

[4] West African Economic and Monetary Union, WAEMU

[5] Panel Smooth Threshold Regression model, PSTR

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

ماکری‌چوریتی و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی تعامل بین استرس مالی و رشد اقتصادی با نقش تعدیل‌کنندهٔ فرهنگ و اعتماد با استفاده از نمونه‌ای از کشورهای عضو اتحادیه طی دورهٔ ۲۰۱۸ـ۲۰۰۲ پرداخته‌اند. بااین‌حال، به نظر نمی‌رسد بُعد فرهنگی فردگرایی در این رابطه تأثیر بگذارد. با تفکیک تولید ناخالص داخلی در چهار مؤلفهٔ اصلی آن، نتایج نشان می‌دهد که اثر تعدیل‌کنندهٔ نااطمینان (بی‌ثباتی) و اعتماد در مصرف و سرمایه‌گذاری جریان دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد در طول بحران مالی جهانی، اثر تعدیل اعتماد در رشد اقتصادی ضعیف است، درحالی‌که اثر نااطمینان و بی‌ثباتی در رشد اقتصادی بالاست.

صدقی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی نوسانات نرخ ارز، بی‌ثباتی مالی، و سیاست پولی بهینه پرداخته است. برای این منظور، از مدل تعادل تصادفی پویا[2] استفاده شده و چگونگی تأثیر نوسانات نرخ ارز، بدهی شرکت‌ها، و در نهایت بی‌ثباتی مالی در اقتصادِ باز موردبررسی قرارگرفته است. سیاست پولی بهینهٔ مشتق‌شده از این مدل نشان می‌دهد که اگر میزان بدهی انباشتهٔ شرکت‌ها زیاد باشد و باعث ایجاد عدم‌تعادل و بی‌ثباتی مالی در اقتصاد شود، سیاست‌گذار پولی باید به این وضعیت واکنش نشان دهد و میزان نرخ سود بانکی را بر مبنای قانون سیاست پولی طراحی‌شده در این مدل افزایش دهد.

کمیجانی و مشهدی احمد (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی سیاست‌های پولی و تأثیر آن در رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ سود بانکی در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۴۳ـ۱۳۸۶ پرداخته‌اند؛ لذا، برای این منظور از روش غیرمستقیم و با تخمین معادلهٔ هم‌انباشتگی عمق مالی و معادلهٔ هم‌انباشتگی تولید ناخالص داخلی استفاده شده و تأثیر این سیاست‌ها در رشد اقتصادی موردبررسی قرارگرفته است. یافتهٔ اصلی مقاله حاکی از آن است که پدیدهٔ سرکوب مالی حداقل از طریق تأثیر منفی در عمق مالی، فرایند رشد اقتصادی را مختل می‌کند.

۴ روش پژوهش

در این پژوهش به‌منظور بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و تکانه‌های سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی از یکی از رویکردهای تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(غیرخطی) استفاده شده است. این تکنیک نامتقارن توانایی دارد تا روابط نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی را در بلندمدت

[1] Makrychoriti et al.

[2] Dynamic stochastic general equilibrium, DSGE

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

و کوتاه‌مدت تشخیص دهد. مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[1] به‌صورت مدل تصحیح خطای نامقید[2] به‌منظور تجزیهٔ آثار کلی یک متغیر به اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت آن ایجاد شده است (کوئنگ‌کان[3]، ۲۰۱۸:۱۰). شین و همکاران[4] (۲۰۱۴) با گسترش مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی موفق شدند تا تکنیک نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(غیرخطی) را پایه‌گذاری کنند؛ بنابراین، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی کلی برای مدل اول طبق معادلهٔ (۱)، مدل دوم طبق معادلهٔ (۲)، و مدل سوم طبق معادلهٔ (۳) است:

$$\Delta LGDP = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{1t}\Delta LFSI_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{2t}\Delta LR_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{3t}\Delta LCPI_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{4t}LREER_t + \gamma_{1t}LFSI_t + \gamma_{2t}LR_t + \gamma_{3t}LM_t + \gamma_{4t}LREER_t + \gamma_{5t}LCPI_t + \mu_t \quad (۱)$$

$$\Delta LFSI = \alpha_{0t} + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{1t}\Delta LR_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{2t}\Delta LCPI_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{3t}\Delta LGOV_t + \gamma_{1t}LR_t + \gamma_{2t}LCPI_t + \gamma_{3t}LGOV_t + \mu_t \quad (۲)$$

$$\Delta LFSI = \alpha_{0t} + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{1t}\Delta LM_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{2t}\Delta LGDP_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{3t}\Delta LGOV_t + \sum_{i=0}^{k} \emptyset_{4t}\Delta LREER_t + \gamma_{1t}LM_t + \gamma_{2t}LGDP_t + \gamma_{3t}LGOV_t + \gamma_{4t}LREER_t + \mu_t \quad (۳)$$

که در آن LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر پایهٔ سال ۱۳۸۳ محاسبه می‌شود.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایهٔ سال ۱۳۸۳ محاسبه می‌شود.

LREER: نرخ ارز مؤثر واقعی در پایهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده است.

LR: لگاریتم نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت که همان نرخ سود سپرده‌های بانکی (سپردهٔ سرمایه‌گذاری یک‌ساله) است و به‌عنوان سیاست پولی در نظر گرفته شده است (در حوزهٔ سیاست‌گذاری پولی، نرخ سود ازجمله ابزارهای مستقیم پولی است که به‌صورت دستوری از سوی مقامات پولی کشور به نظام بانکی کشور ابلاغ شده است و رفتار بانک‌ها از آن تأثیر می‌پذیرد و مطالعاتی ازجمله رحمانی و همکاران (۱۳۹۶)، عابدی و همکاران (۱۳۹۴)، و کمیجانی و مشهدی‌احمد (۱۳۹۱) از این متغیر به‌عنوان ابزار سیاست پولی در ایران استفاده کرده‌اند).

LGOV: لگاریتم هزینه‌های مصرف نهایی بخش دولتی بر پایهٔ سال ۱۳۸۳ است که نشان‌دهندهٔ شاخص سیاست مالی است.

---

[1] AutoRegressive Distributed Lag, ARDL

[2] unrestricted error correction model, UECM

[3] Koengkan

[4] Shin et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

LM: لگاریتم حجم نقدینگی مجموع پول و شبه‌پول بر حسب میلیارد ریال به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی بر پایهٔ سال ۱۳۸۳ محاسبه می‌شود که این متغیر هم به‌عنوان یکی دیگر از شاخص‌های سیاست پولی در نظر گرفته شده است.

LFSI: لگاریتم شاخص بی‌ثباتی مالی است که به پیروی از مطالعهٔ کاردارلی و همکاران (۲۰۱۱) شاخص بی‌ثباتی مالی از طریق سه مؤلفهٔ اصلی محاسبه می‌شود:

۱ـ استرس بانکی: که خود شامل سه جزء است، الف‌ـ ضریب بتای بخش بانکی نشان‌دهندهٔ ریسک بخش بانکی نسبت‌به سایر بخش‌های اقتصاد است که از تقسیم کوواریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام r_m و بازدهی شاخص سهام بانکی r_b بر واریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام به‌دست می‌آید و فرمول آن به‌صورت $\beta = \frac{cov(r_m,r_b)}{varr_b}$ است؛ ب‌ـ گسترش TED[1]: نرخ اوراق مشارکت منهای نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت است، که داده‌های نرخ اوراق مشارکت از سال ۱۳۷۳:۱ تا ۱۳۹۵:۲ است؛ و ج‌ـ ساختار اصطلاح معکوس[2]: نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت منهای نرخ بهرهٔ بلندمدت (پنج‌ساله) که هر دو نشان‌دهندهٔ دسترسی محدود به اعتبار و گریز از نقدینگی توسط وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران است.

۲ـ بی‌ثباتی بازار سهام: این مؤلفه هم از سه جزء تشکیل شده است، الف‌ـ سود اوراق قرضهٔ مشارکت منهای سود اوراق قرضهٔ دولتی (نرخ بهرهٔ بلندمدت پنج‌ساله)، ب‌ـ بازدهی شاخص کل بازار سهام: برای محاسبهٔ بازدهی شاخص کل بازار سهام از فرمول $r_m = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_t}$ استفاده می‌کنیم، به‌طوری‌که r_m بازدهی سهام و p_t قیمت سهام یا مقدار شاخص است، و ج‌ـ نوسانات بازار سهام: به روش GARCH(1,1) محاسبه شده است.

۳ـ بی‌ثباتی نرخ ارز: نوسانات نرخ ارز به روش GARCH(1,1) محاسبه می‌شود، که می‌تواند نااطمینانی را در اقتصاد افزایش دهد. نرخ ارز اسمی بیانگر قیمت داخلی هر واحد پول خارجی است که در این مطالعه قیمت ریالی هر واحد دلار امریکا مورداستفاده قرار گرفته است.

در رابطهٔ ۱ تا ۳، $\Delta LGDP$ و $LGDP$ به‌ترتیب تفاضل مرتبهٔ اول و لگاریتم متغیر وابستهٔ مدل اول یعنی تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) و $\Delta LFSI$ و $LFSI$ به‌ترتیب تفاضل مرتبهٔ اول و لگاریتم متغیر وابستهٔ مدل دوم و سوم یعنی بی‌ثباتی مالی است. به‌علاوه، α_{0t}

[1] TED spread

[2] Inverted term spread

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

عرض از مبدأ، t متغیر روند، و ϕ_{1t} تا ϕ_{4t} و γ_{1t} تا γ_{4t} پارامترهای متغیرها و μ_t جزء اخلال مدل است.

روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی نسبت‌به سایر روش‌های هم انباشتگی مزیت‌هایی دارد. در مرحلهٔ اول، صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) یاI(0) یا ترکیبی از هردو باشند، قابل استفاده است. این ویژگی نه‌تنها انعطاف‌پذیری قابل‌توجه را فراهم می‌کند، بلکه مانع از ضروری بودن پیش‌فرض هم‌انباشتگی از درجهٔ اول می‌شود. دوم اینکه، این مدل معمولاً در برآورد مدل‌های نامتقارن TVEC و EC کارآمدتر از رهیافت دوگانهٔ استاندارد انگل و گرنجر[1] است. سومین مزیت آن است که این روش حتی با تعداد مشاهدات اندک نیز قابل‌کاربرد است (حاجیلی و همکاران[2]، ۲۰۱۷). در نهایت، می‌توان اذعان داشت که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است.

ترکیب رگرسیون‌های تصادفی در روش استاندارد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، خطی است که مستلزم تعدیل متقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. برای به‌دست آوردن آثار نامتقارن، شین و همکاران (۲۰۱۴) مدل نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (غیرخطی) را معرفی کردند که در آن $LFSI_t$در مدل اول، LR_t در مدل دوم، و LM_t در مدل سوم به مقادیر مثبت و منفی تجزیه می‌شود و به‌ترتیب در معادله (۴)، (۵)، و (۶) مشاهده می‌شود (شین و همکاران، ۲۰۱۴).

$$LFSI_t = LFSI_0 + LFSI_t^+ + LFSI_t^- \quad (۴)$$

$$LR_t = LR_0 + LR_t^+ + LR_t^- \quad (۵)$$

$$LM_t = LM_0 + LM_t^+ + LM_t^- \quad (۶)$$

بدین صورت که:

$$LFSI_t^+ = \sum_{j=1}^{t} LFSI_t^+ = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta LFSI_j, \cdot) \quad \text{و}$$
$$LFSI_t^- = \sum_{j=1}^{t} LFSI_t^- = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta LFSI_j, \cdot) \quad (۷)$$

$$LR_t^+ = \sum_{j=1}^{t} LR_t^+ = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta LR_j, \cdot) \quad \text{و}$$
$$LR_t^- = \sum_{j=1}^{t} LR_t^- = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta LR_j, \cdot) \quad (۸)$$

[1] Engle and Grange

[2] Hajilee et al

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

$$LM_t^+ = \sum_{j=1}^{t} LM_t^+ = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta LM_j, \cdot) \quad \text{و}$$
$$LM_t^- = \sum_{j=1}^{t} LM_t^- = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta LM_j, \cdot) \qquad (۹)$$

سپس رابطهٔ تعادلی بلندمدت نامتقارن در مدل اول معادلهٔ (۱۰)، در مدل دوم معادلهٔ (۱۱)، و در مدل سوم معادلهٔ (۱۲) می‌تواند باشد و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LGDP_t = \beta^+ LFSI + \beta^- LFSI + u_t \qquad (۱۰)$$

$$LFSI_t = \beta^+ LR + \beta^- LR + u_t \qquad (۱۱)$$

$$LFSI_t = \beta^+ LM + \beta^- LM + u_t \qquad (۱۲)$$

β^+ و β^- پارامترهای بلندمدت نامتقارن هستند که به‌ترتیب با تغییرات مثبت و منفی در $LFSI_t$ در مدل اول و با تغییرات مثبت و منفی در LR_t در مدل دوم مطابقت دارند.

برای آنکه بتوان از مدل الگوی نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(غیرخطی) در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل استفاده کرد، باید بین متغیرها هم‌انباشتگی نامتقارن وجود داشته باشد. ازاین‌رو، تخمین مدل تصحیح خطای نامقید زیر به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) نیاز است:

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{LGDP} = {} & \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\mathrm{t} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1t}\Delta \mathrm{LGDP} + \sum_{i=1}^{q_1} \emptyset^+ \Delta LFSI_{t-1}^+ + \\ & \sum_{i=1}^{q_2} \emptyset^- \Delta LFSI_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{q_3} \alpha_{2t}\Delta \mathrm{LR} + \sum_{i=1}^{q_4} \alpha_{3t}\Delta \mathrm{LCPI} + \\ & \sum_{i=1}^{q_5} \alpha_{4t}\mathrm{LREER} + \theta^+ LFSI_{t-1}^+ + \theta^- LFSI_{t-1}^- + \delta_1 \mathrm{LR}_{t-1} + \\ & \delta_2 \mathrm{LCPI}_{t-1} + \delta_3 \mathrm{LREER}_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{LFSI} = {} & \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\mathrm{t} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1t}\Delta \mathrm{LFSI} + \sum_{i=1}^{q_1} \emptyset^+ \Delta LR_{t-1}^+ + \\ & \sum_{i=1}^{q_2} \emptyset^- \Delta LR_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{q_3} \alpha_{2t}\Delta \mathrm{LCPI} + \sum_{i=1}^{q_4} \alpha_{3t}\Delta \mathrm{L\,GOV} + \\ & \theta^+ LR_{t-1}^+ + \theta^- LR_{t-1}^- + \delta_1 \mathrm{LCPI}_{t-1} + \delta_2 \mathrm{LGOV}_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{LFSI} = {} & \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\mathrm{t} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1t}\Delta \mathrm{LFSI} + \sum_{i=1}^{q_1} \emptyset^+ \Delta LM_{t-1}^+ + \\ & \sum_{i=1}^{q_2} \emptyset^- \Delta LM_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{q_3} \alpha_{2t}\Delta \mathrm{LGDP} + \sum_{i=1}^{q_4} \alpha_{3t}\Delta \mathrm{L\,GOV} + \\ & \sum_{i=1}^{q_4} \alpha_{3t}\Delta \mathrm{L\,REER} + \theta^+ LM_{t-1}^+ + \theta^- LM_{t-1}^- + \delta_1 \mathrm{LGDP}_{t-1} + \\ & \delta_2 \mathrm{LGOV}_{t-1} + \delta_3 \mathrm{LREER}_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

[1] Pesaran et al

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

در رابطهٔ (۱۳)، δ_1 ، δ_2 ، δ_3 ، δ_4، θ^+ و θ^- ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، t متغیر روند، Δ عملگر تفاضل، μ_t جملهٔ اختلال، و p، q_1,q_2,q_3,q_4,q_5، و تعداد وقفه‌های بهینهٔ در مدل اول در رابطهٔ (۱۴)، δ_1 ، δ_2 ، δ_3 ، θ^+ و θ^- ضرایب بلندمدت، Δ عملگر تفاضل، μ_t جملهٔ اختلال، و p، q_1,q_2,q_3,q_4 و تعداد وقفه‌های بهینه در مدل دوم و در رابطهٔ (۱۵)، δ_1 ، δ_2 ، δ_3 ، θ^+ و θ^- ضرایب بلندمدت، Δ عملگر تفاضل، μ_t جملهٔ اختلال، و p، q_1,q_2,q_3,q_4 و تعداد وقفه‌های بهینه در مدل سوم است. این وقفه‌ها به کمک ضوابطی مانند اکائیک، شوارتز-بیزین، و حنان کوئین تعیین می‌شود. همچنین در این رابطه، پویایی‌های کوتاه‌مدت توسط مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر (با وقفه و جاری) متغیرهای مستقل نشان داده شده است.

به‌منظور اجرای آزمون باند که نبود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد، باید ضرایب سطوح با وقفهٔ متغیرهای مستقل و وابسته را در معادلهٔ (۱۶) برای مدل اول، در معادلهٔ (۱۷) برای مدل دوم، و در معادلهٔ (۱۸) برای مدل سوم برابر صفر قرار داد. ازاین‌جهت، فرض صفر که مبنی بر نبود هم‌انباشتگی است، به‌صورت معادلات زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \theta^+ = \theta^- = 0 \quad (۱۶)$$

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \theta^+ = \theta^- = 0 \quad (۱۷)$$

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \theta^+ = \theta^- = 0 \quad (۱۸)$$

پسران و همکاران (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که در رویکرد باند دو حد بحرانی معرفی می‌شود. حد بالایی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبهٔ ۱ و حد پایینی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبهٔ صفر کاربرد دارد. در صورتی‌که آمارهٔ F محاسبه‌شده بیشتر از مقدار حد بالایی باشد، فرض صفر مبنی بر نبود هم‌انباشتگی یا نبود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود؛ و اگر مقدار F محاسبه‌شده از حد پایینی کمتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته از مرتبهٔ صفر هستند و طبق تعریف، هم‌انباشتگی ندارند. نهایتا اگر آمارهٔ F بین کران‌ها قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است.

برای بررسی عدم تقارن بلندمدت از $\theta^+ = \theta^-$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت هم از آزمون‌های $\sum_{i=1}^{q_1} \emptyset^+ = \sum_{i=1}^{q_2} \emptyset^-$ استفاده می‌شود. این آزمون‌ها براساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیهٔ صفر رد شود، نشان‌دهندهٔ عدم تقارن است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

۵ معرفی مدل پژوهش و داده‌ها

به‌منظور بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و تکانه‌های سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی در ایران، از دو مطالعهٔ ژیبنو (۲۰۱۹) و سالدیاز (۲۰۱۷) استفاده شده است، به‌طوری‌که برای بررسی مدل اول یعنی اثر تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی مطالعهٔ ژیبنو (۲۰۱۹) و برای بررسی مدل دوم و سوم یعنی اثر تکانه‌های سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی مدل مطالعهٔ سالدیاز (۲۰۱۷) با لحاظ کردن برخی متغیرهای کنترلی دیگر به‌کارگرفته شده است. مدل‌های مورداستفاده را می‌توان به‌صورت زیر تصریح کرد:

$$\mathrm{LGDP} = \mathrm{F}(\mathrm{LFSI}, \mathrm{LR}, \mathrm{LCPI}, \mathrm{LREER}) \quad (۱۹)$$

$$\mathrm{LFSI} = \mathrm{F}(\mathrm{LR}, \mathrm{LCPI}, \mathrm{LGOV},) \quad (۲۰)$$

$$LFSI = F(LM, LGDP, LGOV, LREER) \quad (۲۱)$$

تخمین مدل گارچ برای نوسانات بازار سهام و نرخ ارز ایران

نتایج حاصل از تخمین مدل GARCH(1,1) (نوسانات بازار سهام و نرخ ارز ایران) به‌صورت جدول ۱ نمایش داده شده است. با توجه به نتایج مذکور آثار گارچ پذیرفته می‌شود.

جدول ۱

نتایج آزمون گارچ

نوسانات نرخ ارز		نوسانات بازار سهام	
معادلهٔ مدل خودرگرسیون(AR)			
متغیرها	ضرایب	متغیرها	ضرایب
C	۱۰۱/۹۱۳ (۰/۰۰۰)	C	۳۷/۰۴۴ـ (۰/۰۶۱)
MA(2)	۰/۴۲۳ (۰/۰۰۰)	BS_{t-1}	۱/۰۶۹ (۰/۰۰۰)
معادله واریانس پسماندهای مدل خودرگرسیون(AR)			
C	۷/۱۵۵ (۰/۴۰۸)	C	۷۹/۱۰۱ (۰/۵۰۵)
u_{t-1}^2	۰/۸۷۳ (۰/۰۰۱)	u_{t-1}^2	۰/۶۴۴ (۰/۰۰۰)
h_{t-1}^2	۰/۲۲۵ (۰/۰۰۹)	h_{t-1}^2	۰/۷۱۴ (۰/۰۰۰)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون است.

منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

فرم عمومی معادلهٔ تصریح‌شده برای محاسبهٔ نوسانات بازار سهام به‌صورت معادلهٔ (۲۲) و برای محاسبهٔ نوسانات نرخ ارز به‌صورت معادلهٔ (۲۳) است.

$$BS_t = \beta_0 + \beta_1 BS_{t-1} \quad (۲۲)$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}^2$$
$$BS_t = -۳۷/۰۴ + ۱/۰۷ BS_{t-1}$$
$$h_t^2 = ۷۹/۱۰۱ + ۰/۶۴۴ u_{t-1}^2 + ۰/۷۱۴ h_{t-1}^2$$

و

$$REER_t = \beta_0 + \beta_1 MA(۲) \quad (۲۳)$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}^2$$
$$REER_t = ۱۰۱/۹ + ۰/۴۲۳ MA(۲)$$
$$h_t^2 = ۷/۱۵۵ + ۰/۸۷۳ u_{t-1}^2 + ۰/۲۲۵ h_{t-1}^2$$

لذا نوسانات بازار سهام و نوسانات نرخ ارز ایران با استفاده از مدل GARCH(1,1) به‌ترتیب در معادلات (۲۲) و (۲۳) محاسبه شده است.

آمار و اطلاعات شاخص‌ها به‌جز نرخ ارز مؤثر واقعی به‌صورت سری‌زمانی سالانه از مجموع سری‌زمانی بانک مرکزی و دادهٔ نرخ ارز مؤثر واقعی هم از صندوق بین‌المللی پول[1] استخراج شده است. دورهٔ زمانی موردمطالعه ۱۳۷۰:۲ـ۱۳۹۴:۳است.

۶ برآورد مدل و تحلیل نتایج

به‌منظور برآورد معادلهٔ پژوهش با استفاده از الگوی نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(غیرخطی) ، اطلاع از درجهٔ انباشتگی متغیرها ضروری است؛ زیرا آنگ[2] (۲۰۰۷) معتقد است اگر متغیرهای موردمطالعه انباشته از مرتبهٔ دو یا بیشتر باشد، آنگاه آمارهٔ F محاسبه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) که به‌منظور بررسی رابطهٔ بلندمدت مورداستفاده قرار می‌گیرد، از درجهٔ اعتبار ساقط می‌شود و قابل‌اتکا نیست. در این مطالعه با استفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و فلیپس پرون (با لحاظ عرض از مبدأ و متغیر روند) مانایی متغیرها بررسی شد (جدول ۲).

---

[1] International Monetary Fund, IMF

[2] Ang

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

جدول ۲

نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فلیپس‌پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)		آزمون فلیپس–پرون	
	در سطح	با یکبار تفاضل‌گیری	در سطح	با یکبار تفاضل‌گیری
LGDP	−۲/۷۸۹ (۰/۲۰۴)	−۵/۶۶۴ (۰/۰۰۰)	−۸/۰۲۸ (۰/۰۰۰)	−۲۲/۴۶۲ (۰/۰۰۰)
LFSI	−۲/۷۶۸ (۰/۲۱۲)	−۸/۳۳۲ (۰/۰۰۰)	−۲/۳۶۰ (۰/۳۹۸)	−۸/۳۸۵ (۰/۰۰۰)
$LFSI^+$	−۴/۲۷۵ (۰/۰۰۵)	−۸/۷۶۶ (۰/۰۰۰)	−۳/۶۲۳ (۰/۰۳۲)	−۸/۷۵۹ (۰/۰۰۰)
$LFSI^-$	−۳/۲۹۴ (۰/۰۷۳)	−۸/۱۳۸ (۰/۰۰۰)	−۲/۸۴۱ (۰/۱۸۶)	−۸/۱۳۲ (۰/۰۰۰)
LR	−۱/۵۵۰ (۰/۸۰۴)	−۴/۳۹۹ (۰/۰۰۳)	−۱/۹۰۰ (۰/۶۴۶)	−۳/۵۷۴ (۰/۰۳۷)
LR^+	−۰/۹۳۰ (۰/۹۴۷)	−۵/۳۱۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۶۶۶ (۰/۹۷۲)	−۴/۰۲۲ (۰/۰۱۰)
LR^-	−۱/۶۱۷ (۰/۷۷۹)	−۴/۲۸۸ (۰/۰۰۴)	−۰/۰۰۶ (۰/۹۹۵)	−۳/۸۲۳ (۰/۰۱۹)
LM	−۰/۶۴۱ (۱/۹۰۹)	−۰/۴۳۸ (۰/۰۰۰)	−۲/۲۳۶ (۰/۱۹۴)	−۴/۴۸۵ (۰/۰۰۲)
LM^+	−۲/۷۳۹ (۰/۲۲۳)	−۴/۵۰۹ (۰/۰۰۲)	−۳/۲۰۹ (۰/۰۸۸)	−۱۲/۲۶۰ (۰/۰۰۰)
LM^-	−۳/۱۲۸ (۰/۱۰۵)	−۴/۰۵۳ (۰/۰۱۰)	−۲/۰۸۷ (۰/۵۴۶)	−۱۲/۶۴۵ (۰/۰۰۰)
LCPI	−۳/۱۹۴ (۰/۰۹۱)	−۵/۱۷۹ (۰/۰۰۰)	−۲/۳۱۹ (۰/۴۱۹)	−۶/۶۰۷ (۰/۰۰۰)
LREER	−۱/۱۹۷ (۰/۵۹۵)	−۸/۸۱۳ (۰/۰۰۰)	−۲/۲۲۱ (۰/۴۷۲)	−۸/۸۱۳ (۰/۰۰۰)
LGOV	−۴/۸۷۲ (۰/۰۰۰)	−۱۳/۳۵۸ (۰/۰۰۰)	−۱۲/۳۴۲ (۰/۰۰۰)	−۲۷/۳۱۱ (۰/۰۰۰)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون است.

منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

همان‌طور که جدول ۲ نشان می‌دهد، در آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته به‌جز متغیرهای LGOV و $LFSI^{+}$ و در آزمون فلیپس- پرون به‌جز متغیرهای LGOV، $LFSI^{+}$، و LGDP بقیهٔ متغیرها درسطح ناپایا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

طبق آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) مشخص می‌شود که تعداد متغیرهای توضیحی در حالت نامتقارن در مدل اول ۵، در مدل دوم ۴، و در مدل سوم ۵ است. آمارهٔ F محاسبه‌شده در مدل اول برابر ۱۰/۴۰، در مدل دوم برابر ۹/۹۵، و در مدل سوم ۱۰/۱۹۲ است. جدول ۳ مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) را در سطوح مختلف معناداری، در زمانی که در مدل اول ۵، در مدل دوم ۴، و در مدل سوم ۵ متغیر وجود دارد، ارائه می‌کند.

جدول ۳

مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)

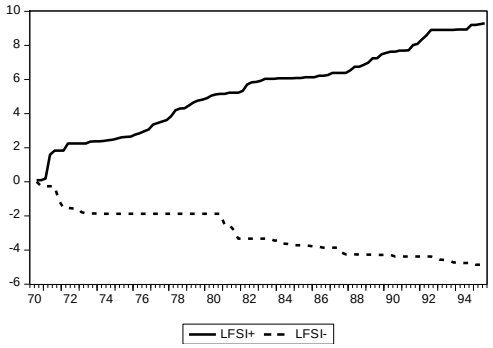
مدل اول			مدل دوم			مدل سوم		
سطح معناداری (٪)	کرانهٔ پایین I(0)	کرانهٔ بالا I(1)	سطح معناداری (٪)	کرانهٔ پایین I(0)	کرانهٔ بالا I(1)	سطح معناداری (٪)	کرانهٔ پایین I(0)	کرانهٔ بالا I(1)
۱۰	۲/۷۵	۳/۷۹	۱۰	۲/۴۵	۳/۵۲	۱۰	۲/۲۶	۳/۳۵
۵	۳/۱۲	۴/۲۵	۵	۲/۸۶	۴/۰۱	۵	۲/۶۲	۳/۷۹
۱	۳/۹۳	۵/۲۳	۱	۳/۷۴	۵/۰۶	۱	۳/۴۱	۴/۶۸

منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

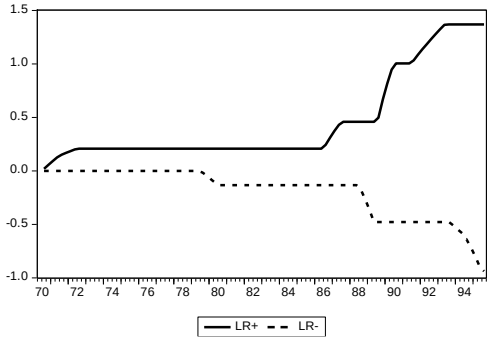
با مقایسهٔ آمارهٔ F محاسبه‌شده با مقادیر موجود در جدول ۳، مشخص می‌شود که به‌دلیل بیشتر بودن این آماره از حد بالایی، مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در هر سه سطح معناداری، وجود رابطهٔ بلندمدت نامتقارن تأیید می‌شود. در این الگو برای تحلیل اثر نامتقارن، در مدل اول بی‌ثباتی مالی به دو سری $LFSI^{+}$ و $LFSI^{-}$ و در مدل دوم نرخ بهره (سیاست پولی) به دو سری LR^{+} و LR^{-} و در مدل سوم رشد نقدینگی (سیاست پولی) به دو سری LM^{+}و LM^{-} تجزیه شده است. این به‌مانند معادله‌های (۷)، (۸)، و (۹) به‌ترتیب حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی ، نرخ بهره (سیاست پولی)، و رشد نقدینگی (سیاست پولی) است که طی فرایندی شرطی محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در شکل (۲)، (۳) و (۴) نمایش داده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

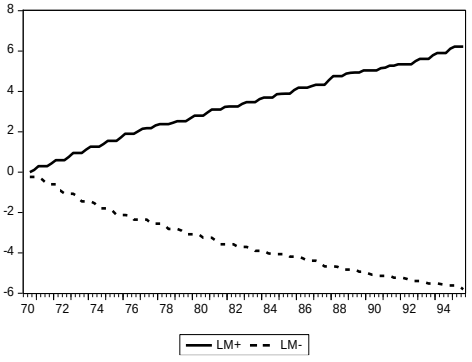
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]



شکل ۲. تجزیهٔ سری‌زمانی بی‌ثباتی مالی.
منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش



شکل ۳. تجزیهٔ سری‌زمانی نرخ بهره (سیاست پولی).
منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش



شکل ۴. تجزیهٔ سری‌زمانی رشد نقدینگی (سیاست پولی)
منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

در ادامه، الگوی پویای کوتاه‌مدت نامتقارن خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(غیرخطی) برآورد و نشان داده شده است. در مدل اول الگوی NARDL(4,3,1,3,1,3)، در مدل دوم الگوی NARDL(1,4,10,11,11)، و در مدل سوم الگوی NARDL(1,9,7,11,11,11) بر اساس معیار آکائیک به‌عنوان الگوی بهینهٔ پویا انتخاب شده است.[۱] سپس به‌منظور تخمین رابطهٔ (۱۳) در مدل اول، رابطهٔ (۱۴) در مدل دوم، و رابطهٔ (۱۵) در مدل سوم، از روش غیرخطی الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج تخمین رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای پژوهش در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴

نتایج ضرایب بلندمدت

مدل اول NARDL(7,7,6,7,6,7)			مدل دوم NARDL(1,4,10,11,11)			مدل سوم NARDL(1,4,10,11,11)		
متغیر	ضریب	امارهٔ احتمال	متغیر	ضریب	امارهٔ احتمال	متغیر	ضریب	امارهٔ احتمال
$LFSI^{+}$	-۰/۰۶۵	۰/۰۰۰	LR^{+}	-۱/۵۲	۰/۰۰۰	LM^{+}	۰/۹۶۶	۰/۰۰۰
$LFSI^{-}$	۰/۰۲۶	۰/۰۵۳	LR^{-}	۱/۹۸	۰/۰۹۶	LM^{-}	-۰/۸۳۲	۰/۰۰۰
LR	-۰/۲۳۶	۰/۰۰۰	LGOV	-۹/۲۸۴	۰/۰۰۰	LGDP	-۶/۷۳۲	۰/۰۰۰
LCPI	-۰/۰۹۴	۰/۰۰۱	LCPI	۲/۳۱۵	۰/۰۰۰	LGOV	۰/۹۶۷	۰/۰۳۶
LREER	-۰/۰۵۴	۰/۰۰۰	-	-	-	LREER	۰/۵۱۲	۰/۰۰۰
	آماره f	امارہ احتمال		آمارهf	امارہ احتمال		آمارهf	امارہ احتمال
W_{LR}	۹۶/۷۰۹	۰/۰۰۰	W_{LR}	۷/۴۴۴	۰/۰۰۸	W_{LR}	۱/۰۱۶	۰/۳۲۰
W_{SR}	۳۱/۰۹۲	۰/۰۰۰	W_{SR}	۴/۵۳۳	۰/۰۳۸	W_{SR}	۴۶/۹۶۳	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول ۴، ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد در مدل اول ($LFSI^{+}$) تکانهٔ مثبت لگاریتم بی‌ثباتی مالی (روند افزایشی در بی‌ثباتی مالی) اثر منفی و تکانهٔ منفی لگاریتم بی‌ثباتی مالی ($LFSI^{-}$) اثر مثبت در رشد اقتصادی دارد که این بیانگر رابطهٔ منفی و معکوس بین بی‌ثباتی مالی و رشد اقتصادی است؛ یعنی با افزایش بی‌ثباتی مالی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد و این نتایج کاملاً مطابق با مبانی نظری است. در واقع، می‌توان چنین استدلال کرد که بی‌ثباتی بخش مالی در نقش وساطت مالی و تجهیز منافع مالی برای انباشت انواع سرمایه خلل ایجاد می‌کند و در رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد. این موضوع به‌ویژه در

[۱] از آوردن نتایج حاصل از برآورد این الگو برای صرفه‌جویی در مقاله صرف‌نظر شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران که رشد اقتصادی آن‌ها عمدتاً متکی بر انباشت سرمایهٔ فیزیکی است، بسیار بااهمیت‌تر می‌نماید. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعه‌هایی همچون سالدیاز (۲۰۱۷)، شجاکیو (۲۰۱۴)، فرای مک‌کیبین و ژانگ (۲۰۱۶)، فرر و همکاران (۲۰۱۸)، و... همخوانی دارد.

لگاریتم نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت (LR) اثر منفی در رشد اقتصادی دارد و دلیل آن را می‌توان چنین بیان کرد که افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی مقدار سپرده‌های بانکی را کاهش می‌دهد، ولی پس از مدتی، به‌حالت طبیعی خود برمی‌گردد. همچنین افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی مقدار سرمایه‌گذاری را که از محل تسهیلات بانکی تأمین می‌شود، کاهش می‌دهد. این کاهش در سرمایه‌گذاری به‌دلیل بالا رفتن هزینهٔ اجارهٔ سرمایه براثرِ افزایش نرخ سود بانکی است. با کاهش اثر نرخ سود سپرده‌های بانکی و افزایش مقدار تسهیلات بانکی، مقدار سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد، ولی به‌مرورزمان، سرمایه‌گذاری به‌حالت باثباتی می‌رسد.

همچنین براثرِ افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی، تولید بدون نفت از مقدار باثبات کاهش می‌یابد. علت این کاهش را می‌توان به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سرمایه‌گذاری نسبت داد. ازاین‌رو، افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی و نرخ بهره نه‌تنها رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد، بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود؛ دلیل آن را این‌گونه می‌توان بیان کرد که در ایران با توجه به شرایط موجود در بالا بودن نرخ بهرهٔ بانکی که حتی بالاتر از نرخ میانگین جهانی است، نمی‌توان اقتصادی را به‌وجود آورد که جذب سرمایه را در بازارهای ثانویه رقم بزند تا باعث انتقال در بازار اولیه شود که می‌تواند باعث بهبودی و رشد در متغیرهای کلان اقتصادی شود. به همین منظور، باید با تعیین نرخ بهرهٔ بانکی کمتر از نرخ تورم که باعث انتقال قدرت از سپرده‌گذاران به بانک‌ها و وام‌گیرندگان می‌شود، تولیدکنندگان را با کاهش هزینه در تولید و قیمت تمام‌شده روبه‌رو کرد و از این طریق، به هدف کاهش سطح عمومی در قیمت محصولات و هم نرخ تورم رسید تا رشد اقتصادی را با تأثیر کاهش بهرهٔ بانکی کاملاً احساس کرد. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعهٔ سالدیاز (۲۰۱۷) و غفاری و همکاران (۱۳۹۵) سازگار است.

تورم (LCPI) نیز اثر منفی در رشد اقتصادی دارد؛ این اثر منفی را این چنین می‌توان استدلال کرد، تورم بازدهی واقعی به پس‌اندازها را کاهش داده و با تشدید اصطکاک اطلاعات، بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتیجهٔ این اصطکاک در بازار مالی، سهمیه‌بندی اعتبارات، محدودیت سرمایه برای سرمایه‌گذاری (کاهش سطح سرمایه‌گذاری)، و کاهش کارایی تخصص پس‌اندازها به پروژه‌های سرمایه‌گذاری (کارایی سرمایه‌گذاری) است و در نهایت، اثر معکوس در رشد اقتصادی دارد. این نتایج مطابق با مبانی نظری است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

تأثیر لگاریتم نرخ ارز (LREER) در رشد اقتصادی منفی است، به‌طوری‌که با افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی، هزینهٔ واردات افزایش می‌یابد و در صورت کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری داخلی کاهش و در پی آن، تقاضای کل کاهش می‌یابد. در ضمن، اغلب کشورهای درحال‌توسعه دارای بدهی‌های خارجی گسترده به‌دلیل دریافت وام‌های خارجی هستند. کاهش ارزش پول ملی در این کشورها افزایش بدهی آن‌ها بر حسب پول داخلی را در پی داشته است. گسترش فشار این بدهی‌ها باعث از بین رفتن منابع لازم در تولید و کاهش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی می‌شود. در واقع، این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که چون در کشور تولیدات داخلی وابستگی شدید به کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای، و مواد اولیهٔ خارجی دارد، افزایش قیمت ارز به‌عنوان تکانهٔ منفیِ طرف عرضه عمل می‌کند، زیرا مستقیماً هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و تأثیری منفی در عرضهٔ کل اقتصاد برجای می‌گذارد و درنتیجه، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. نتایج این مطالعه با مطالعهٔ بصیرت و همکاران (۱۳۹۴) سازگار است.

ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن در مدل دوم نشان می‌دهد که (LR^+) تکانهٔ مثبت نرخ بهره (سیاست پولی انقباضی یعنی روند افزایشی در نرخ بهرهٔ کوتاه مدت) اثر منفی و تکانهٔ منفی نرخ بهره (LR^-) اثر مثبت در بی‌ثباتی مالی دارد. در واقع، این نتایج نشان‌دهندهٔ رابطهٔ منفی و معکوس بین نرخ بهره و بی‌ثباتی مالی است، به‌طوری‌که با افزایش نرخ بهره (سیاست پولی انقباضی) بی‌ثباتی مالی کاهش می‌یابد. این اثر را می‌توان این‌گونه استدلال کرد: هنگامی که ثبات مالی در مجموعهٔ اهداف بانک مرکزی قرار می‌گیرد، با افزایش نسبت اعتبار به تولید که حاکی از تشکیل ریسک‌های نظام‌مند و بروز بی‌ثباتی مالی است، بانک مرکزی سریع‌تر به افزایش نرخ بهرهٔ مبنا اقدام می‌کند و با افزایش نرخ بهرهٔ مبنا، نرخ بهرهٔ وام‌دهی نیز افزایش می‌یابد و بنابراین، سبب سخت‌تر شدن شرایط اعطای اعتبار و کاهش دسترسی به اعتبارات می‌شود. در این شرایط، نسبت اعتبار به تولید کاهش می‌یابد و کاهش تقاضای کالاها و خدمات سبب کاهش تولید و کاهش تورم می‌شود. با کاهش تورم و تولید، نرخ بهرهٔ سیاستی شروع به‌کار کرده و سبب کاهش نرخ بهرهٔ وام‌دهی، افزایش نسبت اعتبارات، افزایش تقاضا، و درنتیجه افزایش تولید و تورم می‌شود. پویایی‌های فوق تا رسیدن به وضعیت تعادلِ پایدار ادامه می‌یابد. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعهٔ ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) و صدقی (۱۳۹۱) همخوانی دارد.

تورم (LCPI) اثر مثبت در بی‌ثباتی مالی دارد. این اثر مثبت را این‌گونه می‌توان استدلال کرد که با افزایش تورم بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد، زیرا ازیک‌طرف با افزایش تورم، قدرت خرید مردم کاهش و تقاضای پول مردم افزایش می‌یابد و برای خرید به پول بیشتری نیاز

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

دارند، از طرف دیگر با افزایش سطح قیمت‌ها و بالا رفتن نرخ تورم، نرخ بهرهٔ واقعی کاهش می‌یابد و سپرده‌گذاری مردم در بانک‌ها کمتر شده و به فکر خروج سرمایهٔ خود از بانک‌ها خواهند شد؛ بنابراین، با افزایش نرخ تورم بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعه‌هایی همچون سالدیاز (۲۰۱۷) و ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) همخوانی دارد.

(LGOV) ضریب افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) اثر منفی در بی‌ثباتی مالی دارد، به‌طوری‌که با افزایش مخارج دولت، بی‌ثباتی مالی کاهش و با کاهش مخارج دولت بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد. این نتایج با انتظارات نظری سازگار است.

در نهایت، ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن در مدل سوم نشان می‌دهد که (LM^+) تکانهٔ مثبت رشد نقدینگی (سیاست پولی انبساطی یعنی روند افزایشی در رشد نقدینگی) اثر مثبت و تکانهٔ منفی رشد نقدینگی (LM^-) اثر منفی در بی‌ثباتی مالی دارد. در واقع، این نتایج نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت و مستقیم بین رشد نقدینگی و بی‌ثباتی مالی است، به‌طوری‌که با افزایش نقدینگی (سیاست پولی انبساطی) بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد. این اثر را می‌توان این‌گونه استدلال کرد که رشد گستردهٔ پول مبتنی بر تکانه‌های نقدینگی[1] یکی از عوامل تحریک‌کنندهٔ تورم است؛ به این معنا که رشد پیوسته و زیاد حجم پول در اقتصاد موجب ایجاد تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصاد می‌شود؛ و تورم بالا و بی‌ثباتی هم موجب اختلال در نظام تخصیص قیمت‌ها می‌شود. در واقع، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و شکاف رشد بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد موجب بی‌ثباتی مالی می‌شود. نتیجهٔ این مطالعه با نتایج مطالعات ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) و صدقی (۱۳۹۱) همخوانی دارد.

رشد اقتصادی (LGDP) اثر منفی و معنادار در بی‌ثباتی مالی دارد. این اثر منفی را این‌گونه می‌توان استدلال کرد که با افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در دورهٔ موردنظر، بی‌ثباتی مالی کاهش می‌یابد. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعهٔ میرباقری هیر و همکاران (۱۳۹۵) همخوانی دارد.

(LGOV) ضریب افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) اثر مثبت در بی‌ثباتی مالی دارد، به‌طوری‌که با افزایش مخارج دولت، بی‌ثباتی مالی افزایش و با کاهش مخارج دولت، بی‌ثباتی مالی کاهش می‌یابد. این نتایج با مطالعهٔ ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) همخوانی دارد.

تأثیر لگاریتم نرخ ارز (LREER) در بی‌ثباتی مالی مثبت و معنادار است. این اثر را این‌گونه می‌توان استدلال کرد که افزایش نرخ رشد ارز و بالطبعِ افزایش نوسانات نرخ ارز،

[1] مازاد پول یا اعتبار را که سازگار با ثبات قیمت در بلندمدت نباشد، تکانهٔ نقدینگی می‌گویند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

سبب کاهش در سپرده‌های دیداری، پس‌انداز، و سرمایه‌گذاری بانک‌ها شده و باعث محدود شدن جذب منابع بانکی شده است و در نهایت، ثبات مالی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و باعث بی‌ثباتی مالی می‌شود. این نتیجه با انتظارات نظری سازگار است.

در پایان جدول ۴، آزمون‌های تقارن یا عدم‌تقارن تکانه‌های مثبت و منفی در مدل اول بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و در مدل دوم نرخ بهره (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی در بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. W_{LR} برای نمایش نتیجهٔ آزمون والد برای دورهٔ بلندمدت استفاده شده است که با توجه به اندیس LR، آثار نامتقارنی تکانه‌های مثبت و منفی در مدل اول بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و در مدل دوم نرخ بهره (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی در بلندمدت نمایش می‌دهد. مقدار محاسباتی این آزمون در مدل اول ۹۶/۷۰۹ بوده و با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ نشان می‌دهد که آثار تکانه‌های مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی در بلندمدت نامتقارن است. مقدار این آزمون در مدل دوم ۷/۴۴۴ بوده و با ارزش احتمالی ۰/۰۰۸ نشان می‌دهد که آثار تکانه‌های مثبت و منفی نرخ بهره (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی در بلندمدت نامتقارن است. مقدار این آزمون در مدل سوم ۱/۰۲۶ بوده و با ارزش احتمالی ۰/۳۲۰ نشان می‌دهد که آثار تکانه‌های مثبت و منفی رشد نقدینگی (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی در بلندمدت متقارن است.

W_{SR} نیز برای نمایش نتیجهٔ آزمون والد برای دورهٔ کوتاه‌مدت استفاده شده است که با توجه به اندیس SR، آثار نامتقارنی تکانه‌های مثبت و منفی در مدل اول بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و در مدل دوم سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی در کوتاه‌مدت را نمایش می‌دهد. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی بر تقارن تکانه‌های مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی در مدل اول، نرخ بهره (سیاست پولی) در مدل دوم، و رشد نقدینگی (سیاست پولی) در مدل سوم رد شده و آثار تکانه‌های مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی در مدل اول، آثار تکانه‌های مثبت و منفی نرخ بهره (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی در مدل دوم، و آثار تکانه‌های مثبت و منفی رشد نقدینگی (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی در مدل سوم در کوتاه‌مدت نامتقارن است.

مدل تصحیح خطای مرتبط با معادلهٔ بلندمدت نیز برآورد شده و ضریب تصحیح خطا در جدول ۵ برای هر سه مدل نمایش داده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا برای مدل اول، مدل دوم، و مدل سوم به‌ترتیب (۱/۴۵۲ـ)، (۰/۴۴ـ)، و (۰/۵۲۷ـ) بوده و از لحاظ آماری معنادار است؛ بنابراین، رابطهٔ بلندمدت به‌دست‌آمده در مرحلهٔ قبل تأیید شده و خطای تعادلی کوتاه‌مدت به‌سمت رابطهٔ تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

جدول ۵

نتایج تخمین ضریب تصحیح خطا

	نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	ارزش احتمال
مدل اول	Ecm	ـ۱/۴۵۲	۰/۱۷۸	۰/۰۰۰
مدل دوم	Ecm	ـ۰/۴۴۵	۰/۰۶۰	۰/۰۰۰
مدل سوم	Ecm	ـ۰/۵۲۷	۰/۰۶۳	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآوردشده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2]، و نرمالیته موردبررسی قرارگرفته شده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها در جدول ۶ آورده شده است. همان‌طورکه نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول نشان می‌دهد، نمی‌توان فرض همسانی واریانس، عدم همبستگی سریالی، و نرمالیته را در سطح ۵ درصد رد کرد؛ بنابراین، در الگوی برآوردشده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی وجود ندارد.

[1] Autocorrelation

[2] Heteroskedasticity

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

جدول ۶

آزمون‌های تشخیصی

مدل اول								
آزمون نرمال بودن			آزمون همبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال
جارک- برا[1]	۱/۶۸۸	۰/۴۲۹	آماره F	۰/۴۵۹	۰/۶۳۳	آماره F	۱/۰۴۳	۰/۴۲۵
			Chi2	۱/۲۰۲	۰/۵۴۸	Chi2	۲۱/۹۳۷	۰/۴۰۳
مدل دوم								
آزمون نرمال بودن			آزمون همبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال
جارک- برا	۴/۲۰۲	۰/۱۲۲	آماره F	۰/۶۰۷	۰/۴۳۹	آماره F	۰/۵۳۸	۰/۹۷۸
			Chi2	۱/۱۳۸	۰/۲۸۶	Chi2	۲۸/۲۶۴۷	۰/۹۳۴
مدل سوم								
آزمون نرمال بودن			آزمون همبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال
جارک- برا	۲/۳۰۷	۰/۳۱۵	آماره F	۰/۵۷۷	۰/۵۶۶	آماره F	۰/۸۲۹	۰/۷۳۷
			Chi2	۳/۰۷۸	۰/۲۱۴	Chi2	۵۱/۴۸۲	۰/۶۰۹

منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد، هیچ‌کدام از موارد نقض مفروضات کلاسیک در سه مدل مورد بررسی مشاهده نمی‌شود و مدل‌های سنجی پژوهش به‌نحوی مناسب برازش شده است. همچنین پسران و همکاران (۱۹۹۷) استفاده از آزمون پایداری مدل ارائه‌شده توسط برون و همکاران (۱۹۷۵) را پیشنهاد کردند. برای این منظور، از ترسیم نموداری آماره‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[2] و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[3] استفاده می‌شود (شکل‌های ۵ـ۷). اگر مقدار این آماره‌ها در بین آمارهٔ کرانه‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آنگاه فرض صفر آزمون را که بیان می‌کند همهٔ متغیرها در رگرسیون برآوردشده باثبات هستند، نمی‌توان رد کرد.

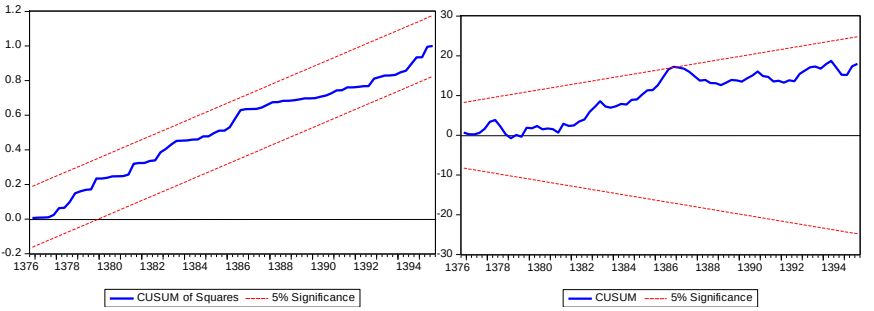
[1] Jarque-Bera

[2] quadratic cusum, CUSUMQ

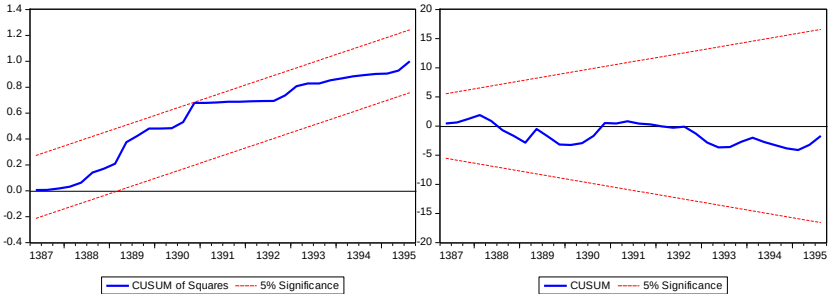
[3] cumulative sum, CUSUM

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

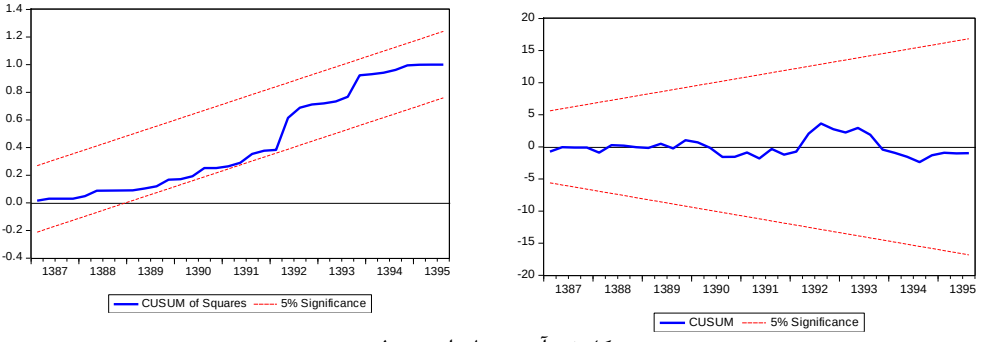
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]



شکل ۵. آزمون پایداری مدل اول.
منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش



شکل ۶. آزمون پایداری مدل دوم.
منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش



شکل ۷. آزمون پایداری مدل سوم.
منبع: محاسبات و یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

بر اساس شکل‌های فوق، شکل‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که نشان از پایداری مدل در بلندمدت است.

۷ نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و تکانه‌های سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۵:۳-۱۳۷۰:۲ است. برای این منظور، از رهیافت الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که در مدل اول، تکانهٔ مثبت لگاریتم بی‌ثباتی مالی (LFSI_POS) اثر منفی و تکانهٔ منفی لگاریتم بی‌ثباتی مالی (LFSI_NEG) اثر مثبت در رشد اقتصادی دارد و این بیانگر رابطهٔ منفی بین بی‌ثباتی مالی و رشد اقتصادی است؛ یعنی با افزایش بی‌ثباتی مالی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. در واقع، افزایش در استرس مالی باعث افزایش نااطمینانی در خصوص ارزش دارایی‌های مالی می‌شود که این به‌نوبهٔ خود می‌تواند موجب افزایش نوسان در قیمت دارایی‌ها شود. نوسان‌های قیمتی ضمن محتاط کردن بیشتر بنگاه‌ها باعث به‌تأخیر انداختن تصمیم‌های مهم دربارهٔ سرمایه‌گذاری تا زمان رفع نااطمینانی می‌شود. درنتیجه، این نوسان‌ها باعث می‌شود هزینه‌های خانوار تا جایی که در خصوص ثروت آیندهٔ خود مطمئن نیستند، کاهش یابد؛ بنابراین تا زمانی که کسب‌وکار و خانوارها به این نوسان‌ها واکنش نشان می‌دهد، فعالیت‌های واقعی اقتصادی و درنتیجه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعه‌هایی همچون شجاکیو (۲۰۱۴)، فرای مک‌کیبین و ژانگ (۲۰۱۶)، سالدیاز (۲۰۱۷)، فرر و همکاران (۲۰۱۸)، و... همخوانی دارد.

لگاریتم نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت (LR) اثر منفی در رشد اقتصادی دارد و باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعهٔ سالدیاز (۲۰۱۷) و غفاری و همکاران (۱۳۹۵) سازگار است. تورم (LCPI) نیز اثر منفی در رشد اقتصادی دارد و با افزایش تورم، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، نتایج به‌دست‌آمده با انتظارات نظری سازگار است. همچنین، تأثیر لگاریتم نرخ ارز (LREER) در رشد اقتصادی منفی است و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد که این نتایج هم با مطالعهٔ بصیرت و همکاران (۱۳۹۴) سازگار است. علاوه‌براین، نتایج حاصل از آزمون والد هم حاکی از آن است که اثر تکانه‌های مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی هم درکوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

همچنین در مدل دوم، نتایج حاکی از آن است که تکانهٔ مثبت نرخ بهره (سیاست پولی انقباضی یعنی افزایش نرخ بهره) اثر منفی و تکانهٔ منفی نرخ بهره (سیاست پولی انبساطی یعنی کاهش نرخ بهره) اثر مثبت در بی‌ثباتی مالی دارد، در واقع، این نتایج نشان‌دهندهٔ رابطه معکوس بین نرخ بهره و بی‌ثباتی مالی است، به‌طوری‌که با افزایش نرخ بهره، بی‌ثباتی مالی کاهش می‌یابد. در واقع، تکانهٔ مثبت نرخ بهره (سیاست پولی انقباضی یعنی افزایش نرخ بهره) باعث کاهش نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی شده است که این نتیجه نمایانگر عملکرد مناسب سیاست‌گذار پولی در کاهش بی‌ثباتی مالی از طریق کنترل نرخ رشد اعتبارات به بخش خصوصی طی سال‌های موردبررسی است. به‌عبارت‌دیگر، بانک مرکزی در واکنش به افزایش نسبت اعتبار به تولید که حاکی از تشکیل ریسک‌های نظام‌مند و بروز بی‌ثباتی مالی است، نرخ بهره را افزایش می‌دهد و درنتیجه از شدت نوسانات متغیرهای بخش مالی می‌کاهد. در این حالت هرچند ممکن است با اضافه شدن هدف ثبات‌مالی به مجموعه اهداف بانک مرکزی، به‌دلیل کاهش اهمیت نسبی تورم، نوسانات تورم تا حدود بسیار کمی افزایش یابد، با کاهش نوسانات متغیرهای بخش مالی ــ مانند نرخ بهرهٔ وام‌دهی، نسبت اعتبار به تولید، و نسبت مطالبات غیرجاری ــ بی‌ثباتی مالی کاهش می‌یابد. نتیجهٔ این مطالعه با مطالعهٔ ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) و صدقی (۱۳۹۱) همخوانی دارد.

در ادامه، نتایج نشان می‌دهد که تورم (LCPI) اثر مثبت در بی‌ثباتی مالی دارد؛ یعنی با افزایش تورم بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد که نتیجهٔ این مطالعه با مطالعه‌هایی همچون سالدیاز (۲۰۱۷) و ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) همخوانی دارد. (LGOV) ضریب افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) اثر منفی در بی‌ثباتی مالی دارد، به‌طوری‌که با افزایش مخارج دولت، بی‌ثباتی مالی کاهش و با کاهش مخارج دولت بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد. این نتایج با انتظارات نظری سازگار است. در نهایت، نتایج حاصل از آزمون والد هم حاکی از آن است که اثر تکانه‌های مثبت و منفی سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی هم درکوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن است.

نتایج حاصل از برآورد مدل سوم حاکی از آن است که تکانهٔ مثبت رشد نقدینگی (سیاست پولی انبساطی یعنی افزایش نقدینگی) اثر مثبت و تکانهٔ منفی رشد نقدینگی (سیاست پولی انقباضی یعنی کاهش نقدینگی) اثر منفی در بی‌ثباتی مالی دارد. در واقع، این نتایج نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مستقیم بین رشد نقدینگی و بی‌ثباتی مالی است، به‌طوری‌که با افزایش نقدینگی، بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر، درصورتی‌که نرخ رشد نقدینگی افزایش یابد و بخش واقعی اقتصاد توان گردش این منابع را نداشته باشد، تورم ایجاد خواهد شد. دولت‌ها برای کنترل تورم اقدام به واردات کرده و اقتصاد را فلج می‌کنند؛ بنابراین، مدیریت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

نادرست نقدینگی می‌تواند اقتصاد را مختل کند. به‌دلیل رانت‌های موجود در اقتصاد، درصورتی‌که کانال واردات باز شود، افراد سودجو باعث نابودی اقتصاد و بی‌ثباتی می‌شوند. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز و مخارج دولت اثر مثبت و معنادار و تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) اثر منفی و معنادار در بی‌ثباتی مالی دارد. نتایج حاصل از آزمون والد هم حاکی از آن است که اثر تکانه‌های مثبت و منفی رشد نقدینگی (سیاست پولی) در بی‌ثباتی مالی درکوتاه‌مدت نامتقارن اما در بلندمدت متقارن است. با توجه به اینکه نتایج اثر مخارج دولت در بی‌ثباتی مالی در دو مدل دوم و سوم متفاوت است و دلیل آن به‌کار بردن سیاست پولی متفاوت در دو مدل است، بنابراین می‌توان گفت، اثر مخارج دولت (سیاست مالی) در بی‌ثباتی مالی بسته به نوع سیاست پولی می‌تواند متفاوت باشد.

به‌طورکلی، بی‌ثباتی مالی سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. به‌طوری‌که بی‌ثباتی مالی تورم را افزایش می‌دهد و تورم هم اثر منفی در نرخ رشد و پایداری آن دارد. همچنین اعطای استقلال و اقتدار نظارتی به بانک مرکزی برای دستیابی به رشد اقتصادی پایدار ضروری است و علاوه‌براین، در سیاست‌های پولی توجه به ثبات‌مالی برای دستیابی به رشد پایدار اقتصادی مهم است. در واقع، ثبات‌مالی یکی از مهم‌ترین عوامل تشکیل دهندهٔ ثبات اقتصادی و خروج از بحران اقتصادی است. اعمال سیاست‌های پولی و مالی به‌صورت هم‌زمان می‌تواند زمینهٔ ثبات مالی در کشور را فراهم آورد. در نهایت، سیاست‌های بانک‌های مرکزی در کنترل نقدینگی و تورم، همراهی دولت در رعایت انضباط مالی، کنترل کسری بودجه همراه با حفظ پایداری مالی، و عدم توسل به منابع بانک مرکزی برای جبران کسر بودجه یا تأمین مالی سیاست‌های توسعه‌ای یکی از کلیدهای موفقیت در ثبات مالی است.

منابع و مآخذ

بصیرت، م.؛ نصیرپور، آ.؛ جرجرزاده، ع. (۱۳۹۴). «اثر نوسان‌های نرخ ارز در رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعهٔ بازارهای مالی در کشورهای منتخب عضو اوپک»، *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۹ (۳۰)، صص. ۱۴۱ـ۱۶۴.

رحمانی، ت.؛ احمدیان، الف.؛ وکیانوند، م. (۱۳۹۶). «تحلیلی بر رابطهٔ سیاست پولی و ریسک‌پذیری شبکهٔ بانکی ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۹(۲۹)، صص. ۴۲۵ـ۴۰۵.

ستوده‌نیا، س. و عابدی، ف. (۱۳۹۲). «تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران»، *سیاست‌های راهبردی وکلان*، مقالهٔ ۶، ۱(۳)، صص. ۱۰۳ـ۱۱۵.

صدقی، ح. (۱۳۹۱). «نوسانات نرخ ارز، بی‌ثباتی مالی، و سیاست پولی بهینه»، *فصلنامه پول و اقتصاد*، (۹)، صص. ۱۷۹ـ۲۰۴.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

عابدی، س.؛ عابدی، س.؛ و حسینی، س.ا. (۱۳۹۴). «بررسی اثر سیاست‌های پولی بانک مرکزی در متغیرهای کلان اقتصادی در ایران»، کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت و مهندسی صنایع، تهران، شرکت مدیران ایده‌پردازان پایتخت ایلیا،
https://civilica.com/doc/435137/

غفاری، ه.؛ سعادت‌مهر، م.؛ سوری، ع.؛ و رنجرفلاح، م. ر. (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی در متغیرهای کلان اقتصاد ایران»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵ (۱۸)، صص. ۱۰۹ـ۱۳۲.

کمیجانی، ا. و مشهدی احمد، ف. (۱۳۹۱). «سیاست‌های‌پولی و تأثیر آن در رشد اقتصادی، با تأکید بر نرخ سود بانکی در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۴)، صص. ۱۷۹ـ۲۰۰.

میرباقری هیر میرناصر؛ ناهیدی امیرخیز، محمدرضا؛ و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). «ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر در ثبات مالی بانک های کشور»، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴ (۱۵)، صص. ۲۳ـ۴۲.

نادعلی، محمد (۱۳۹۴). «ثبات مالی و ضرورت پایش آن در فضای اقتصاد مقاومتی حاکم بر اقتصاد ایران» *فصلنامه روند*، ۲۲ (۷۱)، ۱۴۵ـ۱۶۸.

Adrian, T. & Liang, N. (2016). "Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability." *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 690.

Afonso, A. Gruner, H. Kolerus, C. (2010). "Fiscal policy and growth: Do financial crises make a difference? European Central Bank," *working paper* 1217.

Allen, F. & Douglas, G. (2000). "Bubbles and crises." *Economic Journal*, 110 (460), 236–55.

Ang, J. B. (2007). "CO2 emissions, energy consumption, and output in France." *Energy Policy*, *35*(10), 4772-4778.

Angeloni, I., Faia, E. & Duca, M.L. (2015). "Monetary Policy and Risk Taking." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52, 285–307.

Avdjiev, Stefan & Zheng Zeng. (2014). "Credit Growth, Monetary Policy, and Economic Activity in a Three-Regime TVAR Model." *Applied Economics*, 46(24), 2936–2951.

Baxa, J., Horvath, R. & Vaˇsíˇcek. B. (2013). "Time-varying monetary-policy rules and financial stress: Does financial instability matter for monetary policy?" *Journal of Financial Stability*, 9, 117– 138.

Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1996). "The financial accelerator and the flight to quality." *Review of Economics and Statistics*, 78 (1).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

Borio, C. Zhu, H. (2012). "Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?" *Journal of Financial Stability*, Vol. 8, No. 4, pp. 236–251.

Bruno, V. & Shin, H.S. (2012). "Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy." 11th BIS Annual Conference, Bank for International Settlements, Basel.

Buch, C., Eickmeier. S & Prieto, E. (2014). "In Search for Yield? Survey- Based Evidence on Bank Risk Taking." *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 43, 12–30.

Çamlıca, F. (2016). "Responsiveness of monetary policy to financial stress in Turkey." *Central Bank Review*, 16(4), 143-150.

Cardarelli, R., Elekdag, S. & Lall, S. (2011). "Financial stress and economic contractions." *Journal of Financial Stability*, 7(2):78–97.

Cardarelli, R., Elekdag, S., Lall, S. (2009). "Financial stress, downturns, and recoveries." *IMF Working Paper* 09/100.

, S. and Kenc, T. (2013). "Measuring financial stress in Turkey," *Journal of Policy Modeling*, 35(2), 370–383.

Ciccarelli, M, Maddaloni, A. & Peydró, J.L. (2010). "Trusting the bankers, a new look at the credit channel of monetary policy." *ECB Working Paper Series*, No. 1228, European Central Bank, Frankfurt.

Ciccarelli, M., Maddaloni. A., & Peydró, J. L. (2015). "Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy." *Review of Economic Dynamics*, (18) 4, 979–1002.

Dell'Ariccia, G., Laeven, L. & Marquez. R. (2015). "Bank leverage and monetary policy's risk-taking channel: evidence from the United States." *International Monetary Fund*, Mimeo.

Ekinci, A. (2013). "Financial Stress Index for Turkey." *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 14(2), 213-229.

Ferrer, R., Jammazi, R., Bolós, J. V. & Benítez, R. (2018). "Interactions between financial stress and economic activity for the U.S.: A time- and frequency-varying analysis using wavelets." *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *Elsevier*, 492, 446-462.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

Floro, D. & Van Roye, B. (2017). "Threshold effects of financial stress on monetary policy rules: a panel data analysis," *International Review of Economics & Finance*, Vol. 51, 599-620.

Fry-McKibbin, R. & Zheng, J. (2016). "Effects of US Monetary Policy Shocks during Financial Crises - A Threshold Vector Autoregression Approach." *Applied Economics*, 48(59), 5802–5823.

Gbenou, K.D.A. (2019). "Financial stress of the banking system and economic growth in WAEMU: Do the effects of monetary policy and public debt matter?" *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 27 (1), 171-177.

Gertler, M. & Gilchrist, S. (1994). "Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms." *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-40.

Goodhart, C., Tsomocos, D. & Vardoulakis, A. (2009). "Foreclosures, monetary policy and financial stability." Conference proceedings of the 10th International Academic Conference on Economic and Social Development, Moscow.

Hahm, J. H., Mishkin, F., Shin, H.S. & Shin, K. (2012). "Macroprudential policies in open emerging economies," *NBER Working Paper Series* 17780, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Hajilee, M., Stringer, YD. & Metghalchi M (2017). "Financial market inclusion, shadow economy and economic growth: new evidence from emerging economies." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 66, 149-158.

Hakkio, C.S., and Keeton, W.R. (2009). "Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?" Available at http://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2009iqiip5-50nv.94no.2.html.

Illing, G (2007). "Financial stability and monetary policy — a framework." *CESifo Working Paper*, No. 1971.

Illing, M., and Liu, Y. (2006). "Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada," *Journal of Financial Stability*, 2 (3), 243-265.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.L., & Saurina, J. (2014). "Hazardous Times for Monetary Policy: What do Twenty-Three Million Bank Loans say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?" *Econometrica*, 82(2), 463–505.

Koengkan, M. (2018). "The Positive Influence of Urbanization on Energy Consumption in Latin American Countries: An Approach with Ardl and Nardl Modeling." *Revista de Estudos Sociais*, 20(40), 4-23.

Li, F., & St-Amant, P. (2010). "Financial Stress, Monetary Policy, and Economic Activity," *Bank of Canada Review*, 9–18.

Louzis, D.P. and Vouldis, A.T. (2013). "A Financial Systemic Stress Index for Greece, European Central Bank," *Working Paper Series*, No. 1563.

Makrychoriti, P., Pasiouras, F. & Tasiou, M. (2020). "Financial stress and economic growth: the moderating role of culture and trust." Electronic copy available at: https://ssrn.com/abstract=3543188.

Merrouche, O, & Nier, E. (2010). "What caused the global financial crisis? – Evidence on the drivers of financial imbalances 1999–2007." *IMF Working Paper*, No. 10/265, International Monetary Fund, Washington.

Nier, E. & Kang, H. (2016). "Monetary and macroprudential policies – exploring interactions." *A chapter in Macroprudential policy*, 86, 27-38, from Bank for International Settlements.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.

Saldías, M. (2017). "The nonlinear relationship between monetary policy and financial stress." *IMF Working Paper, Monetary and Capital Markets Department*: 1-34.

Shijaku, G. (2014). "Fiscal policy, output and financial stress in the case of developing and emerging European economies: a threshold VAR approach." *MPRA Paper.* No. 7139. 1-29.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). "Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework." *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281-314.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

Smets, F. (2014). "Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked?" *International Journal of Central Banking*, 10(2), 263–300.

Tng, B. H., & Kwek. K. T. (2015). "Financial stress, economic activity and monetary policy in the ASEAN-5 economies." *Applied Economics*, 47(48), 5169–5185.

Warström, O. (2017). "Nonlinearities in the Transmission between Financial Stress, Monetary Policy and the Business Cycle – a Threshold VAR Approach." *Department of Economics*, 1-28.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.1.2]
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]