فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۴، زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۶۱۹_ ۶۵۰

تأثیر شکنندگی بازار مالی و توسعهٔ مالی در اثربخشی هدف‌گذاری تورم در کشورهای درحال توسعه

محمد فقهی کاشانی [*]
هادی پیردایه [‡]
عباس شاکری حسین آبادی [†]
الهه‌سادات پورطباطبایی [§]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱

چکیده

در این پژوهش، به‌منظور بررسی تأثیر توسعهٔ مالی و شکنندگی بازار مالی در اثربخشی هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم، از تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا برای استخراج شاخص توسعهٔ مالی استفاده شده است. همچنین، نخستین‌بار از نسبت قیمت به عایدی (P/E) به‌عنوان شاخص شکنندگی بازار مالی استفاده شد. یافته‌ها حاکی از دو ویژگی برجسته در خصوص تأثیرگذاری رژیم پولی هدف‌گذاری تورم و شکنندگی بازار مالی در سطح تورم است: اولاً، تأثیر شکنندگی بازار مالی در سطح تورم «وابسته به رژیم پولی» حاکم بر اقتصادهای منتخب بوده است. ثانیاً، تأثیرپذیری سطح تورم از رژیم پولی هدف‌گذاری تورم، «وابسته به حالت» شکنندگی بازار مالی است. تعامل این دو ویژگی نوعی «خصوصیت آستانه‌ای» در تأثیرگذاری این رژیم پولی در سطح تورم را پدید آورده است. به‌طور مشخص‌تر، در زمینهٔ شکنندگی مالی شاهد نوعی همراهی مثبت بین سطح تورم و افزایش شکنندگی بازار مالی هستیم؛ به‌طوری‌که این همراهی مثبت در کشورهای درپیش‌گیرندهٔ رژیم پولی هدف‌گذاری تورم از شدت بیشتری برخوردار بوده است. در ارزیابی ریسک ادواری شکنندگی بازار مالی، نتایج گویای آن است که چنانچه شکنندگی بازار مالی بیش از روند انتظاری آن از سوی بازار باشد، تأثیری کاهنده در تورم دارد و متقابلاً عکس این حالت؛ به‌صورت نامتقارن «به‌لحاظ میزان» برقرار است.

واژه‌های کلیدی: هدف‌گذاری تورم، شاخص توسعهٔ مالی، شاخص شکنندگی بازار مالی، تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا، الگوی پانل پویا.
طبقه‌بندی JEL: E52، C33، C38

[*] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی؛ Mir30kas@gmail.com
[†] استاد گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی؛ Shakeri.abbas@gmail.com
[‡] دانشجوی دکتری، اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسندهٔ مسئول)؛ hadipirdaye.69@gmail.com
[§] دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد، گرایش توسعهٔ اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه علامه طباطبائی؛ e.pourtabatabaei@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

۱ مقدمه

در ۳۰ سال گذشته، برخی از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه تصمیم گرفتند راه نیوزیلند را دنبال کنند و چهارچوبی که درحال حاضر معروف به هدف‌گذاری تورم[1] است، به‌منظور مدیریت سیاست‌های پولی اجرا کنند. هدف‌گذاری تورم را می‌توان به‌عنوان چهارچوبی تعریف کرد که شامل هدف صریحی برای تورم آتی و همچنین تعهد به ثبات قیمت‌ها به‌عنوان هدف بلندمدت اولیهٔ این سیاست پولی است (آگنور و سیلوا[2]، ۲۰۱۳). اما، سایر چهارچوب‌های سیاست پولی تلاش دارند تا در تورم به‌طور غیرمستقیم از طریق هدف‌گذاری نرخ ارز و یا کل‌های پولی تأثیر بگذارند و یا تورم را فقط یکی از اهداف سیاست پولی در نظر بگیرند (طبری و شرکا، ۱۳۹۰).

بسیاری از محققان ازجمله سونسن[3] (۱۹۹۷) و برنانکی و همکاران[4] (۱۹۹۹) در مطالعات نظری خود ادعا کردند منافع بالقوه‌ای که از اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم حاصل می‌شود، قابل‌توجه است؛ منافعی همچون تورم و نرخ بهرهٔ کمتر، رشد پایدارتر و افزایش پاسخ‌گویی به تکانه‌ها بدون هدررفت اعتبارات. اما یافته‌های تجربی شواهد متفاوتی را در عملکرد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه نشان می‌دهند. در این راستا، بال و شریدن[5] (۲۰۰۵) در مطالعهٔ خود نشان دادند که براساس شواهدی از اقتصادهای توسعه‌یافته، این باور که اتخاذ یک چهارچوب هدف‌گذاری تورم ابزاری برای پایین‌آوردن تورم و نوسانات تورم است، نقض می‌شود؛ نتایجی که توسط میلر و همکاران[6] (۲۰۱۲) نیز در ادامه تأیید گردید. این در حالی است که گونسالوس و سالاس (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای متشکل از ۳۶ اقتصاد درحال توسعه نشان دادند که کشورهای درحال توسعه‌ای که چهارچوب هدف‌گذاری تورم را برگزیده‌اند، در مقایسه با سایر کشورهایی که این چهارچوب را اتخاذ نکرده‌اند، نه‌تنها کاهش بیشتری در تورم داشته‌اند، بلکه دچار نوسانات کمتری در تورم بوده‌اند. این نتایج

---

[1] Inflation Targeting (IT)
[2] Agénor & da Silva
[3] Svensson
[4] Bernanke et al
[5] Ball & Sheridan
[6] Miller et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

بعدها توسط بریتو و بایستد[1] (۲۰۱۰)، طبری و شرکاء (۱۳۸۹)، اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳)، و راجان و اویانگ[2] (۲۰۱۹) نیز تأیید شد.

در کنار مطالعات پیشین، رشته‌ای از مطالعات به بررسی تأثیر اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم در کنار سایر متغیرهای تعیین‌کننده در این زمینه پرداختند. براین‌اساس، آلپاندا و هونیگ[3] (۲۰۱۴) تأثیر اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم در کاهش نرخ تورم کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه را ناچیز دانسته‌اند و نقش استقلال بانک مرکزی را، به‌عنوان متغیر جانبی در کنار اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم در کشورهای درحال توسعه برای اثرگذاری در نرخ تورم، بسیار پراهمیت قلمداد می‌کنند. راجان و اویانگ (۲۰۱۹) نیز در مطالعهٔ خود بر نقش شاخص توسعهٔ مالی در اثربخشی اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم در کاهش نرخ تورم اشاره می‌کند. در این راستا، آن‌ها در مطالعهٔ خود برخلاف ادبیات موجود، از یک شاخص توسعهٔ مالی که نخستین‌بار سویریدزنکا[4] (۲۰۱۶) توسعه داده بود، استفاده کردند. در مطالعهٔ حاضر نیز اثرگذاری سیاست هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم، باوجود شاخص توسعهٔ مالی، در ۲۵ کشور درحال توسعه موردبررسی قرار می‌گیرد. سویریدزنکا (۲۰۱۶) به‌منظور استخراج شاخص نهایی توسعهٔ مالی، از رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اساسی[5] بهره می‌گیرد؛ اما استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اساسی بدون توجه به پویایی‌های زمانی مؤلفه‌ها منجر به هدررفت اطلاعات مفیدی در استخراج شاخص نهایی و کاهش دقت آن می‌گردد که در نهایت روابط بین متغیرهای الگوی رگرسیونی را دستخوش تغییر می‌کند. بنابراین در این مطالعه، از رویکرد تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا[6] برای استخراج دقیق‌تر شاخص توسعهٔ مالی استفاده شد و در نهایت، اثرگذاری سیاست هدف‌گذاری تورم در تورم در کشورهای درحال توسعه بررسی مجدد شده است.

از سوی دیگر در این مطالعه، به‌منظور تحلیل جامع‌تر، اثر شکنندگی بازار مالی بر نرخ تورم در کشورهای درحال توسعه‌ای که هم‌زمان چهارچوب هدف‌گذاری تورم را برگزیده‌اند، بررسی می‌شود. دیدگاه بیشتر سیاست‌گذاران در سال‌های پیش از بحران مالی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۸

---

[1] Brito & Bystedt
[2] Ouyang & Rajan
[3] Alpanda & Honig
[4] Svirydzenka
[5] Principal Component (PC)
[6] Dynamic Principal Component (DPC)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

این بود که بانک‌های مرکزی باید بر کنترل و تثبیت شکاف تولید و قیمت تمرکز کنند و در نتیجه تحولات قیمت دارایی‌ها را نادیده بگیرند، مگر اینکه مورد دوم تهدیدی برای ثبات قیمت یا تولید تلقی شود. اما این دیدگاه بدون چالش نمانده است و بسیاری از سیاست‌گذاران استدلال می‌کنند که دستیابی به ثبات و پایداری در تولید و قیمت تضمینی برای ثبات مالی نیست و از بانک‌های مرکزی می‌خواهند که توجه ویژه‌ای به تحولات بازار دارایی داشته باشند (گالی[1]، ۲۰۱۴). بانک مرکزی هنگامی‌که در چهارچوب سیاست پولی هدف‌گذاری تورم، مهم‌ترین سیاست خود را کنترل و تثبیت قیمت‌ها تعریف می‌کند، این اقدام به کمک مهم‌ترین ابزارِ در دسترس بانک مرکزی یعنی تعدیل نرخ بهره میسر می‌گردد. ازآنجایی‌که ادوار رشد قیمت دارایی‌ها به‌سرعت اتفاق می‌افتد و اغلب می‌تواند به یک بحران مالی و اقتصادی منجر شود، بنابراین استدلال می‌گردد که بانک‌های مرکزی باید در مواجهه با چنین تحولاتی پیشگیرانه عمل کنند و نرخ‌های بهره را به اندازهٔ کافی برای کاهش یا پایان‌دادن به ادوار سفته‌بازی تغییر دهند، حتی اگر آن مداخله منجر به انحراف موقتی از هدف نهایی بانک مرکزی (ثبات قیمت یا تولید) گردد (گالی، ۲۰۱۴). رویکرد مطالعهٔ حاضر متضمن آن است که به‌رغم ادبیات گسترده در حوزهٔ اقتصاد مالی که به نقش اعتبارات و ارزش وثایق مورداستفاده در اخذ آن‌ها در بروز بحران‌های مالی و تبعات آن برای پویایی‌های اقتصاد کلان اشاره دارد، ارتباط شکنندگی مالی و دلالت‌های تجربی آن برای تورم در ادبیات موجود به‌طور قابل‌توجهی مغفول واقع شده است. براین‌اساس در این پژوهش، وضعیت شکنندگی مالی به‌عنوان یکی از عوامل دیگری که در میزان اثرگذاری سیاست هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم در کشورهای درحال توسعه می‌تواند نقش داشته باشد، موردتوجه واقع شده است.

بخش‌های مختلف مقاله به این‌صورت است که در ادامه در بخش ۲ مروری بر مبانی تجربی و مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته است، خواهیم داشت؛ در بخش ۳، مروری بر مبانی نظری و مدل تخمینی پژوهش ارائه خواهد شد؛ در بخش ۴، خروجی حاصل از مدل‌های مورد برآورد تحلیل و بررسی خواهد شد؛ و در نهایت، پیشنهادهای سیاستی دراین‌باره بیان می‌شود.

۲ پیشینهٔ پژوهش

چکیده‌ای از مطالعات صورت‌گرفتهٔ داخلی و خارجی در این زمینه به قرار زیر است:

[1] Galí

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

جدول ۱

تعدادی از مطالعات تجربی انجام‌شده

عنوان	گردآورندگان	دامنهٔ مکانی و زمانی پژوهش	نتایج
اثر هدف‌گذاری تورم بر عملکرد اقتصاد کلان: تورم و رشد تولید	طبری و شرکا (۱۳۸۹)	ـ ۲۱ کشور هدف‌گذار صنعتی و درحال توسعه ـ دورهٔ زمانی ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۵	اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم سطح تورم کشورهای هدف‌گذار را کاهش می‌دهد.
اثر توسعهٔ مالی بر کارایی سیاست پولی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه	جهانگرد و عسگری (۱۳۹۰)	ـ ۲۸ کشور توسعه‌یافته و درحال توسعه ـ در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶	ـ هرچه اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی گسترش یابد، کارایی سیاست پولی بیشتر می‌شود. ـ اگر تعهدات نقدینگی بزرگ‌تر باشد و بازار سهام توسعه‌یافته‌تر، تغییرپذیری تولید و تورم کمتر و در نتیجه، سیاست پولی کاراتر است.
بررسی تأثیر هدف‌گذاری تورم بر نرخ تورم در کشورهای غیرصنعتی	اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲)	ـ ۱۸ کشور غیرصنعتی و ۲۶ کشور درحال توسعه ـ در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۰	روند نزولی تورم بلندمدت در کشورهای اجراکننده به‌واسطهٔ اجرای هدف‌گذاری تورم تسریع شده و در مقایسه با کشورهای غیرمجری، به میزان ۲/۵ درصد بیشتر کاهش یابد.
تحلیل تأثیر توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی بر رشد اقتصادی	رجبی و جعفری طادی (۱۳۹۶)	ـ ۱۲ کشور منتخب شرق و غرب آسیا ـ در بازه زمانی ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۵	ـ توسعهٔ مالی در کوتاه‌مدت موجب بی‌ثباتی در بخش مالی می‌شود و شکنندگی را در پی خواهد داشت. ـ در بلندمدت، توسعهٔ مالی تأثیر مثبت و معناداری در رشد اقتصادی دارد. ـ تورم در بلندمدت در رشد اقتصادی تأثیر منفی و معناداری دارد، اما در کوتاه‌مدت اثر معناداری ندارد.
بررسی تأثیر توسعهٔ مالی بر کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی	خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۹)	ـ کشورهای سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی[1] و اوپک ـ در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۷	ـ رابطهٔ ضعیفی بین توسعهٔ مالی و کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی در کشورهای سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی وجود دارد. ـ در کشورهای حوزهٔ اوپک توسعهٔ مالی تأثیر قابل‌توجهی در تشدید کارایی هدف‌گذاری تورمی دارد؛ ولی همانند کشورهای سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی، در کارایی سیاست پولی از طریق رشد تولید تأثیر معناداری ندارد.

[1] Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

عنوان	گردآورندگان	دامنهٔ مکانی و زمانی پژوهش	نتایج
متغیرهای کلان اقتصادی و نسبت E/P: آیا تورم واقعاً با E/P مرتبط است؟	جین و روزت[1] (۲۰۰۶)	ـ در سطح کشور امریکا ـ در بازه زمانی ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۳	ـ پازل مطرح‌شده توسط مطالعهٔ مودیلیانی و کوهن[2] (۱۹۷۹)؛ مبنی بر اینکه برخلاف تئوری‌های موجود، که ارتباط بین این دو متغیر مثبت است، تنها در دورهٔ زمانی خاص برقرار است. ـ نسبت سود سهام به ارزش بازاری در سطح اقتصاد کلان اولاً با نرخ بهرهٔ حقیقی در ارتباط نیست؛ ثانیاً ارتباط ضعیف و مثبتی با نرخ رشد انتظاری دارد.
تحت چه شرایطی می‌توان هدف‌گذاری تورم را اتخاذ کرد؟ تجربهٔ بازارهای نوظهور	باتینی و لاکستن[3] (۲۰۰۷)	ـ ۴۲ کشور غیرصنعتی که از بین آن‌ها ۱۳ کشور هدف‌گذاری تورم را اتخاذ کردند. ـ در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۵	ـ در کشورهایی با بازارهای نوظهور، هدف‌گذاری تورم نسبت به سایر هدف‌گذاری‌ها به‌وضوح منفعت بیشتری برای کشورها دارد. ـ تحت هدف‌گذاری تورم در این‌گونه کشورها، نرخ بهره، نرخ ارز، و ذخایر ارزی کمتر نوسان داشته‌اند.
هدف‌گذاری تورم در اقتصادهای نوظهور	بریتو و بایستد[4] (۲۰۱۰)	ـ ۴۶ اقتصاد درحال توسعه ـ در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶	ـ شواهدی مبنی بر اینکه اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم منجر به تثبیت تورم و رشد تولید در اقتصادهای درحال توسعه می‌گردد، در دسترس نیست. ـ در اقتصادهای درحال توسعه، پذیرش چهارچوب هدف‌گذاری تورم به‌خودی‌خود نقش مستقلی در کاهش نرخ تورم ندارد و حتی اتخاذ این چهارچوب برای رشد تولید هم بی‌ثمر است.
تأثیر استقلال بانک مرکزی بر عملکرد رژیم‌های هدف‌گذاری تورم	آلپاندا و هونیگ (۲۰۱۴)	ـ ۲۲ اقتصاد پیشرفته و ۴۴ اقتصاد درحال توسعه ـ در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶	ـ اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم تأثیر قابل‌توجهی در نرخ تورم در اقتصادهای پیشرفته ندارد؛ اما تأثیرات جزئی در اقتصادهای درحال توسعه دارد. ـ هدف‌گذاری تورم در اقتصادهای درحال توسعه در شرایطی که بانک مرکزی استقلال کمی دارد، منجر به نظم‌بخشیدن به سیاست‌های مالی و در نتیجه سبب کاهش نرخ تورم شده است.

[1] Jain & Rosett
[2] Modigliani & Cohn
[3] Batini & Laxton
[4] Brito & Bystedt

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

عنوان	گردآورندگان	دامنهٔ مکانی و زمانی پژوهش	نتایج
تاثیر توسعهٔ مالی بر اثربخشی هدف‌گذاری تورمی در اقتصادهای درحال توسعه	راجان و اویانگ (۲۰۱۹)	ـ ۵۴ اقتصاد درحال توسعه ـ در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵	ـ در الگوی نرخ تورم بدون توجه به سطح توسعهٔ مالی در کشورهای درحال توسعه، پذیرش چهارچوب‌های هدف‌گذاری تورم منجر به کاهش تورم می‌گردد و این اثربخشی بیشتر وابسته به خصوصیات مالی و بانکی است. ـ در الگوی تغییرپذیری تورم، اتخاذ چهارچوب‌های هدف‌گذاری تورم تنها زمانی منجر به کاهش تورم می‌گردد که توسعهٔ مالی در این کشورها را اجرا کنیم. ـ در الگوی تغییرپذیری تورم، توسعهٔ بازار سرمایه به‌عنوان مؤلفهٔ اثرگذارتر در شاخص توسعهٔ مالی نقش اساسی بازی می‌کند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مواردی که در جدول ۱ به آن پرداخته شد، می‌توان دریافت که در خصوص توسعهٔ مالی و هدف‌گذاری تورم و روابط حاکم بین آن‌ها مطالعاتی انجام شده است که با این مطالعه در برخی جهات اشتراکاتی دارند. در این راستا، می‌توان به مطالعهٔ جین و روزت (۲۰۰۶) اشاره کرد که به بررسی اثرگذاری نرخ تورم در نسبت سود سهام و ارزش بازاری می‌پردازد؛ این در حالی است‌که ارتباط این دو متغیر با رویکرد اتخاذشده در پژوهش حاضر تفاوت بنیادی دارد. به‌عبارت دیگر، در این پژوهش به‌دنبال آن هستیم تا تأثیر نسبت ارزش بازاری به عایدی سهام در سطح کلان (به‌عنوان شاخصی از شکنندگی مالی) در نرخ تورم را مورد سنجش قرار دهیم. همچنین در مطالعهٔ راجان و اویانگ (۲۰۱۹)، صرفاً نقش توسعهٔ مالی در اثربخشی هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم توجه شده است؛ اما در این مطالعه با رویکرد متفاوتی در استخراج شاخص توسعهٔ مالی، در تلاشیم تا به بررسی تأثیر توأمان سطح توسعهٔ مالی و شکنندگی بازار مالی در اثربخشی هدف‌گذاری تورم بر نرخ تورم، به کمک روش‌ها و ابزارهایی که در ادامه به آن‌ها خواهیم پرداخت، به نتایج تجربی در این خصوص دست‌یابیم.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

۳ مبانی نظری

برخی از مکاتب اقتصادی، نظیر چرخه‌های تجاری حقیقی[۱]، معتقدند که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت تأثیری در متغیرهای حقیقی ندارد و مکانیزم انتقال پولی[۲] بسیار محدود است. درحالی‌که سایر مکاتب اقتصاد کلان نظیر پول‌گرایان، پساکینزین‌ها، و نئوکلاسیک‌ها به آثار کوتاه‌مدت تکانه‌های پولی اعتقاد دارند که البته منبع آن در هر دیدگاه فکری می‌تواند متفاوت باشد (برنانکه و گرتلر[۳]، ۱۹۹۵)؛ به‌عنوان نمونه، پول‌گرایان مدعی هستند که مداخلات بیش از اندازهٔ دولت عامل اصلی در عدم نقدینگی بازار پول (به دلیل سیاست‌های پولی شدیداً انقباضی) مؤثر است. دیدگاه پساکینزین‌ها بر گسترش اعتبارات کنترل‌نشده و سپس رقابت وام‌گیرندگان برای تسویهٔ دارایی‌های خود و پرداخت بدهی‌هایشان متمرکز است. به‌عبارت دیگر، تعریف پساکینزی‌ها از شکنندگی بازارهای مالی بر محوریت سقوط اعتبارات و در نتیجه سقوط قیمت‌ها استوار است. براین‌اساس، به‌طور عمده چهار مکانیزم انتقال پولی در مکاتب اقتصاد کلان را می‌توان در این حوزه دسته‌بندی کرد: ۱ــ دیدگاه پول‌گرایان یا طرف تقاضا که براساس کانال نرخ بهره و نرخ ارز عمل می‌کند؛ و ۲ــ دیدگاه اعتباری یا طرف عرضه که از طریق کانال ترازنامه و کانال وام‌دهی بانک عمل می‌کند (منفرد و همکاران، ۱۴۰۰).

با تمرکز بر دیدگاه اعتباری، برنانکه و گرتلر (۱۹۹۵) بیان داشتند که تأثیرات مستقیم سیاست پولی در نرخ‌های بهره با تغییرات درون‌زا در متغیر صرف مالی خارجی[۴] تقویت می‌شود و اندازهٔ صرف مالی خارجی نشان‌دهندهٔ نقص در بازارهای اعتباری است. به‌عبارت دقیق‌تر، هر زمان که اصطکاک[۵] (مانند اطلاعات ناقص یا اجرای پرهزینهٔ قراردادها) در عملکرد معمول بازارهای مالی تداخل ایجاد کند، انتظار می‌رود که بین هزینهٔ وجوه جمع‌آوری‌شدهٔ خارجی و هزینه فرصت وجوه داخلی از طریق کانال ترازنامه و کانال وام‌دهی بانک فاصله‌ای ایجاد شود. کانال ترازنامهٔ سیاست پولی به این دلیل به‌وجود می‌آید که تغییر در سیاست بانک مرکزی نه‌تنها در نرخ بهرهٔ بازار اثر می‌گذارد، بلکه موقعیت مالی وام‌گیرندگان را از دو طریق تحت‌تأثیر قرار می‌دهد: الف‌ــ تاجایی‌که وام‌گیرندگان بدهی معوق کوتاه‌مدت یا با نرخ شناور دارند، افزایش نرخ بهرهٔ ناشی از سیاست پولی انقباضی مستقیماً هزینه‌های بهره را افزایش می‌دهد،

---

[1] Real Business Cycles

[۲] مجموعه عواملی که میزان اثرگذاری سیاست پولی در نرخ بهره را (در چهارچوب قاعدهٔ پولی) تحت‌تأثیر قرار می‌دهند.

[3] Bernanke & Gertler

[4] External Finance Premium

[5] Frictions

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

و منجر به کاهش خالص جریان‌های نقدی و تضعیف موقعیت مالی وام‌گیرنده می‌شود. ب ـ با توجه به آنکه افزایش نرخ‌های بهره معمولاً با کاهش قیمت دارایی‌ها همراه است، در نهایت به کاهش ارزش وثایق وام‌گیرندگان منجر می‌شود و زمینه را برای کاهش اعتبار تخصیصی به وام‌گیرندگان و کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و تشدید رکود فراهم می‌آورد.

همچنین، سیاست پولی فراتر از تأثیر آن در ترازنامهٔ وام‌گیرندگان، ممکن است با تغییر عرضهٔ اعتبار به‌ویژه وام‌های بانک‌های تجاری، در صرف مالی خارجی اثر بگذارد که به کانال وام‌دهی بانک مشهور است. با توجه به اینکه بانک‌ها همچنان منبع غالب اعطای اعتبارات در بیشتر کشورها هستند، درصورتی‌که عرضهٔ وام‌های بانکی به دلایلی مختل شود، وام‌گیرندگان وابسته به بانک (مثلاً کسب‌وکارهای کوچک و متوسط) ممکن است از دریافت اعتبار محروم نشوند، اما متحمل هزینه‌های مرتبط با یافتن وام‌دهندهٔ جدید و یا ایجاد یک رابطهٔ اعتباری جدید و... خواهند شد. بنابراین، کاهش عرضهٔ اعتبار بانکی نسبت به سایر اشکال اعتبار، احتمالاً باعث افزایش صرف مالی خارجی و رکود در اقتصاد خواهد شد.

شکنندگی مالی را می‌توان هم در سطح کلان و هم در سطح خرد تعریف کرد. در سطح کلان، شکنندگی مالی به‌عنوان ریسک بی‌ثباتی مالی[1] در نظر گرفته می‌شود (تیموین[2]، ۲۰۱۲). در سطح خرد، شکنندگی مالی واحد اقتصادی را می‌توان به‌عنوان مشکلاتی در برآوردکردن تعهدات بنگاه یا اتکای بیش از اندازه به تأمین‌مالی مجدد بدهی توصیف کرد (کلتسوس و سینتوس[3]، ۲۰۲۱). از دیدگاه میشکین[4] (۱۹۹۹)، شکنندگی مالی زمانی اتفاق می‌افتد که تکانه‌های واردشده به نظام مالی با جریان‌های اطلاعاتی تداخل ایجاد می‌کند؛ به‌طوری‌که نظام مالی کارایی خود را برای هدایت وجوه به کسانی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد دارند، از دست می‌دهد. برای حل مشکل شکنندگی مالی، وودفورد[5] (۲۰۱۲) بیان می‌کند که اگر سیاست پولی بتواند اثرات انحرافات در بازارهای مالی را کاهش دهد، درست مانند زمانی‌که تورم به هدف نزدیک‌تر و شکاف تولید به صفر نزدیک‌تر باشد، کارایی در اقتصاد بالاتر می‌رود. از دیدگاه وی، ثبات در بازار مالی به‌خودی‌خود یک هدف است که در چهارچوب تابع هدف‌گذاری تورم باید به آن توجه کرد. از سوی دیگر، وی در مدل

---

[1] Financial Instability
[2] Tymoigne
[3] Chletsos & Sintos
[4] Mishkin
[5] Woodford

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

خود درجهٔ شکنندگی مالی را تحت‌تأثیر درجهٔ اهرم مالی در نظام‌های مالی در نظر می‌گیرد که این اهرم مالی به‌نوبهٔ خود تحت‌تأثیر عوامل درون‌زا (شکاف تولید) و هم اختلالات برون‌زا (مثلاً به سود بانک‌ها یا ریسک‌پذیری) قرار دارد. کامینسکی و راینهارت[1] (۱۹۹۹) ادعا کردند که سقوط قیمت دارایی‌ها (فروپاشی حباب دارایی‌ها) و افزایش تعداد ورشکستگی‌ها که منجر به رکود اقتصادی شد، ارتباط قوی با پریشانی مالی[2] در اقتصاد دارد. در همین راستا، فوت[3] (۲۰۰۳) تأکید کردند که شکنندگی مالی به حباب‌های بازار مالی یا به‌طور کلی‌تر، نوسانات در بازارهای مالی مرتبط است و در چنین شرایطی، وضعیت ایده‌آل این است که بانک‌های مرکزی به حرکت‌های خطرناک قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهند تا از انبساط بیش‌ازحد حباب‌ها جلوگیری کنند.

در ادبیات تجربی موجود، رویکردهای مختلفی برای اندازه‌گیری شکنندگی بازارهای مالی استفاده شده است. بوریو و لو[4] (۲۰۰۲) براساس داده‌های ۳۴ کشور از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹، نشان دادند که انحراف نسبت اعتبار تخصیصی به تولید ناخالص داخلی از روند، یعنی شکاف اعتباری، شاخص خوبی برای شکنندگی مالی خواهد بود و پیشنهاد می‌کنند درصورتی‌که شکاف اعتباری با شکاف قیمت دارایی (بازار سهام) ترکیب شود، سیگنال حاصل از شکنندگی مالی واضح‌تر و مؤثرتر خواهد بود. بعدها آنوندسن و همکاران[5] (۲۰۱۴) از رویکرد شکاف اعتباری با نمونه‌گیری متفاوت و گسترده‌تر استفاده کردند و کوشیدند برای توضیح‌دهندگی بیشتر شاخص شکنندگی مالی، شکاف اعتباری با سایر شاخص‌ها ترکیب شود.[6] آن‌ها نشان دادند که شکاف جهانی قیمت به درآمد مسکن اثر قابل‌توجهی در احتمال وقوع بحران مالی دارد. از سوی دیگر براساس مطالعهٔ آسپاچز و همکاران[7] (۲۰۰۷)، شاخص شکنندگی مالی بر مبنای ترکیبی از خصوصیت احتمال نکول و سودآوری بانک‌ها تعریف شد، زیرا نکول گسترده

[1] Kaminsky & Reinhart

[2] Financial Distress

[3] Foot

[4] Borio & Lowe

[5] Anundsen et al.

[6] اما نهایت در هیچ‌یک از این مطالعات، شاخص اعتباری با شاخص قیمت دارایی‌ها ترکیب نشد.

[7] Aspachs et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

و کاهش قابل‌توجه سودآوری بانک‌ها در نهایت بازارها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و در یک حالت حدی منجر به سقوط بازارها می‌شود.[۱]

اگرچه رابطهٔ بین توسعهٔ مالی و کارایی سیاست پولی پیچیده است، به‌صورت کلی یک نظام مالی کارا پیش‌نیاز یک سیاست پولی کارا در نظر گرفته می‌شود. بااین‌حال، تفاوت ساختار مالی در کشورهای مختلف به ایجاد تفاوت در سازوکار انتقال پول و همچنین تأثیرات نامتقارن سیاست پولی در آن کشورها منجر می‌شود (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۹). از سوی دیگر، آنچه طی دو دههٔ گذشته اتفاق افتاده است این است که با گسترش توسعهٔ مالی در مناطق مختلف جهان، امکان شکنندگی مالی در این اقتصادها نیز افزایش یافته است و توسعهٔ مالی تقریباً مترادف با شکنندگی مالی در نظر گرفته شده است (دیمیتراد و همکاران[۲]، ۲۰۱۶). براساس یافته‌های آندریانووا و دیمیتراد[۳] (۲۰۱۸)، سه دلیل عمده برای برقراری چنین ارتباطی بین توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی وجود دارد که شامل مقررات‌زدایی‌های مالی بیش از اندازه در جهت توسعهٔ مالی، پیشبرد منافع شخصی نخبگان حاکم بر اقتصاد در روند توسعهٔ مالی، و عدم توسعه‌یافتگی متناسب بخش نهادها در مقایسه با بخش مالی در این اقتصادهاست.

میشکین[۴] (۲۰۰۴) به چهار جنبهٔ نهادی در اقتصادهای درحال توسعه اشاره می‌کند که ضعف در آن‌ها منجر به عدم دستیابی سیاست‌های هدف‌گذاری تورم به اهداف تعیین‌شده می‌شود که عبارت‌اند از: ۱ـ مؤسسات و بازارهای مالی ضعیف و توسعه‌نیافته، ۲ـ اعتبار پایین نهادهای پولی، ۳ـ ارزش جانشین[۵] و دلاری‌شدن بدهی[۶]، و ۴ـ آسیب‌پذیری بیشتر در برابر تکانه‌های خارجی، به‌ویژه توقف ناگهانی[۷] جریان سرمایه. در جمع‌بندی موارد مطرح‌شده، می‌توان بیان داشت که درجهٔ توسعهٔ بخش مالی برای توضیح کارایی سیاست پولی مهم فرض شده است؛ به‌طوری‌که تأثیر سیاست پولی به‌شدت به ساختار نهادینه‌شدهٔ نظام مالی بستگی دارد.

---

[۱] در قسمت توضیحات الگوی تجربی پژوهش، به‌تفصیل در مورد خصوصیات شاخص شکنندگی مالی به‌کار گرفته‌شده در این پژوهش صحبت خواهد شد.

[2] Demetriades et al.

[3] Andrianova & Demetriades

[4] Mishkin

[5] Currency Substitution

[6] Liability Dollarization

[7] Sudden Stop

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

۴ ارائهٔ الگوی تجربی پژوهش

هم‌سو با مطالعات باتینی و لاکستن (۲۰۰۷)، بریتو و بایستد (۲۰۱۰)، آلپاندا و هونگ (۲۰۱۴)، و راجان و اویانگ (۲۰۱۹) از یک برآوردگر پانل پویا برای تحلیل تأثیر توسعهٔ مالی، شکنندگی بازار مالی، هدف‌گذاری تورم، و تعاملات هر سه متغیر در نرخ تورم استفاده کردیم. همانند مطالعهٔ بریتو و بایستد (۲۰۱۰) و راجان و اویانگ (۲۰۱۹)، تمرکز اولیهٔ مطالعهٔ حاضر نیز بررسی تأثیر هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم است. همچنین، هم‌سو با مطالعهٔ بریتو و بایستد (۲۰۱۰) و راجان و اویانگ (۲۰۱۹)، در این مطالعه نیز از میانگین (دوساله) داده‌ها استفاده کردیم. استفاده از چنین رویکردی می‌تواند سه مزیت عمده داشته باشد: ۱ــ مانع از مسئلهٔ برازش بیش‌ازحد[1] متغیرهای ابزاری در تخمین الگو به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته شود؛ ۲ــ پاسخ‌های کند متغیرهای کلان را منعکس کند، و ۳ــ می‌تواند تأثیر اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم را از سایر رویدادهای مشابه جدا کند (بریتو و بایستد، ۲۰۱۰).

الگوی اولیهٔ پژوهش، به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$INF_{i,t} = \alpha + \beta_1 INF_{i,t-1} + \beta_2 IT_{i,t} + \delta_t + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱)$$

که در این الگو، $INF_{i,t}$ میانگین (دوساله) نرخ تورم کشور iام در زمان tام را، به‌عنوان متغیر وابستهٔ الگو، نشان می‌دهد. IT هدف‌گذاری تورم را در کشورهایی که این سیاست در هر دورهٔ زمانی اتخاذ کرده‌اند، نشان می‌دهد. $INF_{i,t-1}$، در واقع متغیر وابسته با یک وقفه را نشان می‌دهد که غالباً برای محاسبهٔ پویایی‌های بازگشت به میانگین نرخ تورم هنگامی که به‌صورت معناداری از روند بلندمدت خود فاصله می‌گیرد، استفاده می‌شود. همچنین، مطابق با مطالعهٔ راجان و اویانگ (۲۰۱۹)، در این پژوهش نیز از رویکرد مشابه‌ای برای محاسبهٔ متغیر هدف‌گذاری تورم $IT_{i,t}$استفاده شده است؛ بدین‌صورت‌که $IT_{i,t}$ برابر با صفر است اگر برای هر دو سال این سیاست اتخاذ نشده باشد، و برابر با یک است اگر برای هر دو سال این سیاست اتخاذ شده باشد و برابر با نیم خواهد بود اگر تنها برای یک سال از هر دو سال این سیاست اتخاذ شده باشد. علاوه‌براین، δ_t و θ_i به‌ترتیب اثرات زمانی و اثرات ثابت مقطعی را در الگو نشان می‌دهند.

در ادامه، الگوی اولیه را به‌منظور بررسی تأثیر توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی در نرخ تورم، و همچنین تأثیر توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی را در کشورهایی‌که هدف‌گذاری تورم را هم‌زمان اتخاذ کرده‌اند، به‌صورت زیر بسط می‌دهیم:

---

[1] Over-Fitting Problem

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

$$(۲) INF_{i,t} = \alpha + \beta_1 INF_{i,t-1} + \beta_2 IT_{i,t} + \beta_3 FD_{i,t} + \beta_4 PE_{i,t} + \beta_5 PE^*_{i,t} + \beta_6(IT_{i,t} \times FD_{i,t}) + \beta_7(IT_{i,t} \times PE_{i,t}) + \beta_8(IT_{i,t} \times PE^*_{i,t}) + \beta_9(D \times PE^*_{i,t}) + \delta_t + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

در این الگو $FD_{i,t}$، شاخص توسعهٔ مالی که خود متشکل از شش شاخص (عمق، کارایی، و دسترسی در حوزهٔ بازارهای مالی و نهاده‌های مالی) را نشان می‌دهد. این شش شاخص به کمک تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا ترکیب شده و شاخص نهایی استخراج می‌گردد. همچنین، متغیر $IT_{i,t} \times FD_{i,t}$ تأثیر شاخص توسعهٔ مالی در سیاست هدف‌گذاری تورم کشورهای اتخاذکننده این چارچوب را نشان می‌دهد.

به‌علاوه ازآنجاکه عموماً سیاست‌گذارانِ آتی‌نگر تحولات در بازار سهام را یکی از شاخص‌های مناسب از روند فعالیت‌های آتی اقتصادی در سطح کلان در نظر می‌گیرند، سعی کرده‌ایم تا از طریق درنظرگرفتن شاخصی که به‌نوعی این ویژگی را تا حد امکان منعکس سازد، این مؤلفه را به‌طور مجزا در بررسی تحولات نرخ تورم موردتوجه قرار دهیم. به‌طور مشخص‌تر، بر شاخصی از شکنندگی مالی در این زمینه متمرکز شده‌ایم. در زمینهٔ شکنندگی مالی، ازآنجاکه ترکیب اهرم‌سازی بالا با ارزش‌گذاری بیش‌ازحد دارایی‌های قابل وثیقه‌گذاری عموماً بسترساز شکنندگی بیشتر نظام مالی محسوب می‌شود، لذا وضعیت اعتبارات اعطایی و قیمت دارایی‌ها در ایجاد شاخص شکنندگی مالی موردتوجه قرارگرفته است. به‌طور ویژه در این‌خصوص، توجه ما معطوف به نسبت میزان اعتبار تخصیصی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش‌کل بازار سرمایه به سود تقسیمی در سطح کل بازار سرمایه (قیمت هر سهم به عایدی حاصل از آن ($PE_{i,t}$) بوده است. اما با توجه به آنکه نسبت اول در ایجاد شاخص توسعهٔ مالی مورداستفاده قرار گرفته است، به‌منظور تمرکز بر وضعیت شکنندگی بازار مالی، نسبت دوم به‌طور مستقیم در مدل ما تصریح شده است. شاخص شکنندگی بازار مالی از یک‌سو می‌تواند به‌نوعی ریسک نکول مجموعه شرکت‌های فعال در بازار سرمایهٔ هر کشور را نمایندگی کند. از سوی دیگر، می‌توان این شاخص را به‌نوعی نشان‌دهندهٔ درجهٔ حبابی‌بودن بازار سرمایه در نظر گرفت. این ویژگی می‌تواند نقشی دوگانه برای این شاخص در اثرگذاری در تورم اعطا کند. در حقیقت این شاخص، شکنندگی بازار مالی را به‌صورت دارایی‌های بیش از اندازه ارزش‌گذاری‌شده در نظر می‌گیرد که در صورت وثیقه‌گذاری آن‌ها، ریسک نکول را می‌تواند به‌واسطهٔ احتمال کاهش سریع ارزش آن‌ها به ارزش بنیادی‌شان و یا حتی پایین‌تر از آن افزایش دهد. به‌عبارت دیگر، درصورتی‌که در بازار سرمایه قیمت دارایی‌ها گرایش به قرارگرفتن بالاتر

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

از ارزش بنیادی آن‌ها داشته باشد و با توجه به اینکه عموماً برون‌زایی‌های[1] مربوط به فروش دارایی‌ها به قیمت‌های بسیار پایین‌تر از ارزش واقعی آن‌ها هنگام شکل‌گیری فرایند تصحیح قیمت‌ها در بازار به‌طور ناگهانی رخ می‌دهد که در نهایت منجر به افت شدید ارزش وثایق خواهد شد، و قرض‌گیرندگان (اعم از خانوارها یا بنگاه‌های مالی و غیرمالی) را وادار به کاهش اهرم‌سازی‌شان[2] خواهد کرد که این امر خود می‌تواند در شرایط معین بازخوردی منفی در پی داشته باشد و به‌نوبهٔ خود به شکنندگی بازار مالی بیشتر دامن بزند و از این منظر می‌تواند عامل دامن‌زننده به فرایندهای انقباضی اقتصاد کلان باشد. از سوی دیگر، بدیهی است که هرچه نسبت قیمت به عایدی ($PE_{i,t}$) بیشتر باشد، با ثبات سایر شرایط، ارزش وثایق قرض‌گیرندگان افزایش می‌یابد که منجر به کاهش محدودیت اعتباری آن‌ها می‌شود و امکان دسترسی آن‌ها به اعتبارات افزایش خواهد یافت (و برعکس). این امر می‌تواند به فرایندهای انبساطی کلان اقتصادی دامن بزند و انتظار تقویت نیروهای تورمی را در پی داشته باشد. در یک رژیم پولی مبتنی بر هدف‌گذاری تورم، پویایی اثرگذاری این شاخص در تورم تا اندازه‌ای پیچیده‌تر می‌شود، زیرا در چنین رژیم پولی و در پرتو درک سیاست‌گذار از الزامات مستتر در رژیم هدف‌گذاری تورم برای سیاست‌گذار، اقدام پیشگیرانه از طریق تعدیل مقتضی نرخ بهره به‌عنوان ابزار عمدهٔ سیاستی سیاست‌گذار موجب برانگیختن دو جزء بنیادی و غیربنیادی نسبت ($PE_{i,t}$) با درجات حساسیت بعضاً متفاوت هریک از آن‌ها می‌شود که برآیند این اثرات می‌تواند تقلیل‌دهنده یا تشدیدکنندهٔ فرایندهای یادشده باشد (گالی[3]، ۲۰۱۴). براین‌اساس، دلالت‌های تجربی این خصوصیت را سعی کرده‌ایم با لحاظ‌کردن متغیر $IT_{i,t} \times PE_{i,t}$ در مدل برآوردی‌مان پیگیری کنیم.

علاوه‌براین، به‌منظور درنظرگرفتن ریسک‌های ادواری شکنندگی بازار مالی و ارزیابی چگونگی تأثیر آن در نرخ تورم به‌ویژه برای کشورهای دنبال‌کنندهٔ رژیم هدف‌گذاری تورم، متغیر $PE^*_{i,t}$ را نیز در مدلمان در نظر گرفته‌ایم. در حقیقت، این متغیر نشان‌دهندهٔ چگونگی تحولات ارزش‌گذاری دارایی‌ها در بازار نسبت به روند انتظاری آن از سوی بازیگران بازار به‌مثابهٔ نقطه و معیار مرجع، و در نتیجه بیانگر تکانه‌های ادواری در این حوزه است. این مهم با استفاده از فیلتر کریستیانو و فیتزجرالد[4] (۱۹۹۹) صورت پذیرفته است. به‌طورکلی در این زمینه، رویکرد ما از یک‌سو متضمن پیش‌بینی یا انتظار بازیگران بازار از فعال‌شدن مقام

---

[1] Externalities
[2] Leverages
[3] Galí
[4] Christiano & Fitzgerald

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

سیاست‌گذار در اتخاذ سیاست‌های انقباضی یا انبساطی مقتضی در صورت مشاهدهٔ انحراف شاخص شکنندگی مالی از روند انتظاری بازار و بازگرداندن آن به مسیر قابل‌پیش‌بینی بازار است. بدین‌ترتیب، انتظار مداخلهٔ مقتضی سیاست‌گذار یکی از نیروهای محرکه برای بازگشت شاخص شکنندگی به روند انتظاری خود می‌تواند محسوب شود. از سوی دیگر، در صورت عدم مداخلهٔ سیاست‌گذار و ترکیدن حباب قیمتی بازار سهام در نتیجهٔ هر عامل برون‌زای دیگری، ارزش وثایق قرض‌گیرندگان رو به کاهش می‌گذارد و یک روند انقباضی می‌تواند در متغیرهای اقتصاد کلان شکل گیرد؛ به‌طوری‌که کاهش در سطح عمومی قیمت‌ها را در پی داشته باشد. باید توجه داشت که حتی انتظار وقوع چنین فرایندی از سوی فعالان بازار مالی هنگام قرارگرفتن شاخص شکنندگی مالی بالاتر از روند انتظاری‌اش می‌تواند فعالان بازار مالی را به کاهش در میزان اهرم‌سازی‌شان (به‌منظور اجتناب از تبعات نامساعد این سطح حاد از اهرم‌سازی) ترغیب نماید ؛ به‌نحوی‌که در نهایت به شکل‌گیری یک فرایند انقباضی در اقتصاد کلان دامن زند. به همین ترتیب، متغیر $(IT_{i,t} \times PE^{*}_{i,t})$ اثر کلی ریسک ادواری شکنندگی بازار مالی بر سیاست هدف‌گذاری تورم در کشورهایی که این چهارچوب را اتخاذ کرده‌اند، بر روی نرخ تورم نشان می‌دهد.

در این مدل، متغیر D متغیر مجازی است که عدد صفر و یک را اتخاذ می‌کند. هنگامی‌که نوسانات شاخص شکنندگی مالی مثبت و رو به افزایش باشد (بالای خط روند انتظاری قرار داشته باشد)، عدد یک را اتخاذ می‌کند، و هنگامی‌که این نوسانات وجود نداشته باشد و یا منفی باشد (زیر خط روند انتظاری قرار گیرد)، عدد صفر را اختیار می‌کند. بنابراین، متغیر $(D \times PE^{*}_{i,t})$ اثر نوسانات شکنندگی مالی بر نرخ تورم را درحالتی‌که این نوسانات بیش از روند انتظاری باشد، نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر، متغیر مجازی D حالت آستانه‌ای از نوسانات شکنندگی بازار مالی را هنگامی‌که این متغیر درکشورهای درحال توسعه مثبت باشد؛ نشان می‌دهد. هدف از لحاظ‌کردن این متغیر در مدل، پاسخ به این پرسش بوده است که آیا اثر نامتقارن نوسانات شاخص شکنندگی بازار مالی در نرخ تورم را در کشورهای درحال توسعه به‌طور معنی‌داری به‌لحاظ آماری شاهد بوده‌ایم یا خیر.

براساس مبانی اقتصادسنجی، درصورتی‌که الگوهای ذکرشده دربرگیرندهٔ یک یا چند عنصر باوقفه از متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی باشد، در آن صورت الگوی موردنظر را الگوی خودرگرسیونی یا الگوی پویا می‌نامند. برای تخمین الگوی ترکیبی پویا می‌توان از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

تخمین‌زننده‌های آرلانو و باور[1] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[2] (۱۹۹۸) بهره گرفت. تخمین‌زنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ دومرحله‌ای آرلانو و باند زمانی‌که متغیرهای ابزاری به‌خاطر استفاده از اطلاعات به‌شکل تفاضلی آن‌ها ضعیف باشند، نسبتاً ناکارا هستند و بلوند و باند (۱۹۹۸) پیشنهاد کردند که بایستی در کنار متغیرهای تفاضلی، از اطلاعات اضافی دیگری نیز که مربوط به سطح متغیرهاست، استفاده کرد. ترکیب محدودیت‌های گشتاوری برای متغیرها در سطح تفاضل و متغیرهای سطح، برآوردگری را نتیجه می‌دهد که توسط آرلانو و باند به تخمین‌زنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی[3] مشهور شده‌اند.

یک مسئلهٔ رایج در الگوهای پانل پویا، مسئلهٔ بیش‌ازحد شناسابودن[4] تخمین‌زنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته است. ازآنجایی‌که ساختار پویا و تعداد وقفه‌ها در این‌گونه الگوها از قبل مشخص نیست، این الگوها به‌شدت مستعد تصریح اشتباه[5] در گشتاورها هستند. ازآنجایی‌که تصریح اشتباه گشتاورها باعث اریب در برآوردگر معمول واریانس‌ـ‌کوواریانس گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌شود، در نهایت می‌تواند به آزمون‌های فرضیهٔ بسیار بزرگ و غیرمعمول بینجامد (هانسن و لی[6]، ۲۰۲۱). همچنین، باوجودآنکه برآوردگرهای یک‌مرحله‌ای[7] و دومرحله‌ای[8] (برای مجموعهٔ معینی از ابزارها) به‌طور مجانبی کارا هستند، در نمونه‌های آماری محدود (N و T کوچک) تخمین ماتریس وزنی بهینه ممکن است به ماتریس وزنی اولیهٔ انتخاب‌شده حساس باشد. در چنین شرایطی، هانسن، هیتون، و یارون[9] (۱۹۹۶) پیشنهاد می‌کنند که از یک برآوردگر تکرارشوندهٔ گشتاوری تعمیم‌یافته[10] استفاده شود؛ به‌گونه‌ای که ماتریس وزنی و تخمین ضرایب را تا زمان همگرایی به‌روزرسانی کند. از سوی دیگر، تخمین‌زنندهٔ تکرارشونده در مقایسه با تخمین‌زنندهٔ دومرحله‌ای، به‌نظر می‌رسد واریانس کمتری داشته باشد (هانسن و لی، ۲۰۲۱). بنابراین، از برآوردگر تکرارشوندهٔ

---

[1] Arellano & Bover
[2] Blundell & Bond
[3] System Generalized Method of Moments
[4] Overidentified
[5] Misspecification
[6] Hansen & Lee
[7] The One-Step Gmm Estimators
[8] The Two-Step Gmm Estimators
[9] Hansen et al.
[10] Iterated Gmm Estimator (IGMM)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

گشتاوری تعمیم‌یافته در این مطالعه بهره گرفته شده است. اما برای بررسی اعتبار ابزارهای به‌کاررفته در الگوی تخمینی، مطابق با ادبیات موجود در این زمینه، از آزمون‌های خودهمبستگی مرتبهٔ اول (AR1) و مرتبهٔ دوم (AR2) و همچنین آزمون سارگان‌ـ‌هانسن استفاده شده است.

همچنین به‌منظور ایجاد شاخص توسعهٔ مالی، از رویکرد تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا[1] استفاده شده است. تحلیل مؤلفه‌های اساسی[2] به‌عنوان تبدیل‌کردن خطی از متغیرهای اولیهٔ همبسته با یکدیگر به مجموعهٔ جدیدی از متغیرها که با یکدیگر همبسته نیستند، تعریف می‌گردد (کو و همکاران[3]، ۱۹۹۵). بیشتر روش‌های استنباطی که برای تحلیل مؤلفهٔ اساسی کلاسیک انجام می‌شود، براساس فروض استقلال (نبودِ همبستگی بین مؤلفه‌های اساسی)، نرمال‌بودن متغیرها، و همچنین ارتباط خطی بین متغیرهاست[4]؛ شروطی که برای داده‌های سری زمانی صادق نیست (جولیف و کدیما[5]، ۲۰۱۶). در صورت نقض مفروضات فوق، لازم است الگوی اصلی را دوباره بازبینی کرد تا اطلاعات آماری نادیده گرفته‌شده را هم در نظر بگیرد. به‌طورکلی، برای تحلیل داده‌های سری زمانی دو رویکرد (نه الزاماً مستقل از یکدیگر) وجود دارد: رویکرد دامنهٔ زمان، ارتباطات وقفه‌ای را مهم‌ترین اطلاعات تلقی می‌کند؛ درحالی‌که رویکرد دامنهٔ پراکندگی (یا طیفی) اطلاعات دوره‌ای را مهم‌ترین اطلاعات می‌انگارد. رویکرد بریلینگر[6] (۲۰۰۱) را می‌توان تحلیل مؤلفهٔ اساسی در دامنهٔ پراکندگی در نظر گرفت. برای استخراج روابط ایستا و پویای داده‌ها به کمک تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا، باید تعداد وقفه‌های زمانی بهینه[7] در ماتریس بسط‌یافته را تعیین کنیم (کو و همکاران، ۱۹۹۵). تعداد وقفه‌های بهینه معمولاً عدد یک یا دو است که نشان‌دهندهٔ رتبهٔ پویایی سیستم است (راتو و ریس[8]، ۲۰۱۳).

---

[1] Dynamic Principal Component Analysis (DPCA)

[2] Principal Component Analysis (PCA)

[3] Ku et al.

[4] دلیل این فرض این است که یک PCA براساس ضرایب همبستگی پیرسون است و به‌این‌ترتیب، باید یک رابطهٔ خطی بین متغیرها وجود داشته باشد.

[5] Jolliffe & Cadima

[6] Brillinger

[7] Lag

[8] Rato & Reis

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

۵ یافته‌ها

۵. ۱ توصیف داده‌ها و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش به‌منظور برآورد انواع الگوهای پانل پویا، از داده‌های مربوط به ۲۵ کشور درحال توسعه در بازه زمانی ۱۹۹۸ـ۲۰۱۷ استفاده شده است که به‌منظور بهبود تخمین‌ها، از میانگین دوسالهٔ داده‌ها بهره گرفته شده است.[۱] در جدول ۱ پیوست، کشورهای مورد مطالعه به‌همراه بازه زمانی استفاده‌شده در این پژوهش ارائه شده است. علاوه‌براین در جدول ۲ پیوست، کلیهٔ اطلاعات مربوط به شاخص بازارهای مالی و شاخص نهادهای مالی به تفکیک عمق، دسترسی، و بهره‌وری گردآوری‌شده از صندوق بین‌المللی پول مشخص شده است. در جدول ۳ پیوست نیز انواع آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است که کلیهٔ اطلاعات این جدول نیز مربوط به میانگین دوسالهٔ داده‌هاست.

پیش از برآوردهای رگرسیونی، لازم است مانایی متغیرهای مورداستفاده در تخمین‌ها بررسی شود. براین‌اساس در جدول ۴ پیوست، نتایج مربوط به مانایی متغیرها گزارش شده است. بالتاجی[۲] (۲۰۰۸) شرح کاملی از انواع آزمون‌های ریشهٔ واحد در این حیطه ارائه کرده است که در این میان می‌توان به آزمون‌های ریشهٔ واحد مشترک لوین لین و چو[۳] (۲۰۰۲) و آزمون ریشهٔ واحد مقطعی دیکی فولر تعدیل‌شدهٔ فیشر[۴] اشاره کرد. فرضیهٔ صفر در هر دو آزمون وجود ریشهٔ واحد (مشترک یا مقطعی) است که با توجه به سطح احتمال گزارش‌شده در جدول ۴، می‌توان نتیجه گرفت کلیهٔ متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مانا هستند.

برای استخراج شاخص نهایی توسعهٔ مالی، از رویکرد تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا استفاده شده است. همسو با رویکرد صندوق بین‌المللی پول در استخراج شاخص توسعهٔ مالی، ابتدا در بخش شاخص‌های سه‌گانهٔ نهادهای مالی (عمق‌ـدسترسی‌ـکارایی) و شاخص‌های سه‌گانهٔ بازارهای مالی (عمق‌ـدسترسی‌ـکارایی)، به استخراج شاخص‌های موردنظر با

---

[۱] به‌دلیل محدودیتی که ناشی از غیررایگان‌بودن پایگاه‌های اطلاعاتی مربوط به متغیر نسبت P/E بازار سرمایهٔ کشورهای درحال توسعه وجود داشت، سعی شد از بیشترین کشورهای ممکن که در بازه زمانی پژوهش داده‌های موردنظر در دسترس عموم قرار دارد، نمونه‌گیری صورت گیرد.

[2] Baltagi

[3] Levin, Lin, & Chu (LLC)

[4] Fisher-type Test Using Augment Dickey-Fuller (ADF- Fisher)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

رویکرد تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا اقدام کردیم و در ادامه از بین شاخص‌های استخراج‌شده در هر بخش، شاخص نهایی توسعهٔ مالی به کمک تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا استخراج شد.[۱] همچنین به‌منظور استفادهٔ حداکثری از اطلاعات، تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا با وقفه‌های زمانی مختلف مورد برآورد قرار گرفت که با توجه به خروجی‌های گزارش‌شدهٔ تمام مؤلفه‌ها با یک وقفهٔ زمانی، بیشترین اطلاعات را در خود جای داده بودند.

۵. ۲ برآورد الگوهای پانل پویا و تفسیر نتایج

در این بخش ابتدا به‌منظور بررسی تأثیرات اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم، الگوی موردنظر را در قالب یک الگوی ساده مورد برآورد قرار می‌دهیم که نتایج این الگو در جدول ۲ گزارش شده است. در دو ستون نخست جدول ۲، الگوهای تجمیعی و اثرات ثابت مورد برآورد قرار گرفته‌اند که علت برآورد این دو الگو این است که آیا الگوی موردنظر در قالب الگوی تجمیعی قابل‌برآورد است یا می‌توان به‌صورت پانل دیتا برآوردهای خود را انجام دهیم که این مهم توسط آمارهٔ آزمون (F-Limer) قابل‌استنتاج است. با توجه به سطح احتمال این آمارهٔ آزمون، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که الگوی پانل دیتا الگوی مناسب‌تری برای برآورد ضرایب است. به‌منظور بررسی اعتبار روش‌های استفاده‌شده، از آزمون‌های آرلانو ـ باند و سارگان ـ هانسن استفاده شد. با توجه به سطح احتمال آمارهٔ این آزمون‌ها، می‌توان استنباط کرد که برآوردهای به‌دست‌آمده در الگوی گشتاوری سیستمی از اعتبار لازم برخوردار است.

هم‌سو با ادبیات موجود در این زمینه، انتظار می‌رود که تورم ادوار گذشته خود به‌عنوان نیرویی در جهت افزایش تورم در ادوار بعدی عمل کند که با توجه به معناداری ضریب متغیر وابستهٔ باوقفه در سطح اطمینان ۹۵ درصد، می‌توان این مورد را تأیید کرد. همچنین در سطح اطمینان ۹۵ درصد، اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم منجر به کاهش نرخ تورم در کشورهای درحال توسعه در بازه زمانی موردنظر شده است، که این نتایج همسو با یافته‌های بریتو و بایستد (۲۰۱۰)، طبری و شرکا (۱۳۸۹)، اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳)، و راجان و اویانگ (۲۰۱۹) نیز است. به‌عبارت دیگر، در کشورهای درحال توسعه‌ای که چهارچوب هدف‌گذاری تورم را اتخاذ کرده‌اند، هدف‌گذاری تورم به‌عنوان لنگر اسمی[۲] در کاهش انتظارات تورمی نقش مؤثری ایفا کرده است.

---

[۱] اطلاعات مربوط به درصد توضیح‌دهندگی هر مؤلفهٔ اساسی در استخراج شاخص نهایی به‌تفصیل موجود است که در صورت نیاز می‌توان به پژوهش پیوست کرد.

[2] Nominal Anchor

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

جدول ۲

اثر اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم در الگوی ساده

شناسهٔ الگو	(۱)	(۲)	(۳)
	Pooled	Fixed Effect	SYS-GMM
_cons	۰/۲۵(۰/۰۰)	۰/۰۲۹ (۰/۰۰)	۰/۰۲۷ (۰/۰۰)
Inflation (-1)	۰/۵۵ (۰/۰۰)	۰/۴۷(۰/۰۰)	۰/۵۴(۰/۰۰)
IT	-۰/۰۱ (۰/۰۴)	-۰/۰۰۵ (۰/۶۶)	-۰/۰۱۲ (۰/۰۴)
تعداد مشاهدات	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵
R^2	۰/۶۷	۰/۶۷	–
F-Limer	–	۲/۱(۰/۰۰)	–
AR (1)	–	–	-۲/۰۹ (۰/۰۳)
AR (2)	–	–	۱/۰۱ (۰/۳۰)
Sargan-Hansen test	–	–	۰/۲۶ (۰/۸۷)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره‌ها را نشان می‌دهد.

به‌دلیل تنوع بالای کشورهای موردمطالعه و در نتیجه تنوع بالای کشورهای مذکور از منظر شاخص‌های توسعه‌یافتگی مالی و شکنندگی بازارهای مالی، لازم است اثر موردنظر با وجود این دو شاخص و ویژگی‌های مرتبط به آن‌ها مورد برآورد مجدد قرار گیرد. به‌علاوه، برای درنظرگرفتن آثار مرتبط با ریسک‌های ادواری شکنندگی بازار مالی (و همچنین حالتی که مقادیر نوسانات شکنندگی بازار مالی انحراف مثبتی از روند انتظاری بازار داشته باشد) در تورم، لازم است ابتدا متغیر شکنندگی مالی روندزدایی شود و سپس اقدام به برآورد تأثیرات همهٔ این عوامل در سطح تورم کرد. با این رویکرد در جدول ۳، نتایج حاصل از کاربست روش گشتاورهای سیستمی تکرارشونده را ارائه کرده‌ایم.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

جدول ۳

اثر توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی تحت رژیم هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم با احتساب تأثیرات نامتقارن شکنندگی مالی

شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)
	Pooled	**Fixed Effect**	**SYS-GMM**
cons	(۰/۰۰)۰/۰۳۹	(۰/۲۸)۰/۰۲۵	(۰/۰۰)۰/۰۶۹
Inflation (-1)	(۰/۰۰)۰/۵۱	(۰/۰۰)۰/۴۷	(۰/۰۰)۰/۴۵
IT	(۰/۰۲)_۰/۰۲	(۰/۹۹)_۰/۰۰۰۱	(۰/۰۰)_۰/۰۵۱
PE	(۰/۴۲)۰/۰۰۰۱	(۰/۴۲)۰/۰۰۰۱	(۰/۰۳)۰/۰۰۰۱
PE*	(۰/۲)_۰/۰۰۰۱	(۰/۱۸)_۰/۰۰۰۱	(۰/۴۳)۰/۰۰۰۰۵
FD	(۰/۰۰)_۰/۰۳۵	(۰/۸۳)۰/۰۱۶	(۰/۰۰)_۰/۰۶
PEIT	(۰/۹۹)۰/۰۰	(۰/۹۶)_۰/۰۰۰۰۱	(۰/۰۰)۰/۰۰۵
PE*IT	(۰/۷۶)۰/۰۰۰۰۹	(۰/۸۱)۰/۰۰۰۰۷	(۰/۰۰)_۰/۰۰۱۷۸
FDIT	(۰/۰۸)۰/۰۳۱	(۰/۶۷)_۰/۰۳	(۰/۵۱)_۰/۰۳۲
D*PE*	(۰/۹۲)_۰/۰۰۰۰۲	(۰/۹۱)۰/۰۰۰۰۳	(۰/۰۰)_۰/۰۰۰۳
تعداد مشاهدات	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵
R^2	۰/۶۹	۰/۵۵	–
F-Limer	–	(۰/۰۳)۱/۶۸	–
AR (1)	–	–	(۰/۰۵)_۱/۹۳
AR (2)	–	–	(۰/۸۳)_۰/۲
Sargan-Hansen test	–	–	(۰/۱۷)۱۳/۹۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره‌ها را نشان می‌دهد.

براساس نتایج جدول ۳، متغیر FDIT به‌طور قابل‌توجهی به‌لحاظ آماری بی‌معنی است. پس از حذف آن از الگو، نتایج حاصل از الگوی برآوردی به‌شرح جدول ۴ است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

جدول ۴

اثر توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی تحت رژیم هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم با احتساب تأثیرات نامتقارن شکنندگی مالی

شناسهٔ الگو	(۱)	(۲)	(۳)
	Pooled	Fixed Effect	SYS-GMM
_cons	(۰/۰۰)۰/۰۳۳	(۰/۱۳)۰/۰۳۱	(۰/۰۰)۰/۰۷۹
Inflation (-1)	(۰/۰۰)۰/۵۲	(۰/۰۰)۰/۴۷	(۰/۰۰)۰/۴۲
IT	(۰/۱۱) -۰/۰۱۱	(۰/۶۹)-۰/۰۰۵	(۰/۰۰)-۰/۰۵۸
PE	(۰/۴۸) ۰/۰۰۰۰۹	(۰/۴۴) ۰/۰۰۰۱	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۱
PE*	(۰/۱۶)-۰/۰۰۰۱	(۰/۱۸)-۰/۰۰۰۱	(۰/۱)-۰/۰۰۰۰۴
FD	(۰/۰۲) -۰/۰۲۱	(۰/۸۸)-۰/۰۰۷	(۰/۰۰)-۰/۲۰۳
PEIT	(۰/۷۷) ۰/۰۰۰۰۹	(۰/۹۶) -۰/۰۰۰۰۱	(۰/۰۱) ۰/۰۰۴
PE*IT	(۰/۸۹)۰/۰۰۰۰۴	(۰/۸۲) ۰/۰۰۰۰۷	(۰/۰۰)-۰/۰۰۲۵
D×PE*	(۰/۹۴)۰/۰۰۰۰۱	(۰/۸۹)۰/۰۰۰۰۳	(۰/۰۰)-۰/۰۰۰۳
$\beta_2+\beta_6\times PE+\beta_7\times PE^*$#			PE*>-۲۳/۲+۱/۶×PE
PE*PEmin >-۲/۱۷			-۰/۰۰۰۵(PE=۳/۷۵ , PE*=-۱۷)
PE*PEmean >۶/۵۹۲			-۰/۰۰۰۲۷ (PE=۱۸/۶۲,PE*=۶/۷)
PE*PEmax>۱۳۳۳/۶۴۸			-۰/۰۰۰۸۸ (PE=۸۴۸/۰۳,PE*=۱۳۳۴)
تعداد مشاهدات	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵
R^2	۰/۶۹	۰/۵۵	-
F-Limer	-	(۰/۰۱)۱/۸۱	-
AR (1)	-	-	(۰/۰۵)-۱/۸۸
AR (2)	-	-	(۰/۹۷)-۰/۰۳
Sargan-Hansen test	-	-	(۰/۱)۲۲/۲

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره‌ها را نشان می‌دهد.

نشان‌دهندهٔ سطح آستانه‌ای است که در آن متغیر مربوط به رژیم پولی حاکم دارای تأثیراتِ به‌طور معنی‌داری منفی در سطح تورم بوده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۴، بخش نخست آزمون آرلانو-باند با فرض عدم وجود همبستگی مرتبهٔ اول میان جملات اخلال الگو بوده که فرضیهٔ صفر مذکور تقریباً در سطح ۹۵ درصد اطمینان رد می‌گردد. همچنین، بخش دوم این آماره نشان‌دهندهٔ عدم وجود همبستگی مرتبهٔ

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

دوم میان اجزای اخلال است که این مورد نیز با قدرت تأیید می‌شود. دیگر آزمون اعتبارسنجی ابزارهای مورداستفاده در الگوی گشتاوری سیستمی یعنی آزمون سارگان‌ــ‌هانسن است که این مورد نیز با توجه سطح احتمال گزارش‌شده بیش از ۵ درصد نشان‌دهندهٔ اعتبار ابزارهای استفاده‌شده در برآورد است. براساس خروجی مندرج در جدول ۴، همانند مطالعات پیشین، تورم ادوار قبل یکی از مهم‌ترین متغیرها در افزایش تورم در ادوار بعدی در کشورهای درحال توسعهٔ موردمطالعه بوده است؛ به‌عبارت دقیق‌تر، ماندگاری[1] چشمگیری در پویایی‌های تورم قابل‌شناسایی است. همچنین، اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم توسط سیاست‌گذار پولی به‌طور مستقل از سایر متغیرهای توضیحی تصریحی درون مدل، منجر به کاهش نرخ تورم شده است. به‌علاوه، شکنندگی بازار مالی به‌طور معناداری به‌لحاظ آماری به تورم دامن زده است. این اثر درکشورهای اتخاذکنندهٔ رژیم پولی هدف‌گذاری تورم به‌طور قابل‌توجهی تشدید یافته است. ریسک‌های ادواری شکنندگی بازار مالی نیز عاملی مهم و معنادار برای تحولات تورم محسوب می‌شوند. به‌طور دقیق‌تر، این نتایج حاکی از آن است که هرگاه شکنندگی بازار مالی از روند موردانتظار بازار فراتر بوده است، نرخ تورم رو به کاهش گذاشته است و برعکس، هرگاه نازل‌تر از روند موردانتظار بازار بوده است، تأثیری فزاینده در تورم داشته است. در این زمینه، شاهد نوعی عدم تقارن در میزان این تأثیرات در این دو حالت بوده‌ایم؛ بدین‌معنا که هر واحد انحراف شکنندگی بازار مالی از روند انتظاری بازار به‌لحاظ قدرمطلق، در حالت بالاتربودن نسبت به پایین‌تربودن از روند انتظاری بازار، موجب اثرات به‌مراتب بیشتری شده است. نکتهٔ جالب توجه، تشدید این آثار به‌لحاظ قدر مطلق در رژیم پولی هدف‌گذاری تورم در مقایسه با سایر رژیم‌های پولی حاکم برکشورهای موردمطالعه بوده است. در ارتباط با توسعهٔ مالی، این نتایج حاکی از اثرات تقلیل‌دهندهٔ آن در سطح تورم صرف‌نظر از رژیم پولی اتخاذشده توسط کشورهای موردمطالعه است.

در زمینهٔ تفسیر نتایج به‌دست‌آمده، باید متذکر شد که از یک منظر کلی، نتایج تجربی این مطالعه در چهارچوب روش‌های برآوردی به‌کارگرفته‌شده برای کشورهای منتخب در طول دورهٔ موردبررسی حاکی از دو ویژگی برجسته در خصوص تأثیرگذاری رژیم پولی هدف‌گذاری تورم و شکنندگی بازار مالی در (میانگین) سطح تورم است: اولاً، تأثیر شکنندگی بازار مالی در سطح تورم «وابسته به رژیم پولی» حاکم بر اقتصادهای منتخب بوده است. ثانیاً، تأثیرپذیری سطح تورم از رژیم پولی هدف‌گذاری تورم «وابسته به حالت» شکنندگی بازار مالی است. در نتیجه تعامل این دو ویژگی، نوعی «خصوصیت آستانه‌ای» در تأثیرگذاری رژیم پولی

[1] Persistence

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

هدف‌گذاری تورم در سطح تورم را شاهد هستیم (یافته‌های مندرج در سطر ۱۲ جدول ۴ به‌وضوح مؤید این امر است). در این بستر کلی، می‌توان به تفسیر نتایج تجربی حاصل به‌طور ملموس‌تری پرداخت. به‌طور مشخص‌تر، در زمینهٔ شکنندگی مالی شاهد نوعی همراهی مثبت مابین سطح تورم و افزایش شکنندگی بازار مالی در کلیهٔ کشورهای موردمطالعه بوده‌ایم؛ به‌ویژه این همراهی مثبت برای کشورهای اتخاذکنندهٔ رژیم پولی هدف‌گذاری تورم بیشتر بوده است. این همراهی مثبت می‌تواند تلویحاً مبیّن این امر باشد که افزایش نسبت قیمت به عایدی، با ثابت درنظرگرفتن سایر متغیرهای درون مدل، در مجموع با کاهش محدودیت‌های اعتباری آحاد اقتصادی به‌واسطهٔ افزایش ارزش وثائق آن‌ها سبب دامن‌زدن به فرایندهای انبساطی اقتصادهای مورد بررسی گردیده است (و برعکس). ازآنجاکه در رژیم پولی هدف‌گذاری تورم ابزار سیاستی عمدهٔ سیاست‌گذار ایجاد تغییرات در نرخ بهره (واقعی) است، تلاش سیاست‌گذار برای کنترل نیروهای انبساطی فعال در اقتصاد از طریق اعمال سیاست «حرکت برخلاف جهت باد»[1] با افزایش نرخ بهره (واقعی) است، هرچند که جزء بنیانی قیمت دارایی‌ها را امکاناً تقلیل داده است (از کانال کاهش در تقاضای کل). اما از سوی دیگر، بر رشد انتظاری جزء غیربنیانی (حباب عقلایی) در آن‌ها دامن زده است؛ به‌طوری‌که نهایتاً رشد سطح عمومی قیمت‌ها را در پی داشته است.

در رابطه با ریسک‌های ادواری شکنندگی بازار مالی، بایستی گفت بالاتربودن شکنندگی بازار مالی از روند انتظاری بازار، کاهش در رشد سطح عمومی قیمت‌ها را در پی داشته است. این امر می‌تواند به‌واسطهٔ انتظار شکل‌گیری فرایندهای انقباضی، در نتیجهٔ افزایش احتمال اقدامات تثبیتی سیاست‌گذاران صورت پذیرد. علاوه براین، افزایش احتمال بروز رخدادهای برون‌زای دامن‌زننده به فرایندهای تصحیحی بازار می‌تواند دلیل دیگری در بالاتربودن شکنندگی بازار مالی از روند انتظاری بازار باشد. بدین صورت که فرایند های تصحیحی بازار، می‌تواند منجر به پیشگیری در اقدامات حاد کاهندهٔ درجهٔ اهرم‌سازی آحاد اقتصادی و تبعات برون‌زایی‌های خودافزای آن برای فرایندهای کلان اقتصادی گردد. بنظر می‌آید که چنین فرایندهایی در کشورهای اتخاذکنندهٔ رژیم پولی هدف‌گذاری تورم به‌طور قابل توجهی تشدید شده است. به‌عبارت دیگر، در این رژیم پولی گرایش بازگشت‌کننده به روند انتظاری پویایی‌های تورم به‌واسطهٔ ویژگی‌های آن به‌لحاظ درک روشن‌تر بازار از قاعدهٔ راهنمای عمل سیاست‌گذار پولی و عمدتاً تمرکز سیاست‌گذار بر ابزار نرخ بهره، قوی‌تر و نیرومندتر از سایر رژیم‌های پولی بوده است. زیرا می‌توان انتظار داشت که از یکسو نرخ بهره ارتباط تنگاتنگ‌تری

[1] Leaning Against the Wind Policy

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

با اجزای بنیانی و غیربنیانی قیمت‌های دارایی‌ها داشته باشد و از سوی‌دیگر تحولات آن در بازارهای مالی به‌وضوح قابل‌رهگیری و کمتر نویزی باشد. عکس چنین فرایند و زنجیرهٔ استدلالی را برای هنگامی‌که شکنندگی بازار مالی پایین‌تر از روند موردانتظار بازار بوده است، شاهد بوده‌ایم. به همین ترتیب، همراهی منفی توسعهٔ مالی با تورم در اقتصادهای موردمطالعه می‌تواند حاکی از آن باشد که افزایش توسعهٔ مالی نقشی کمک‌کننده در زمینهٔ اجرای الزامات معطوف به اجرای مؤثر سیاست‌های پولی صرف‌نظر از رژیم پولی حاکم بر آن‌ها داشته است.

۶ نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تأثیر هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم در ۲۵ کشور درحال توسعه در بازه زمانی ۱۹۹۸ـ۲۰۱۷ پرداخته است. به‌منظور تحلیل جامع‌تر این رابطه، و به‌دلیل تنوع بالای کشورهای موردمطالعه و در نتیجه تنوع بالای کشورهای مذکور از منظر شاخص‌های توسعه‌یافتگی و شکنندگی مالی، تأثیر اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم در نرخ تورم ـ باوجود این دو شاخص ـ مورد برآورد مجدد قرار گرفت. در این راستا، از نسبت ارزش بازار سرمایه به درآمد به‌عنوان جایگزینی برای شاخص شکنندگی بازار مالی استفاده شد. همچنین، به‌منظور تحلیل نوسانات شکنندگی بازار مالی و اثرات نامتقارن حاصل از این نوسانات در نرخ تورم، اقدام به روندزدایی متغیر شکنندگی مالی کردیم. از سوی دیگر، مطابق با رویکرد صندوق بین‌المللی پول در استخراج شاخص توسعهٔ مالی به کمک تحلیل مؤلفهٔ اساسی کلاسیک، در این پژوهش نیز برای نخستین‌بار شاخص توسعهٔ مالی به کمک تحلیل مؤلفهٔ اساسی پویا استخراج گردید.

در ادامه، الگوی نهایی به‌همراه شاخص‌های توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی در قالب الگوی رگرسیونی به کمک تخمین‌زنندهٔ گشتاوری تعمیم‌یافتهٔ تکرارشوندهٔ مورد برآورد قرار گرفت. براین‌اساس، همسو با یافته‌های بریتو و بایستد (۲۰۱۰)، طبری و شرکا (۱۳۸۹)، اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳)، و راجان و اویانگ (۲۰۱۹)، در این پژوهش نیز استنتاج گردید که اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم منجر به کاهش نرخ تورم می‌شود. همچنین، هم‌سو با ادبیات موجود مبنی بر اینکه تورم ادوار گذشته خود به‌عنوان نیرویی در جهت افزایش تورم در ادوار بعدی عمل می‌کند، این نتیجه‌گیری نیز توسط خروجی‌های این مطالعه مورد آزمون قرار گرفت و در نهایت تأیید شد.

همچنین، اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم توسط سیاست‌گذار پولی، به‌طور مستقل از سایر متغیرهای توضیحی تصریحی درون مدل، منجر به کاهش نرخ تورم گردید. به‌علاوه،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

شکنندگی بازار مالی به‌طور معناداری به‌لحاظ آماری به تورم دامن می‌زد. این اثر در کشورهای اتخاذکنندهٔ رژیم پولی هدف‌گذاری تورم به‌طور قابل‌توجهی تشدید شد. همچنین، ریسک‌های ادواری شکنندگی بازار مالی نیز عاملی مهم و معنادار برای تحولات تورم محسوب می‌شوند. به‌طور دقیق‌تر، این نتایج حاکی از آن است که هرگاه شکنندگی بازار مالی از روند موردانتظار بازار فراتر می‌رود، نرخ تورم رو به کاهش گذاشته است و برعکس، هرگاه نازل‌تر از روند موردانتظار بازار بوده است، تأثیری فزاینده در تورم داشته است. در این زمینه، شاهد نوعی عدم تقارن در میزان این تأثیرات در این دو حالت بوده‌ایم. نکتهٔ جالب توجه تشدید این آثار به‌لحاظ قدر مطلق در رژیم پولی هدف‌گذاری تورم در مقایسه با سایر رژیم‌های پولی حاکم بر کشورهای موردمطالعه بود. در ارتباط با توسعهٔ مالی نیز این نتایج حاکی از اثرات تقلیل‌دهندهٔ آن در سطح تورم صرف‌نظر از رژیم پولی اتخاذشده توسط کشورهای موردمطالعه بود.

فهرست منابع

جهانگرد، ا. و علی عسگری، س. (۱۳۹۰). بررسی اثر توسعهٔ مالی بر کارایی سیاست پولی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۴۷ـ۱۶۹، ۱(۴).

اصغرپور، ح.، برقی اسکویی، م. م.، سلمانی، ب.، جلیلی مرند، ع. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر هدف‌گذاری تورم بر نرخ تورم در کشورهای غیرصنعتی. *روند (روند پژوهش‌های اقتصادی)*. ۵۵ـ۸۶، ۲۱(۶۸).

رجبی، م.، جعفری طادی، م. (۱۳۹۶). تحلیل تأثیر توسعهٔ مالی و شکنندگی مالی بر رشد اقتصادی (مطالعهٔ موردی کشورهای منتخب شرق و غرب آسیا). *اقتصاد مالی*، ۵۳ـ۶۶، ۱۱(۴۰).

منفرد، س. م.، محمدی، ت.، خضری، م و پریور، ا. (۱۴۰۰). نقش توسعهٔ مالی در کارایی سیاست پولی ایران در تعیین تولید و تورم. *فصلنامهٔ علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱۳ـ۱۳۸، ۱۵(۵۵)، برگرفته از: https://doi.org/10.30495/eco.2022.1943459.2585

خلیلی عراقی، م.، برخورداری دورباش، س.، و گلوانی، ا. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر توسعهٔ مالی بر کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی. *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۱۵ـ۲۸، ۱۰(۳۹).

یداله‌زاده طبری، ن.ع. و برادران شرکا، ح. (۱۳۹۰). اثر هدف‌گذاری تورم بر عملکرد اقتصاد کلان؛ تورم و رشد تولید. *تحقیقات اقتصادی*، ۲۴۳ـ۲۷۲، ۴۶(۹۵).

Agénor, P.-R., & Da Silva, L. P. (2013). Inflation targeting and financial stability: A perspective from the developing world. Inter-American Development Bank and CEMLA, Washington DC.

Alpanda, S., & Honig, A. (2014). The impact of central bank independence on the performance of inflation targeting regimes. *Journal of International Money and Finance*, 44, 118–135.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

Andrianova, S., & Demetriades, P. O. (2018). Financial development and financial fragility: Two sides of the same coin? *Comparative Economic Studies*, 60(1), 54–68.

Anundsen, A. K., Gerdrup, K., Hansen, F., & Kragh-Sorensen, K. (2014). The Role of Credit, House Prices, non-core liabilities and exuberance measures for predicting financial crises. *Norges Bank*.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.

Aspachs, O., Goodhart, C. A. E., Tsomocos, D. P., & Zicchino, L. (2007). Towards a measure of financial fragility. *Annals of Finance*, 3, 37–74.

Ball, L., & Sheridan, N. (2005). Does inflation targeting matter? *The Inflation Targeting Debate*, 249–276.

Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data. *John Wiley & Sons*.

Batini, N., & Laxton, D. (2007). Under what conditions can inflation targeting be adopted? The experience of emerging markets. *Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies*, 11.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48.

Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (1999). Inflation targeting. Princenton University Press.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.

Borio, C. E. V, & Lowe, P. W. (2002). Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus.

Brito, R. D., & Bystedt, B. (2010). Inflation targeting in emerging economies: Panel evidence. *Journal of Development Economics*, 91(2), 198–210.

Chletsos, M., & Sintos, A. (2021). The effect of financial fragility on employment. *Economic Modelling*, 94, 104–120.

Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, 44(2), 435–465.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

Foot, M. (2003). Protecting Financial Stability–How good are we at it? *Speech given at the University of Birmingham*, June 6. Retrived from: Http://Www. Fsa. Gov. Uk/Pages/Library/Communication/Speeches/2003/Sp133. Shtml.

Galí, J. (2014). Monetary policy and rational asset price bubbles. A*merican Economic Review*, 104(3), 721–752.

Hansen, B. E., & Lee, S. (2021). Inference for iterated GMM under misspecification. *Econometrica*, 89(3), 1419–1447.

Hansen, L. P., Heaton, J., & Yaron, A. (1996). Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. *Journal of Business & Economic Statistics,* 14(3), 262–280.

Jain, P. C., & Rosett, J. G. (2006). Macroeconomic variables and the E/P ratio: Is inflation really positively associated with the E/P ratio? *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 27(1), 5–26.

Jolliffe, I. T., & Cadima, J. (2016). Principal component analysis: A review and recent developments. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 374(2065), 20150202.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *American Economic Review*, 89(3), 473–500.

Ku, W., Storer, R. H., & Georgakis, C. (1995). Disturbance detection and isolation by dynamic principal component analysis. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems,* 30(1), 179–196.

Miller, S. M., Fang, W., & Eren, O. (2012). Inflation targeting: Does it improve economic performance. *University of Nevada*.

Mishkin, F. S. (1999). Global financial instability: Framework, events, issues. *Journal of Economic Perspectives*, 13(4), 3–20.

Mishkin, F. S. (2004). Can inflation targeting work in emerging market countries? *National Bureau of Economic Research Cambridge*, Mass., USA.

Modigliani, F., & Cohn, R. A. (1979). Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analysts Journal*, 35(2), 24–44.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

Ouyang, A. Y., & Rajan, R. S. (2019). The impact of financial development on the effectiveness of inflation targeting in developing economies. *Japan and the World Economy*, 50, 25–35.

Svensson, L. E. O. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 41(6), 1111–1146.

Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. *International Monetary Fund*.

Tymoigne, E. (2012). *Handbook of Critical Issues in Finance*. Edward Elgar Publishing. https://doi.org/10.4337/9781849805957.00020

Woodford, M. (2012). Inflation targeting and financial stability. *National Bureau of Economic Research*.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

پیوست‌ها

جدول ۱

اطلاعات زمانی و مکانی داده‌های موردمطالعه

نام کشورها	بازه زمانی
ایران – اندونزی – اسرائیل – آرژانتین ـ افریقای جنوبی – برزیل – پاکستان – پرو – ترکیه ـ جمهوری چک – چین – روسیه – رومانی – سریلانکا – سنگاپور – شیلی – فیلیپین – کرهٔ جنوبی – لهستان – مالزی – مجارستان – مکزیک – موریتانی – هند – هنگ‌کنگ	۱۹۹۸ـ۲۰۱۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

جدول ۲

اجزای شاخص توسعهٔ مالی مدنظر صندوق بین‌المللی پول

	نهادهای مالی	بازارهای مالی
عمق	اعتبار بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی	سرمایه‌گذاری بازار سهام به تولید ناخالص داخلی
	دارایی صندوق بازنشستگی به تولید ناخالص داخلی	سهام معامله‌شده به تولید ناخالص داخلی
	دارایی صندوق‌های متقابل به تولید ناخالص داخلی	اوراق بدهی بین‌المللی دولت به تولید ناخالص ملی
	حق بیمه، زندگی، و عدم زندگی در تولید ناخالص داخلی	مجموع اوراق بدهی شرکت‌های مالی به تولید ناخالص ملی
	–	مجموع اوراق بدهی شرکت‌های غیرمالی به تولید ناخالص داخلی
دسترسی	شعبه‌های بانکی به‌ازای هر ۱۰۰،۰۰۰ بزرگسال	درصد سرمایه‌گذاری بازار خارجی ۱۰ شرکت بزرگ
	دستگاه‌های خودپرداز در هر ۱۰۰،۰۰۰ بزرگسال	تعداد کل انتشار اوراق بدهی (داخلی و خارجی، مالی، و غیرمالی)[1]
بهره‌وری	حاشیهٔ سود خالص	نسبت گردش مالی بازار سهام (سهام موردمعامله به سرمایه‌گذاری)
	گسترش وام‌ـ سپرده	–
	درآمد بدون بهره به کل درآمد	–
	هزینه‌های سربار به کل دارایی‌ها	–
	بازگشت دارایی	–
	بازده حقوق صاحبان سهام	–

مأخذ: صندوق بین‌المللی پول

[1] Total Number of Issuers of Debt (Domestic and External, Nonfinancial and Financial Corporations)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]

جدول ۳

آماره‌های توصیفی متغیرها

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
INFLATION	۲۵۰	۰/۰۶۷	۰/۰۹	ـ۰/۰۲۸۲	۰/۷۴۷
IT	۲۵۰	۰/۴۸۴	۰/۴۹۵	۰	۱
PE	۲۵۰	۱۸/۶۲	۶۰/۷۷	۳/۷۵	۸۴۸/۰۳
PE*	۲۵۰	۱/۳۸	۴۴/۷۷	ـ۲۶۲/۲۵	۵۲۸/۵۵
FD	۲۵۰	۰/۳۵۷	۰/۲۷۹	۰/۰۳۹	۱/۰۴۲
PEIT	۲۵۰	۶/۹۹	۱۱/۳۵	۰	۱۴۵/۶۴
PE* IT	۲۵۰	۰/۲۷۰	۱۰/۰۸	ـ۳۲/۸۸	۹۷/۲۹
FDIT	۲۵۰	۰/۱۸۹	۰/۲۵۷	۰	۰/۸۷۱
D×PE*	۲۵۰	۶/۰۲	۳۶/۲۴	۰	۵۲۸/۵۵

متغیر *PE مقادیر روندزدایی‌شدهٔ متغیر اولیهٔ PE را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴

بررسی مانایی متغیرها

نام متغیر	ADF-Fisher	LLC
	آمارهٔ χ^2 (سطح احتمال)	آمارهٔ t (سطح احتمال)
شاخص عمق نهادهای مالی	۹/۳۵ (۰/۰۰)	ـ۲/۷۵ (۰/۰۰۲)
شاخص کارایی نهادهای مالی	۹/۰۳ (۰/۰۰)	ـ۶/۱۲ (۰/۰۰)
شاخص دسترسی نهادهای مالی	۴/۳۵ (۰/۰۰)	ـ۱/۸۶ (۰/۰۳)
شاخص عمق بازارهای مالی	۵/۰۶ (۰/۰۰)	ـ۳/۰۷ (۰/۰۰)
شاخص کارایی بازارهای مالی	۱۶/۹۳ (۰/۰۰)	ـ۴/۱۷ (۰/۰۰)
شاخص دسترسی بازارهای مالی	۷/۵۴ (۰/۰۰)	ـ۳/۴۹ (۰/۰۰)
شاخص توسعهٔ مالی (FD)	۴/۸ (۰/۰۰)	ـ۷/۴۳ (۰/۰۰)
نرخ تورم (INF)	۸/۶۲ (۰/۰۰)	۲۸/۷۲ (۰/۰۰)
شاخص شکنندگی مالی (PE)	ـ۲۰/۱۳ (۰/۰۰)	۵/۱۴ (۰/۰۰)
شاخص شکنندگی مالی (*PE)	۹/۳۶ (۰/۰۰)	ـ۸/۰۱ (۰/۰۰)
PEIT	ـ۵/۶۴ (۰/۰۰)	۷/۹۴ (۰/۰۰)
PE* IT	۲/۵۲ (۰/۰۰)	ـ۹/۸۸ (۰/۰۰)
FDIT	۲۱/۰۲ (۰/۰۰)	ـ۳/۳ (۰/۰۰)
DPE*	۱۰/۸۶ (۰/۰۰)	ـ۱۱/۰۷ (۰/۰۰)

متغیر *PE مقادیر روندزدایی‌شدهٔ متغیر اولیهٔ PE را نشان می‌دهد.

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره‌ها را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.54.5.0]