سال یازدهم، شماره ۴۲، تابستان ۱۴۰۲، صفحات ۵۳–۷

اثر شوک‌های حجم نقدینگی و محیط‌های تورمی بر بقای نظام‌های ارزی کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی

حسین امینی
دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، واحد ابهر، دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران
h81amini@yahoo.com
فرزانه خلیلی
استادیار گروه اقتصاد واحد ابهر، دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران
farzaneh.khalili2001@gmail.com
مجید افشاری راد
دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
m.feshari@khu.ac.ir
عبدالرحیم هاشمی دیزج
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران
a.hashemi@uma.ac.ir

هدف اصلی این پژوهش برآورد شوک‌های حجم نقدینگی و تأثیر آن به همراه سایر متغیرهای تأثیرگذار بر بقای نظام‌های ارزی در ۹ کشور با نظام پولی لنگر ارزی و ۲۰ کشور با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی طی سال‌های ۲۰۲۰–۱۹۹۹ است. برای نیل به این هدف ابتدا به روش پسماند، شوک‌های حجم نقدینگی برآورد و در ادامه به روش چرخشی مارکوف محیط‌های تورمی آرام و شدید در نرم‌افزار آکس–متریکس نسخه ۷ تخمین زده شد. درنهایت به روش شبه پارامتریک با توزیع ویبول بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی توسط نرم‌افزار استاتا نسخه ۱۷ مورد تخمین قرار گرفت. نتایج برآورد الگوی نهایی نشان داد که شوک‌های مثبت و منفی به ترتیب تأثیر منفی و مثبت و معنی‌دار بر ماندگاری یا بقای نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورها داشته و متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، درجه باز بودن اقتصاد و هزینه نهایی تولید به ترتیب تأثیرهای مثبت، مثبت و منفی بر بقای نظام‌های ارزی در گروه کشورهای مورد بررسی داشته‌اند. متغیر محیط‌های تورمی تأثیر منفی و معنی‌دار بر بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورها داشته اما تأثیر متغیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز بر بقای نظام لنگرگاه ارزی معنی‌دار نبوده و دلیل عدم معنی‌داری هم به ترتیبات ارزی اتخاذشده نظام ارزی تثبیت‌شده با دامنه نوسان ۲ درصد و محدود بوده که امکان تشدید بی‌ثباتی را کاهش می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: C23,E12,F41, E52

واژگان کلیدی: احتمال بقای نظام‌های ارزی، شوک‌های حجم نقدینگی، محیط‌های تورمی، نظام پولی لنگر ارزی، نظام پولی هدف‌گذاری تورمی.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۱۷

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

۱. مقدمه

اتخاذ سیاست پولی مناسب و ثبات آن یکی از مباحث مهم در ادبیات اقتصادی مربوط به کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته است. اتخاذ نظام پولی مناسب و حفظ آن به منظور کسب اعتبار سیاست‌گذاری[1] از اهمیت ویژه برخوردار است، زیرا انواع سیاست‌های پولی و مالی در بستر ثبات یک نظام پولی مناسب می‌تواند تأثیرگذاری بیشتر و بهتری داشته باشد. در خصوص مزیت‌ها و معایب انواع نظام‌های پولی و ترتیبات ارزی مربوط به آن‌ها بحث‌های بسیاری وجود دارد و لذا دلالت‌های اقتصادی این نظام‌های پولی نشأت گرفته از ترتیبات ارزی مشخص، بحث اصلی ادبیات موضوعی ماندگاری نظام‌های پولی را تشکیل می‌دهد (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۲). در خصوص اهمیت مطالعه گذر نرخ ارز و ارتباط آن با نظام‌های پولی کشورها، می‌توان بیان کرد که در صورت استفاده از شاخص قیمت‌های تولیدکننده به جای قیمت کالاهای مصرفی و همچنین انعطاف‌پذیری نرخ ارز، انتظار می‌رود گذر نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی به صورت آهسته اتفاق افتاده و شناور بودن نرخ ارز نقش تعیین‌کننده‌ای در اتخاذ سیاست‌های پولی بهینه[2] توسط کشورها داشته باشد. علاوه بر این، در صورتی که قیمت‌گذاری کشورها بر مبنای قیمت کالاهای مصرفی بوده و سیاست‌های ارزی بر مبنای نرخ ارز تثبیت شده باشد، در آن صورت گذر نرخ ارز بر قیمت کالاها و خدمات مصرفی نسبتاً بالا است (دورکس و یتمن[3]، ۲۰۲۰).

با توجه به فرضیه تیلور۴ (۲۰۰۰) پیرامون ارتباط بین گذر نرخ ارز و نظام‌های پولی، انتظار بر این است که گذر نرخ ارز در کشورهای درحال‌توسعه به دلیل قرار گرفتن در محیط تورمی نسبتاً بالا در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته بیشتر باشد. ازاین‌رو با در نظر گرفتن دلالت‌های اقتصادی هریک از سیاست‌های ارزی ثابت و شناور در مورد کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، اهمیت

1. Policy Credibility
2. Optimal Monetary Policy
3. Devereux & Yetmen
4. Taylor

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

انجام این مطالعه این است که با ملاحظه نظام‌های پولی مبتنی بر لنگر ارزی[1] و هدف‌گذاری تورمی[2] به بررسی رابطه بین ماندگاری نظام‌های ارزی با شوک‌های حجم نقدینگی و محیط‌های تورمی در دو گروه از کشورهای مذکور طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۹ می‌پردازد. در کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی[3] که مقامات پولی و بانک مرکزی با خرید و فروش ارز سعی در تثبیت نرخ ارز در یک میزان و یا محدوده معین دارند، نرخ ارز به عنوان لنگر و یا هدف میانی برای سیاست‌گذاران پولی در نظر گرفته می‌شود. در این نوع نظام پولی یک نرخ ارز مشخص یا یک محدوده‌ای از نرخ ارز به عنوان نرخ ارز هدف و به عنوان لنگر اسمی یا یک هدف میانی از سیاست پولی معرفی می‌شود و مقامات پولی، ارز خارجی را به منظور دستیابی به نرخ ارز هدف یا محدوده نرخ ارز هدف، خرید و فروش می‌کنند لذا؛ دخالت مستقیم در بازار نرخ ارز دارند. نظام پولی لنگر ارزی در طبقه‌بندی صندوق بین‌المللی پول عمدتاً با ترتیبات ارزی انواع میخکوب، کمیته ارزی و سایر ترتیبات مدیریت‌شده در ارتباط است. در مقابل کشورهایی که نظام پولی هدف‌گذاری تورمی[4] داشته‌اند، با قرار دادن نرخ تورم به عنوان لنگر اسمی یا هدف سیاستی میان‌مدت و به وسیله ابزارهای اقتصادی، سعی در کنترل تورم کشور خود داشته‌اند. از سوی دیگر مطالعه منابع مربوط به گذر نرخ ارز در کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که کنترل تورم در کنار ثبات سیاست پولی در کاهش درجه گذر نرخ ارز برای این کشورها تأثیر قابل توجه داشته است. از سوی دیگر در این کشورها مقامات پولی طبق اعلانات عمومی مقادیر عددی مشخصی را برای تورم به عنوان نرخ هدف معرفی کرده و در جهت رسیدن به این نرخ هدف در میان‌مدت برای

1. Exchange Rate Anchor
2. Inflation Targeting

۳. بر اساس تقسیم‌بندی صندوق بین‌المللی پول از نظام پولی و ترتیبات ارزی کشورهای فیجی، کویت، مراکش، بوتسوانا، لیبی، سنگاپور، ویتنام، سوریه و ایران در گروه کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی قرار می‌گیرند.

٤. بر همین اساس کشورهای اندونزی، صربستان، آلبانی، ارمنستان، برزیل، مجارستان، ایسلند، کلمبیا، جمهوری چک، گرجستان، ترکیه، ژاپن، کره جنوبی، آفریقای جنوبی، نیوزلند، پرو، فیلیپین، رومانی، تایلند و استرالیا در گروه کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی قرار می‌گیرند

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

خود تعهدات نهادی ایجاد می‌کنند. درواقع مقامات پولی تعهد می‌دهند که در یک افق زمانی میان‌مدت به نرخ هدف دست پیدا کرده و آن را حفظ کنند. این نظام پولی اغلب با انواع ترتیبات ارزی شناور همراه است. سایر ویژگی‌های کلیدی که این نظام پولی را از سایر نظام‌های پولی متمایز می‌کند، عبارت است از افزایش ارتباط با جامعه و بازار از طرف مقام پولی در رابطه با برنامه‌ها و مشاهدات سیاست‌گذار پولی و افزایش پاسخ‌گویی بانک مرکزی به منظور دستیابی به اهداف تورمی. توجه شود که تصمیماتی که سیاست‌گذار برای سیاست‌های پولی اتخاذ می‌کند توسط انحراف بین نرخ تورم هدف اعلام‌شده و پیش‌بینی نرخ تورم در آینده، هدایت می‌شود. این نرخ تورم پیش‌بینی‌شده می‌تواند به صورت ضمنی یا صریح اعلام شود. ترتیبات ارزی که این نظام پولی با آن‌ها ارتباط دارد عمدتاً، انواع ترتیبات ارزی شناور هستند (گزارش ترتیبات ارزی و محدودیت‌های ارزی صندوق بین‌المللی پول[1]، ۲۰۲۲).

در این پژوهش طی سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۲۰ هرکدام از کشورها که تعداد سال‌های بیشتری (۱۰ سال و بیشتر) در یک نظام پولی مشخص قرار داشته باشند، در آن نظام پولی طبقه‌بندی می‌شوند. به عنوان مثال ایران، به‌جز سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۶ که طبق گزارش صندوق بین‌المللی پول دارای نظام پولی هدف‌گذاری تورمی بوده، سایر سال‌ها نظام پولی لنگر ارزی داشته است لذا، در گروه کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی دسته‌بندی می‌شود. فرضیه‌های مورد بررسی در این پژوهش به صورت زیر است:

- شوک مثبت حجم نقدینگی تأثیر مثبت بر احتمال بقای نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی دارد.
- شوک منفی حجم نقدینگی تأثیر منفی بر احتمال بقای نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی دارد.

1. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions of IMF

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

- محیط تورمی شدید تأثیر منفی بر احتمال بقای نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی دارد.

برای آزمون فرضیه‌های فوق، در ادامه مقاله به صورت زیر سازمان‌دهی شده است:

در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته شده و در قسمت سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم بیانگر برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی بوده و درنهایت بخش پایانی مطالعه به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص می‌یابد.

۲. مبانی نظری تحقیق

در این بخش ابتدا ویژگی‌های دو نظام پولی هدف‌گذاری تورمی و لنگر ارزی تبیین شده و در ادامه ارتباط سیاست‌های پولی و محیط‌های تورمی با نرخ ارز در قالب ادبیات عبور نرخ ارز پرداخته می‌شود.

نظام پولی هدف‌گذاری تورمی

کشورهایی که در این دسته از نظام‌های پولی قرار می‌گیرند، کشورهایی هستند که در آن‌ها مقامات پولی طبق اعلانات عمومی مقادیر عددی مشخصی را برای تورم به عنوان نرخ هدف معرفی کرده و در جهت رسیدن به این نرخ هدف در میان‌مدت برای خود تعهدات نهادی ایجاد می‌کنند. درواقع مقامات پولی تعهد می‌دهند که در یک افق زمانی میان‌مدت به نرخ هدف دست پیدا کرده و آن را حفظ کنند. این نظام پولی اغلب با انواع ترتیبات ارزی شناور همراه است. سایر ویژگی‌های کلیدی که این نظام پولی را از سایر نظام‌های پولی متمایز می‌کند، عبارت است از افزایش ارتباط با جامعه و بازار از طرف مقام پولی در رابطه با برنامه‌ها و مشاهدات سیاست‌گذار پولی و افزایش پاسخ‌گویی بانک مرکزی به منظور دستیابی به اهداف تورمی. توجه شود که تصمیماتی که سیاست‌گذار برای سیاست‌های پولی اتخاذ می‌کند توسط انحراف بین نرخ تورم هدف اعلام‌شده و پیش‌بینی نرخ تورم در آینده، هدایت می‌شود. این نرخ تورم پیش‌بینی‌شده

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

می‌تواند به صورت ضمنی یا صریح اعلام شود. ترتیبات ارزی که این نظام پولی با آن‌ها ارتباط دارد عمدتاً، انواع ترتیبات ارزی شناور شامل شناور آزاد یا مستقل و شناور مدیریت‌شده هستند.

نظام پولی لنگر ارزی

در این نوع نظام پولی یک نرخ ارز مشخص یا یک محدوده‌ای از نرخ ارز به عنوان نرخ ارز هدف و به عنوان لنگر اسمی یا یک هدف میانی از سیاست پولی معرفی می‌شود و مقام‌های پولی، ارز خارجی را به منظور دستیابی به نرخ ارز هدف یا محدوده نرخ ارز هدف، خرید و فروش می‌کنند لذا؛ دخالت مستقیم در بازار نرخ ارز دارند. نظام پولی لنگر ارزی در دسته‌بندی صندوق بین‌المللی پول عمدتاً با ترتیبات ارزی انواع میخکوب، کمیته ارزی و سایر ترتیبات مدیریت‌شده در ارتباط است (گزارش ترتیبات ارزی و محدودیت‌های ارزی صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۲).

ارتباط بین سیاست‌های پولی و نظام‌های ارزی و ماندگاری آن می‌تواند از سه کانال یا مجرا صورت گیرد. در کانال اول در صورتی که بانک مرکزی و مقام‌های پولی سیاست پولی انبساطی و یا انقباضی اتخاذ نمایند و نظام ارزی کشورها شناور مستقل یا آزاد باشد، انتظار بر این است با کاهش (افزایش) نرخ بهره و خروج سرمایه (ورود سرمایه)، تقاضای ارز افزایش (کاهش) یا ارزش پول داخلی کاهش (افزایش) یافته و به تبع آن نرخ ارز افزایش (کاهش) یابد. لذا با افزایش (کاهش) نرخ ارز، منحنی تعادل بازار کالاها و خدمات به سمت بالا و راست (پایین و چپ) منتقل شده و در نتیجه آن ظرفیت تولید و درآمد ملی افزایش (کاهش) یابد. اما اگر نظام ارزی تثبیت شده به یک یا چند واحد پول خارجی باشد، به دلیل مداخله بانک مرکزی و مقام‌های پولی تولید و درآمد ملی افزایش (کاهش) نیافته و در نتیجه در نظام ارزی تثبیت شده سیاست‌های پولی بر تولید و درآمد ملی اثرگذار نیست. در کانال دوم اجرای سیاست پولی از طریق تحت تأثیر قرار دادن قدرت رقابت‌پذیری کالاها و خدمات داخلی می‌تواند بر نرخ ارز و ارزش پول داخلی تأثیرگذار باشد. در صورت اجرای سیاست پولی انبساطی و افزایش حجم نقدینگی و عرضه پول و افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی، قدرت رقابت‌پذیری کالاهای داخلی کاهش یافته و در نتیجه آن ارزش پول داخلی کاهش و یا ارزش پول خارجی افزایش می‌یابد. در کانال سوم افزایش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

حجم نقدینگی به دلیل اجرای سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره و خروج سرمایه‌ها از بانک‌ها و مؤسسات و سرمایه‌گذاری آن در سایر بازارها همانند بازار ارز، تقاضا برای آن را افزایش داده و ارزش پول داخلی کاهش می‌یابد (تورل و ورهان[1]، ۲۰۲۲).

علاوه بر این، برای تبیین ارتباط بین شوک سیاست پولی و نرخ ارز در ادبیات عبور نرخ ارز از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$s_t = -\rho x_{t-1} + v_t \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، s، لگاریتم نرخ ارز (ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی)، x_{t-1}مقدار وقفه‌دار انحراف قیمت از مقدار تعادلی آن و v_t مبین شوک سیاست پولی است. علاوه بر این، مقدار متغیر x از رابطه زیر تبعیت می‌کند:

$$x_t = \emptyset_1 x_{t-1} + \emptyset_2 v_t \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، $\emptyset_1$و $\emptyset_2$ ضرایب مقدار وقفه‌دار x و شوک سیاست پولی بوده که مقدار این ضرایب نیز به پارامتر ρ بستگی دارد. در ادامه به منظور بیان ارتباط بین تغییرات نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌های داخلی، از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$p_t = \mu_1 p_{t-1} + \mu_2 \left(\frac{s_t + s_{t-1}}{2}\right) \qquad (۳)$$

در معادله فوق، p، بیانگر لگاریتم قیمت‌های داخلی، s، لگاریتم نرخ اسمی ارز و $\mu_1 = \phi_1 + \rho\phi_2$ و $\mu_2 = \phi_2$ است. در این معادله، پارامتر μ_1 بیانگر اثر استمرار قیمت‌ها در دوره گذشته بر سطح عمومی قیمت دوره جاری و μ_2 نشان‌دهنده اثر شوک‌های وارده به سیاست‌های پولی بر قیمت دوره t ام است. با افزایش شوک‌های وارده به سیاست‌های پولی در این معادله انتظار بر این است که سطح عمومی قیمت‌ها در سال جاری افزایش یابد. به عبارت دیگر اگر اثر شوک‌های وارده به سیاست پولی پایدار باشد، در آن صورت افزایش سطح عمومی قیمت-

1. Trrel & Orhan

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

های داخلی نسبت به شوک‌های سیاست پولی اجتناب‌ناپذیر خواهد بود (وینکرماسینگ و سیلواپول[1]، ۲۰۱۵).

متغیر محیط تورمی یکی از عوامل اثرگذار بر آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز است. این دیدگاه که اولین بار توسط تیلور (۲۰۰۰) در مورد اقتصاد آمریکا مطرح شد، در سال‌های بعد توسط اقتصاددانان دیگری در مورد سایر کشورهای توسعه‌یافته بررسی و تأیید گردید. به عنوان مثال چادوری و هاکورا (۲۰۰۶) با بررسی داده‌های کشورهای توسعه‌یافته در بازه زمانی ۱۹۷۹-۲۰۰۰ به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ای مثبت و قوی بین محیط تورمی و درجه گذر نرخ ارز وجود دارد و درواقع در میان متغیرهای کلان اقتصادی، تورم بیشترین توضیح‌دهندگی را برای درجه گذر نرخ ارز دارد. این ارتباط به این صورت است که هرچه نرخ ارز در کشورهایی که با تورم بالا مواجه هستند افزایش بیشتری داشته باشد، افزایش هزینه‌ها بیشتر و نتیجتاً افزایش قیمت‌ها نیز بیشتر خواهد بود. نتیجه اینکه هرچه کشورها از تورم بالاتری برخوردار باشند، آثار انتقالی نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها بالاتر بوده و ماندگاری نظام‌های ارزی پایین‌تر است و برعکس. بنابراین در صورتی که مقام‌های پولی هدف سیاستی خود را کنترل تورم قرار دهد، می‌تواند انحرافات تورمی را پیش‌بینی کرده و کشور را وارد محیط تورمی آرام کند و به دنبال آن از میزان انتقال تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی و وارداتی بکاهد (سوا[2]،۲۰۱۹).

سوا (۲۰۱۹) تحلیل دیگری نیز در مورد تأثیر محیط‌های تورمی بر عبور نرخ ارز ارائه می‌دهد و در آن بر نقش انتظارات تأکید دارد، به این صورت که اگر در کشوری نرخ تورم بالا باشد به علت افزایش انتظارات تورمی قیمت کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد. همچنین آبستفلد[3] (۲۰۰۲) و فلامینی[4] (۲۰۰۷) در بافته‌های نظری و تجربی خود بر نقش اتخاذ هدف سیاستی کنترل تورم، به معنی برگزیدن نظام پولی هدف‌گذاری تورمی و حفظ و ثبات آن تأکید داشته و نتیجه می‌گیرند

1. Wickremasinghe & Silvapulle
2. Sowah
3. Obstfeld
4.Flamini

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

که کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی، محیط تورمی آرام‌تری را تجربه کرده و نتیجتاً عبور نرخ ارز در آن‌ها پایین‌تر است. بنابراین ماندگاری نظام‌های ارزی پایین است.

علاوه بر محیط‌های تورمی و سیاست‌های پولی، متغیرهای هزینه نهایی تولید و بی‌ثباتی نرخ ارز نیز می‌تواند بر آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها و نیز ماندگاری نظام‌های ارزی تأثیرگذار باشد. بر اساس مطالعات ویکرماسینگ و سیلواپل[1] (۲۰۱۵) رابطه زیر به عنوان قیمت کالای وارداتی معرفی می‌شود:

$$p_t^m = E^* p_t^x \qquad (۴)$$

در تحقیقات آن‌ها با استناد به مدل‌های پایه که در آن‌ها درجه عبور نرخ ارز تابعی است از قیمت‌گذاری کالا در کشورهای طرف تجاری، رابطه (۴) با فرض اینکه قیمت‌گذاری کالاهای وارداتی تابعی از رفتار قیمت‌گذاری آن کالا در کشور صادرکننده باشد، معرفی می‌شود و در آن p_t^m معرف قیمت کالای وارداتی بر حسب پول داخلی، E معرف نرخ ارز اسمی و p_t^x معرف قیمت همان کالا در کشور صادرکننده بر حسب پول آن کشور هستند. قیمت کالا در کشور صادرکننده با رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$p_t^x = mkup_t^x \times mc \qquad (۵)$$

رابطه (۵) نشان می‌دهد که قیمت کالای تولیدشده در کشور صادرکننده، درصدی از هزینه نهایی تولید کالا در آن کشور است. در این رابطه $mkup_t^x$ حاشیه سود را نشان می‌دهد و mc معرف هزینه نهایی تولید است. اگر رابطه (۵) را در (۴) جاگذاری کرده و از آن لگاریتم گرفته شود، داریم:

$$p_t^m = e_t + mkup_t^x + mc_t^x \qquad (۶)$$

هزینه نهایی تولید در کشور صادرکننده (mc_t^x) تابعی فزاینده از سطح دستمزد و شرایط تقاضای کشور واردکننده در نظر گرفته شده و به صورت زیر معرفی می‌گردد:

1. Wickermasinghe & Silvapulle

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

$$mc_t^x = c_0 y_t + c_1 w_t^x \quad (۷)$$

که در آن w_t^x معرف دستمزد اسمی در کشور صادرکننده و y_t معرف شرایط تقاضای کشور واردکننده هستند. با جایگذاری رابطه (۷) در (۶) داریم:

$$p_t^m = e_t + mkup_t^x + c_0 y_t + c_1 w_t^x \quad (۸)$$

بنابراین معادله کلی متغیرهای مؤثر بر قیمت کالای وارداتی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$p_t^m = a + be_t + c_0 y_t + c_1 w_t^x \quad (۹)$$

معادله (۹) بیان می‌کند حاشیه سود صادرکنندگان به عنوان اختلاف بین قیمت فروش (در کشور واردکننده) و هزینه نهایی تولید (در کشور صادرکننده) بر ارتباط بین درجه گذر نرخ ارز و بی‌ثباتی نرخ ارز دلالت دارد. بنابراین می‌توان حاشیه سود را به عنوان تابعی از بی‌ثباتی نرخ ارز، با رابطه زیر بیان کرد:

$$mkup_t^x = \left(\frac{p^m}{c^x \times E}\right)^{\alpha} h^{\beta} \quad (۱۰)$$

در این رابطه p^m معرف قیمت کالا در کشور واردکننده، c^x معرف هزینه تولید در کشور صادرکننده، E معرف نرخ ارز و h معرف بی‌ثباتی نرخ ارز است. با توجه به در نظر گرفتن حاشیه سود به عنوان تابعی از متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز، معادله (۹) با ملحوظ کردن تأثیر متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$p_t^m = \alpha + \beta e_t + \gamma mc_t + \delta h_t \quad (۱۱)$$

بنابراین، آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی به عنوان شاخص درجه عبور نرخ ارز، به هزینه تولید کشور صادرکننده، نرخ ارز و بی‌ثباتی آن وابسته است. جونتیلا و کرهونن[1] (۲۰۱۲) در مطالعه خود با در نظر گرفتن شرایط رقابتی بین کشورهای شریک تجاری، بیان می‌کنند که اگر بی‌ثباتی نرخ ارز حالت کوتاه‌مدت داشته باشد آنگاه، کشورهای صادرکننده که به دنبال حفظ یا افزایش سهم بازاری خود هستند، از حاشیه سود خود می‌کاهند و اجازه نمی‌دهند

1 Junttila & korhonen

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

که سطح عمومی قیمت کالاهای وارداتی افزایش پیدا کند. ازاین‌رو متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز اثر معکوس خواهد داشت. در غیر این صورت، اگر کشورهای صادرکننده طرف تجاری، بی ثباتی نرخ ارز را دائمی فرض کنند آنگاه، انتظار داریم که هزینه‌های تولید افزایش یافته و نتیجتاً قیمت کالاهای وارداتی نیز افزایش یابد. پس در صورت دائمی فرض کردن بی‌ثباتی‌های نرخ ارز، اثر این متغیر بر درجه عبور نرخ ارز مثبت بوده و ماندگاری نظام‌های ارزی را تقلیل می‌دهد (محمدابراهیم، ۲۰۲۳).

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش به مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده در زمینه ارتباط بین نظام‌های پولی، محیط‌های تورمی و نرخ ارز در خارج و داخل کشور پرداخته شده است.

مطالعات خارجی

محمد ابراهیم[1] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به روش جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی رابطه بلندمدت بین نوسانات نرخ ارز و تورم در کشور نیجریه طی سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۵ پرداخته و به این نتیجه می‌رسد افزایش بی‌ثباتی و نوسانات نرخ ارز منجر به افزایش نرخ تورم و قرار گرفتن در محیط تورمی بالا شده است.

والوگو و همکاران[2] (۲۰۲۳) با استفاده از روش خودرگرسیونی آستانه‌ای[3] به بررسی اثر محیط‌های تورمی و تغییرات نرخ ارز بر تورم در کشور غنا طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۲ می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد نرخ ارز و محیط‌های تورمی در محیط تورمی و تغییرات نرخ ارز شدید تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ تورم در این کشور دارد.

1. Mohammed Ibrahim
2. Valogo et al
3. Threshold Auto-Regressive (TAR)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

بات و همکاران[1] (۲۰۲۲) به روش الگوی رگرسیون انتقال ملایم به بررسی گذر نرخ ارز در هند طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۳ پرداخته و نتیجه می‌گیرند که محیط‌های تورمی و بی‌ثباتی نرخ ارز بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارند.

تورل و اورهان[2] (۲۰۲۲) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[3] به بررسی ارتباط بین نرخ ارز و تورم در محیط‌های تورمی کشور ترکیه طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۵ پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که ارتباط مثبت و معنی‌دار بین تغییرات نرخ ارز و تورم در محیط‌های تورمی شدید برقرار است.

کرستی و همکاران[4] (۲۰۲۱) با استفاده از روش تعادل عمومی تصادفی پویا[5] به بررسی اثر انحراف نرخ ارز بر ماندگاری نظام ارزی در ایتالیا می‌پردازند. نتایج مطالعه بیانگر اثر منفی انحراف نرخ ارز و شوک‌های سیاست پولی بر تداوم نظام‌های ارزی است.

سیمونیان[6] (۲۰۲۰) با بهره‌گیری از روش غیرخطی خودگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[7] به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر استمرار نظام ارزی در ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۵ پرداخته و نتیجه می‌گیرند اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر استمرار و تداوم نظام ارزی در ترکیه هم‌زمان با اتخاذ نظام پولی هدف‌گذاری تورمی افزایش می‌یابد.

دورکس و یتمن[8] (۲۰۲۰) در قالب رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی رابطه بین نظام پولی و درجه عبور نرخ ارز در ۱۲۱ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۰ می‌پردازند. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز وابستگی زیادی به انتخاب نظام پولی کشورها داشته و تعدیل کند قیمت‌ها (چسبندگی قیمت‌ها) دلیل اصلی افزایش

1. Bhat et al
2. Trrel & Orhan
3. Threshold VAR
4. Corsetti et al
5. Dynamic Stochastic General Equilibrium
6. Simonyan
7. Non-Linear Auto-Regressive Distributed Lag
8. Devereux and Yetman

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

عبور نرخ ارز در کشورهای مورد مطالعه است. علاوه بر این، درجه عبور نرخ ارز در این گروه از کشورها عمدتاً توسط عوامل ساختاری نظیر شوک‌های وارده به سطح عمومی قیمت‌ها و درجه چسبندگی قیمت‌های داخلی تعیین‌شده و یک رابطه غیرخطی بین تغییرات نرخ ارز و تغییرات قیمت‌های داخلی برقرار است.

سوا[1] (۲۰۱۹) با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا به بررسی رابطه بین نظام‌های پولی و درجه عبور نرخ ارز در ۱۵ کشور جنوب صحرای آفریقا و ۱۲ کشور آمریکای لاتین طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۶ می‌پردازند. نتایج مطالعه بیانگر این است که در این گروه از کشورها رابطه مستقیم بین نظام‌های پولی و درجه عبور نرخ ارز برقرار است. به عبارت دیگر با اتخاذ سیاست ارزی نرخ ارز ثابت و اجرای سیاست‌های دلاری شدن توسط این کشورها، نرخ تورم کاهش یافته و به تبع آن درجه عبور نرخ ارز نیز کاهش یافته است. علاوه بر این، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که بی ثباتی نرخ حقیقی ارز، درجه باز بودن اقتصاد و اندازه اقتصاد دارای تأثیرگذاری متفاوتی بر تغییرات سطح عمومی قیمت کالاهای مصرفی در گروه کشورهای مورد بررسی است.

بافی و همکاران[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی هدف‌گذاری تورم و سیاست‌های ارزی در کشورهایی با سطح توسعه‌یافتگی پایین پرداخته و به این نتیجه رسیدند، مدیریت سخت نرخ ارز و الزام به نرخ ارز ثابت، به میزان قابل توجهی منجر به افزایش کارایی سیاست هدف‌گذاری تورم می‌شود.

آگوئری و همکاران[3] (۲۰۱۲) در مطالعه خود با بهره‌گیری از رهیافت هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی و روش حداقل مربعات پویا به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ۳۷ کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ می‌پردازند. نتایج تخمین مدل مبین این است که با قرار گرفتن در محیط تورمی آرام، درجه عبور

1. Sowah
2. Buffi et.al
3. Aguerre et al

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

نرخ ارز کاهش یافته و بی‌ثباتی نرخ ارز در هر دو گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت کالاهای وارداتی دارد.

کولیبالی و کمپ[1] (۲۰۱۰) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری در داده‌های تابلویی[2] به بررسی رابطه بین نظام پولی هدف‌گذاری تورم و عبور نرخ ارز در ۲۷ کشور درحال‌توسعه طی سال‌های ۱۹۸۹:۱-۲۰۰۹:۱ می‌پردازند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد هم‌زمان با اتخاذ نظام پولی هدف‌گذاری تورم و سیاست ارزی شناور مستقل در ۲۲ کشور مورد بررسی، درجه عبور نرخ ارز کاهش یافته و سهم توضیح دهندگی نوسانات نرخ ارز در نوسانات شاخص قیمت کالاهای مصرفی و وارداتی به تدریج کاهش یافته است.

کارا و همکاران[3] (۲۰۰۷) در مطالعه خود با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان[4] به بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز و سیاست پولی بر درجه عبور نرخ ارز در ترکیه طی سال‌های ۱۹۹۵:۱-۲۰۰۴:۱۲ می‌پردازند. نتایج تجربی مطالعه آنان بیانگر این است که هم‌زمان با اتخاذ سیاست پولی هدف‌گذاری تورم از سوی این کشور، درجه عبور نرخ ارز از ۰/۸۶ به ۰/۱۵ کاهش یافته و تغییرات نرخ ارز نیز دارای تأثیرگذاری مثبت بر شاخص بهای کالاهای وارداتی در این کشور است.

بلومبرگ و همکاران[5] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر متغیرهای سیاستی و اقتصادی بر ماندگاری نظام‌های ارزی تثبیت شده در ۱۲ کشور آمریکای لاتین طی سال‌های ۱۹۹۴-۲۰۰۳ پرداخته و نتیجه می‌گیرند که متغیرهای سیاسی و اقتصادی نقش مهم در ماندگاری طول دوره نظام نرخ ارز تثبیت‌شده در این گروه از کشورها دارند.

1. Coulibaly and Kempf
2. Panel Vector Auto Regressive (PVAR)
3. Kara et al
4. Time Varying Parameter (TVP)
5. Blomberg et al

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

تیلور[1] (۲۰۰۰) در مطالعه خود با استفاده از مدل قیمت‌گذاری چسبنده[2] و با در نظر گرفتن قدرت بازاری بنگاه‌ها به بررسی رابطه بین نرخ تورم، عبور نرخ ارز و قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های تولیدی آمریکا در سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۹۷ می‌پردازد. یافته‌های تجربی این مطالعه بیانگر این است که با موقتی بودن شوک‌های وارده به سطح عمومی قیمت‌ها، بنگاه‌های تولیدی تمایل کمتری به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها داشته و با کاهش حاشیه سود خود مانع تعدیل کامل قیمت‌ها نسبت به تغییرات نرخ ارز اسمی می‌شوند.

مطالعات داخلی

گودرزی فراهانی و عادلی (۱۴۰۱) به روش تخمین‌زننده گشتاور تعمیم‌یافته تأثیر سیاست پولی بر جهش نرخ ارز را طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۸ بررسی نموده و نتیجه می‌گیرند سیاست پولی به افزایش در جهش نرخ ارز و ایجاد انحراف در نرخ ارز منجر شده و این امر در نظام ارزی شناور بازه‌ای نسبت به نظام نرخ ارز ثابت شدیدتر بوده است. همچنین نتایج نشان داد که شکاف تولید تأثیر معنی‌داری بر کاهش انحراف نرخ ارز حقیقی داشته است. از سوی دیگر بر اساس ضریب برآورد شده، مشاهده شد که انحراف نرخ تورم منجر به افزایش انحراف نرخ ارز حقیقی می‌شود.

تحصیلی (۱۴۰۱) با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی عبور نرخ ارز در ایران را طی سال‌های ۱۳۹۷:۴ - ۱۳۶۹:۱ به صورت غیرخطی بررسی می‌نماید. نتایج مطالعه نشان دادند اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها به مقادیر تورم (محیط تورمی و آستانه آن) وابسته است؛ به طوری که اگر تورم فصلی بیشتر از ۵/۴۸ درصد باشد، شوک ارزی اثر کمتری بر تورم دارد. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که به دلیل نبود سیاست هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران، اثرگذاری شوک نرخ ارز بر تورم در مقادیر کمتر از سطح ۵/۴۸ درصد، کمتر است. بر این اساس، می‌توان بیان کرد سیاست پولی در تورم‌های کمتر از آستانه، آزادی عمل کمتری

1. Taylor
2. Staggered Pricing Model (SPM)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

دارد و ضروری است اهداف مربوط به کاهش تورم و سیاست‌های ارزی به صورت هم‌زمان مدنظر قرار گیرند.

حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰) آثار تکانه‌های پولی را بر متغیرهای کلان اقتصادی در محیط‌های تورمی آرام و ملایم و شدید طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۷ توسط الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنان بیانگر این است که فرضیه تیلور مبنی بر وجود رابطه مستقیم بین درجه عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات و محیط تورمی تأیید می‌شود. از سوی دیگر، بررسی توابع واکنش آنی متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به تکانه پولی نشان می‌دهد که نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی تحت سناریوی دوم (درجه عبور نرخ ارز در محیط تورمی بالا) در مقایسه با سناریوی اول (درجه عبور نرخ ارز در محیط تورمی پایین) بیشتر است.

قدرت‌آبادی و همکاران (۱۴۰۰) با بهره‌گیری از رهیافت هم‌انباشتگی حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده در داده‌های تابلویی، تأثیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز و رژیم‌های تورمی بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی را در ۵۷ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی طی سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۰ بررسی می‌نمایند. نتایج پژوهش بیانگر این است که بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز و محیط‌های تورمی شدید تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص بهای کالاهای مصرفی در این گروه از کشورها داشته است. علاوه بر این، هزینه نهایی تولید شرکای تجاری تأثیر مثبت و تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در بلندمدت دارند.

ملک‌حسینی و همکاران (۱۴۰۰) اثر نظام ارزی بر عبور نرخ ارز را به روش جورسازی امتیاز تمایل در ۱۱۸ کشور درحال‌توسعه با نظام‌های ارزی مختلف در سال ۲۰۱۹ بررسی نموده و به این نتیجه می‌رسند که عبور نرخ ارز نسبت به نوع نظام ارزی اتخاذشده واکنش نشان داده، به‌طوری‌که اتخاذ نظام ارزی شناور منجر به کاهش عبور نرخ ارز شده است.

مهدیلو و اصغرپور (۱۳۹۹) به وسیله الگوی چرخشی مارکوف در مدل خودرگرسیون برداری به بررسی نقش کانال نرخ ارز در مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست‌های پولی در سال‌های ۱۳۹۵-

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

۱۳۷۰ پرداخته و نتیجه می‌گیرند که افزایش پول از کانال نرخ ارز در رژیم صفر نقشی در انتقال پول به تولید نداشته است، درحالی‌که در رژیم یک، کانال نرخ ارز سهم قابل توجهی در انتقال پول بر تولید داشته است و تغییرات پول از طریق این کانال موجب کاهش تولید شده است. از طرفی سهم کانال نرخ ارز در انتقال پول به قیمت‌ها در رژیم صفر (رشد زیاد پول) نسبت به رژیم یک (رشد کم پول) بیشتر و ماندگارتر است. به عبارتی در رژیم صفر، افزایش پول موجب افزایش بیشتر نرخ ارز شده و افزایش نرخ ارز اثرات ماندگارتری بر سطح قیمت‌ها خواهد داشت.

یزدانی و محمدی (۱۳۹۸) با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر هدف‌گذاری تورمی بر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در کشورهای درحال‌توسعه و نوظهور طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۴ پرداخته و نتیجه می‌گیرند که سیاست هدف‌گذاری تورم می‌تواند در تورم ناشی از یکسان‌سازی نرخ ارز اثرگذار باشد و برای اجرای این سیاست، ضروری است. این در حالی است که نقش شرایط اقتصاد کلان و محیط اقتصادی، در اثرگذاری این سیاست تعیین‌کننده است.

محمودزاده و صادقی (۱۳۹۶) به توضیح مسئله‌ی انتخاب نظام ارزی بهینه در اقتصاد ایران پرداختند. این تحقیق به دنبال توضیح این مسئله است که با حرکت به سمت نظام ارزی شناور، سیاست‌های ارزی چگونه خواهد بود؟ آن‌ها بر اساس برآوردهای خود به این نتیجه دست یافتند، در گذار به سمت نظام ارزی شناور آزاد، مقامات پولی ایران باید از نظام ارزی میانی استفاده نمایند.

صارم و مهرآرا (۱۳۹۳) در پژوهشی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، به بررسی واکنش بانک مرکزی به نوسانات نرخ ارز در کشور ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که الگوی اول، در توضیح رفتار بانک مرکزی مناسب‌تر است؛ به عبارتی بانک مرکزی به نوسان‌های نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد و ضریب آن در قاعدهٔ پولی برابر ۰/۱۲- است. یعنی بانک مرکزی هنگام مواجهه با شوک ارزی، سیاست انقباضی پولی را انتخاب می‌کند.

با توجه به جمع‌بندی مطالعات انجام‌شده و به‌ویژه مطالعات داخلی نوآوری و وجه تمایز این پژوهش در مقایسه با نتایج حاصل از پژوهش‌های تحصیلی (۱۴۰۱)، قدرت‌آبادی و همکاران

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

(۱۴۰۰)، حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)، مهدیلو و اصغرپور (۱۳۹۹)، برآورد شوک‌های سیاست پولی و ماندگاری نظام‌های ارزی در کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی به روش مدل‌های دوره‌ای و نیز تخمین محیط‌های تورمی توسط رهیافت غیرخطی چرخشی مارکوف در این گروه از کشورها و نیز بررسی تأثیر شوک‌های حجم نقدینگی و محیط‌های تورمی بر ماندگاری نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورها است.

٤. روش‌شناسی تحقیق و تصریح الگو

رهیافت آماری تحلیل بقا بر اساس مدل‌بندی و آنالیز زمان‌های پاسخ است. زمان پاسخ عبارت است از متغیرهای تصادفی مثبتی که فاصله بین نقطه آغازی معین و نقطه پایان را نشان می‌دهد. در اینجا نقطه آغاز را شروع یک نظام پولی مشخص در نظر می‌گیریم و نقطه پایان زمانی است که نظام پولی تغییر کرده باشد. بنابراین بر اساس آماری که از بانک جهانی اتخاذ می‌گردد متغیر مجازی نظام[1] را برای نشان دادن زمان پاسخ به این صورت تعریف می‌کنیم که اگر مقدار آن برابر یک باشد، به معنی نقطه آغاز نظام پولی لنگر ارزی برای کشورهای مورد بررسی در طی سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۲۰ بوده و برابر صفر بودن آن نشان‌دهنده نقطه پایان آن است. نقطه پایان یعنی آن کشور دیگر از نظام پولی لنگر ارزی پیروی نمی‌کند و نظام پولی دیگری را آغاز کرده است که می‌تواند نظام هدف‌گذاری تورمی یا هر نظام پولی دیگری باشد.

در عمل جهت تحلیل بقای یک وضعیت (نظام پولی هدف‌گذاری تورمی)، از چهار تابع استفاده می‌شود. تابع توزیع تجمعی شکست، تابع چگالی شکست، تابع بقا و تابع مخاطره. این چهار تابع وابسته به هم هستند. تابع بقا که به صورت رابطه (۱۲) توصیف می‌شود، بیانگر این است که حداقل تا زمان T در یک نظام پولی به‌خصوص (لنگر ارزی یا هدف‌گذاری تورمی) ماندگار هستیم:

$$S(t) = P(T > t) \qquad (۱۲)$$

1. Regime

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

در رابطه (۱۲)، T یک متغیر تصادفی است که زمان صرف شده در یک وضعیت به‌خصوص (تداوم یک رویداد) را نشان می‌دهد. توابع چگالی و توزیع تجمعی متناظر با تابع بقا را می‌توان با استفاده از S(t) به دست آورد. رابطه (۱۳) توزیع تجمعی تابع بقا و رابطه (۱۴) تابع چگالی آن را نشان می‌دهد:

$$F(\mathrm{t}) = 1 - \mathrm{S}(\mathrm{t}) = \mathrm{P}(\mathrm{T} \le \mathrm{t}) \qquad (۱۳)$$

$$f(\mathrm{t}) = \frac{\partial \mathrm{F}(\mathrm{t})}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial t}\{1 - \mathrm{S}(\mathrm{t})\} = -S'(\mathrm{t}) \qquad (۱۴)$$

مفهوم رابطه (۱۴) این است که عدم موفقیت (به معنی تغییر نظام ارزی) در فاصله زمانی t و Δt رخ می‌دهد.

نرخ خطر یا تابع خطر h(t) به صورت احتمال رخ دادن یک حادثه است مشروط بر اینکه تا زمان t یا بیشتر رخ داده باشد. یعنی احتمال شرطی اینکه نظام ارزی در فاصله t+Δt دچار شکست شده باشد. (کیفر[1]،۱۹۸۸):

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t<T<t+\Delta t | T>t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \qquad (۱۵)$$

درواقع نرخ خطر برابر منفی آهنگ تغییرات تابع بقا نسبت به زمان است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\frac{\partial \mathrm{F}(\mathrm{t})}{\partial t}}{S(t)} = -\frac{\frac{\partial \mathrm{S}(\mathrm{t})}{\partial t}}{S(t)} = -\frac{S'(\mathrm{t})}{S(t)} = -\frac{\partial ln S(t)}{\partial t} \qquad (۱۶)$$

تابع خطر تجمعی H(t) کل ریسکی که تا زمان t انباشته شده است را اندازه‌گیری می‌کند:

$$H(t) = \int_0^t h(u)du \qquad (۱۷)$$

در تحلیل بقا برای تعیین سهم عواملی که تداوم نظام‌های ارزی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، می‌توان از روش شبه پارامتریک و پارامتریک استفاده کرد. در روش شبه پارامتریک، نرخ خطر تابعی از یک نرخ خطر پایه و مقدار متغیرهای توضیحی است. روش رگرسیون کاکس از جمله

1. Kiefer

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

مدل‌های تناسبی تحلیل بقا و جزء روش‌های شبه‌پارامتریک بوده که توسط کاکس (۱۹۷۲) معرفی شد. وی پیشنهاد داد، تابع خطر با استفاده از رابطه زیر محاسبه شود:

$$h(t, X, \beta, h_0) = \exp(X'\beta)h_0(t) \quad (۱۸)$$

$$\exp(X'\beta) = \exp(X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \cdots + X_k\beta_k) \quad (۱۹)$$

در رابطه (۱۹) X_j بردار متغیرهای توضیحی، β_j بردار ضرایب رگرسیون و $h_0(t)$ نرخ خطر پایه است. درواقع، نرخ خطر پایه یا اولیه، برابر میزان خطر با فرض صفر بودن مقادیر همه متغیرهای توضیحی است.

شایان ذکر است برای برآورد اثرات متغیرهای توضیحی در چارچوب رگرسیون تناسبی کاکس، هیچ قیدی بر شکل تابع خطر طی زمان اعمال نشده است. تابع خطر در عمل می‌تواند افزایشی، کاهشی و یا شکل غیرخطی داشته باشد. فرض بر این است که صرف‌نظر از شکل تابع، متغیرها به صورت عامل ضرب شونده نرخ خطر پایه را انتقال می‌دهند. به عبارت دیگر، هیچ شکل پارامتریکی از تابع بقا تصریح نشده است. درواقع مدل‌های شبه‌پارامتریک، بین مدل‌های ناپارامتریک و پارامتریک قرار می‌گیرند. مدل‌های شبه پارامتریک تا آنجا که به عنصر زمان مربوط می‌شود، ناپارامتریک بوده اما در خصوص اثر متغیرهای توضیحی شکل معینی را تصریح می‌کنند؛ بنابراین مدل کاکس انعطاف‌پذیری بالایی دارد و تنها فرض آن این است که نرخ خطر کلی با نرخ خطر پایه متناسب است یعنی اثر متغیرهای توضیحی به‌صورت عامل ضرب در خطر پایه وارد می‌شوند. تابع لگاریتم درستنمایی کاکس به‌صورت رابطه (۲۰) خواهد بود:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^{n}\{\ln\varphi(X_i, \beta) - \ln[\Sigma_{i>j}^{n}\varphi(X_j, \beta)]\} \quad (۲۰)$$

$$\varphi(X_j, \beta) = \exp(X', \beta)$$

با الهام از مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق جهت بررسی اثر شوک‌های حجم نقدینگی و محیط‌های تورمی بر احتمال ماندگاری نظام‌های ارزی در کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی، الگوی رگرسیونی به صورت زیر تصریح شده است:

$$LES_{it} = \beta_i + \beta_2 POS_{it} + \beta_3 NEG_{it} + \beta_4 INFE_{it} + \beta_5 EXVOL_{it} + \beta_6 LMC_{it} + \beta_7 LTO_{it} + \beta_8 LINV_{it} + U_{it} \quad (۲۱)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

در رابطه فوق، LES لگاریتم ماندگاری نظام‌های ارزی (تعداد سال‌هایی که هر یک از کشورها در دو نظام پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی قرار دارند) و POS و NEG شوک‌های مثبت و منفی حجم نقدینگی که به روش فیلتر هودریک و پرسکات محاسبه می‌شود، INFE، محیط‌های تورمی شامل متغیر مجازی برای محیط تورمی شدید برابر با یک و محیط تورمی آرام و ملایم برابر با صفر، EXVOL، بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز بیانگر ریسک همراه با شدت نوسانات پیش‌بینی‌نشده در رفتار نرخ ارز مؤثر اسمی است، MC، هزینه نهایی تولید که به صورت حاصل‌ضرب نرخ مؤثر اسمی ارز در شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی تقسیم بر نرخ مؤثر حقیقی ارز تعریف می‌شود. TO درجه باز بودن اقتصاد (نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی حقیقی) و INV تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی (مجموع سرمایه‌گذاری در لوازم کسب‌وکار، ماشین‌آلات و ساختمان و تغییر در موجودی انبار) است. آمار و اطلاعات نظام‌های پولی و ترتیبات ارزی از گزارش صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۲) و اطلاعات درجه باز بودن اقتصاد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از شاخص‌های توسعه بانک جهانی، اطلاعات نرخ مؤثر اسمی و حقیقی ارز از درگاه آمارهای مالی بین‌المللی به نشانی www.ifs.org استخراج می‌شود. بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز به روش خودرگرسیونی تعمیم‌یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس در داده‌های تابلویی[1] و محیط‌های تورمی آرام و شدید توسط روش الگوی چرخشی مارکوف برآورد می‌شوند. برای برآورد مدل‌ها از دو نرم‌افزار آکس- متریکس نسخه ۷ و استاتا نسخه ۱۷ استفاده شده است.

٤. برآورد مدل و تحلیل یافته‌ها

در این بخش به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق در دو گروه از کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی (۹ کشور) و کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی (۲۰ کشور) پرداخته می‌شود. قبل از برآورد مدل لازم است با استفاده از آزمون‌های پسران، فریز و فریدمن استفاده یا عدم استفاده از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول و دوم برای پایایی متغیرهای تحقیق مشخص شود. در صورتی که

1. Panel GARCH

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

فرضیه صفر رد نشود، از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول همانند ایم، پسران و شین و نیز دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون می‌توان استفاده نمود و در صورت رد فرضیه صفر از آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم نظیر پسران می‌توان بهره گرفت.

جدول (۱). نتایج آزمون وابستگی متقابل بین کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی

مقدار آماره آزمون پسران	مقدار آماره آزمون فریز	مقدار آماره آزمون فریدمن
۰/۹۳	۰/۴۲	۴
ارزش احتمال	ارزش احتمال	ارزش احتمال
۰/۳۵	۰/۶۸	۰/۶۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج هر سه آماره آزمون پسران، فریز و فریدمن فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی متقابل بین ۹ کشور با نظام پولی لنگر ارزی در سطوح معنی‌دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد نشده و لذا می‌توان از آزمون‌های پایایی نسل اول برای آزمون پایایی متغیرها همانند ایم، پسران و شین[1] استفاده نمود. دلیل استفاده از این آزمون به جای آزمون‌های رقیب نظیر لوین، لین و چو در نظر نگرفتن فرض محدودکننده یکسان بودن ضریب وقفه‌دار متغیر وابسته برای تمامی کشورها و نیز بیشتر بودن دوره زمانی از تعداد کشورهای مورد بررسی است. نتایج آزمون ایم، پسران و شین در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۲). نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق به روش ایم، پسران و شین

نام متغیرها	مقدار آماره t بار	ارزش احتمال
LES	-۱/۸۲	۰/۱۳
INFE	-۲/۹۱	۰/۰۰۰۱
EXVOL	-۳/۱۱	۰/۰۰۰
LMC	-۰/۹۷	۰/۹۶
LTO	-۱/۸۱	۰/۲۵
DLM2/GDP	-۳/۶۹	۰/۰۰۰
LINV	-۱/۵۸	۰/۳۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Im, Pesaran & Shin (IPS)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

نتایج پایایی متغیرها بیانگر این است که متغیرهای نرخ تورم، بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز و نسبت نرخ رشد نقدینگی به تولید ناخالص داخلی پایا در سطح و سایر متغیرها در سطح پایا نیستند. با توجه به مرتبه پایایی صفر و یک متغیرها لازم است با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی رابطه بلندمدت بین متغیرها آزمون شود. نتایج آزمون در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۳). نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل

آماره‌های آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
آماره وزنی V	۱/۰۳	۰/۱۵
آماره وزنی rho	۱/۸۹	۰/۹۷
آماره وزنی PP	۱/۲۱	۰/۸۶
آماره وزنی ADF	-۱/۲۷	۰/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به هر چهار آماره وزنی وی، رو، فیلیپس- پرون و دیکی فولر تعمیم‌یافته، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح معنی ۱ و ۵ درصد رد نشده و لذا رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها برقرار نیست. در ادامه شوک‌های نسبت حجم نقدینگی به تولید به عنوان شوک‌های سیاست پولی برآورد می‌شود. یکی از روش‌های مناسب جهت برآورد شوک‌ها استفاده از پسماند یا جملات اختلال است. در این الگو با بهره‌گیری از روش خطی ابتدا روند بلندمدت متغیر نسبت حجم نقدینگی به تولید محاسبه شده و سپس اختلاف مقدار واقعی از روند بلندمدت به عنوان جمله پسماند یا اختلال در نظر گرفته می‌شود. در صورتی که مقدار جمله پسماند مثبت باشد، به عنوان شوک مثبت و در صورت منفی بودن آن، شوک منفی تعریف می‌شود.

برای در نظر گرفتن شوک‌های مثبت و منفی در صورتی که برای ۹ کشور مقدار سیکل مثبت باشد، مقدار عددی مثبت مربوطه به عنوان شوک مثبت و اگر سیکل منفی باشد، آن مقدار به عنوان شوک منفی لحاظ می‌شود. لذا این متغیر به صورت متغیر مجازی صفر و یک در مدل لحاظ می‌شود. در ادامه لازم است محیط‌های تورمی در دو وضعیت آرام، ملایم و شدید برآورد شود. قبل از برآورد لازم است با استفاده از آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) رفتار غیرخطی برای نرخ

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

تورم مورد آزمون قرار گیرد که بر اساس نتایج این آماره مقدار آن برابر با ۲۴/۸۸ با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود رفتار خطی در تمامی سطوح معنی‌داری رد می‌شود. دلیل در نظر گرفتن دو وضعیت برای محیط تورمی این است که بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک، مقدار این آماره برابر با ۳/۵۴ بوده که در مقایسه با سایر وضعیت‌ها همانند تورم ملایم، متوسط و شدید (سه وضعیت) (۳/۷۸) کمتر است. مقدار وقفه‌دار مرتبه اول نرخ تورم برابر با ۰/۴۵ بوده و تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ تورم در سال جاری داشته به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی نرخ تورم در دوره گذشته، نرخ تورم در سال جاری ۰/۴۵ درصد افزایش می‌یابد.

شایان ذکر است مقدار عرض از مبدأ در وضعیت صفر برابر با ۱۹/۴۵ و در وضعیت یک برابر با ۱/۹۸ است. بنابراین وضعیت صفر به عنوان محیط تورمی شدید و وضعیت یک محیط تورمی آرام یا ملایم در نظر گرفته شده است. میانگین نرخ تورم در کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی طی دوره مورد بررسی برابر با ۵/۸۹ است. در برآورد معادله مربوط به استخراج محیط‌های تورمی از الگوی خودرگرسیونی با وقفه بهینه یک و تغییر در عرض از مبدأ استفاده شده است. به عبارت دیگر MSI و AR(1) بوده که نتایج به صورت جدول زیر است:

جدول (۴). نتایج استخراج محیط‌های تورمی برای کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی

مقدار متغیرهای توضیحی و وضعیت محیط‌های تورمی	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
INF_{it-1}	۰/۴۵	۱۲/۰۹	۰/۰۰۰
$Cons_0$	۱۹/۴۵	۱۷/۱۶	۰/۰۰۰
$Cons_1$	۱/۹۸	۵/۸۷	۰/۰۰۰
میانگین نرخ تورم: ۵/۸۹			
لگاریتم سیگما: ۱/۲۳			
مقدار لگاریتم تابع درستنمایی: ۷۷/۵۳۳-			
مقدار آماره اطلاعاتی آکائیک: ۵/۸۱			
مقدار آماره نسبت راست‌نمایی (LR): ۲۴/۸۸، ارزش احتمال (PV): ۰/۰۰۰			
احتمال ماندگاری یا قرارگیری در رژیم اول یا محیط تورمی شدید: ۰/۳۶			
احتمال ماندگاری یا قرارگیری در رژیم دوم یا محیط تورمی آرام: ۰/۹۵			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

در بخش بعدی ماتریس احتمال انتقالات بین دو رژیم یا وضعیت تورمی شدید و ملایم و مقادیر پیش‌بینی‌شده نرخ تورم در جدول زیر نمایش داده شده است:

جدول (۵). برآورد ماتریس انتقالات و جابجایی بین دو وضعیت یا رژیم

احتمال قرارگیری یا ماندگاری در رژیم صفر (محیط تورمی شدید) در دو زمان t و t+1	۰/۳۶
احتمال انتقال از محیط تورمی شدید در دوره t به محیط تورمی آرام در دوره t+1	۰/۶۴
احتمال انتقال از وضعیت تورمی آرام در دوره t به محیط تورمی شدید در دوره t+1	۰/۰۵
احتمال قرارگیری یا ماندگاری در رژیم یک یا محیط تورمی آرام در دو زمان t و t+1	۰/۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نمودار و جدول فوق نشان می‌دهد احتمال ماندگاری این گروه از کشورها در محیط تورمی یک یا آرام و ملایم برابر با ۰/۹۵ بوده و تعداد بیشتری از کشورها احتمال بقایشان در محیط تورمی آرام و ملایم بیشتر از محیط تورمی صفر یا شدید است. با توجه به ماهیت نظام ارزی و سیاست پولی در این گروه از کشورها انتظار بر این است به دلیل اتخاذ نظام ارزی تثبیت شده و سیاست لنگر ارزی، احتمال ماندگاری در محیط تورمی آرام و ملایم بیشتر از محیط تورمی شدید باشد. برای تعریف محیط‌های تورمی با توجه به نتایج به‌دست‌آمده اگر هر یک از کشورها در هر سالی در محیط تورمی صفر (شدید) قرار گرفت مقدار متغیر مجازی برابر با عدد یک و در غیر این صورت (قرارگیری در محیط تورمی آرام و ملایم) برابر با صفر تعریف می‌شود. به عبارت دیگر محیط‌های تورمی آرام و شدید در قالب متغیر مجازی در مدل نهایی در نظر گرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های تشخیص جملات اختلال برآوردشده نیز به صورت جدول زیر است:

جدول (۶). نتایج آزمون‌های تشخیص جملات اختلال

مقدار آماره آزمون نرمال بودن	ارزش احتمال	مقدار آماره آزمون خودهمبستگی جملات اختلال	ارزش احتمال	مقدار آماره آزمون ناهمسانی واریانس	ارزش احتمال
۱/۲۴	۰/۵۷	۴/۸۸	۰/۱۸	۰/۵۵	۰/۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

پس از برآورد محیط‌های تورمی، لازم است متغیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز در این گروه از کشورها برآورد شود. برای این منظور لازم است با بهره‌گیری از آماره آزمون فیشر و ضریب لاگرانژ وجود ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ مؤثر اسمی ارز آزمون شود. نتایج در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۷). آزمون ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ مؤثر اسمی ارز

نام آماره	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
نسبت راست‌نمایی (LR)	۱۷۷/۵۹	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد مقدار آماره نسبت راست‌نمایی برابر با ۱۷۷/۵۹ بوده و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ مؤثر اسمی ارز رد شده و ناهمسانی واریانس تأیید می‌شود. در ادامه با توجه به نمودار مجذور جملات اختلال معادله میانگین، لازم است در معادله واریانس شرطی مرتبه خودرگرسیونی و میانگین متحرک یا p و q تعیین شود. P مبین مرتبه مجذور جملات اختلال و q نشان‌دهنده مقدار وقفه‌دار واریانس شرطی است.

بر این مبنا مناسب‌ترین وقفه برای p و q به ترتیب یک و یک یا GARCH(0,1) بر اساس کمترین معیار آکائیک (۳/۲۷) تعیین‌شده و به دلیل نرمال نبودن توزیع جملات اختلال، مدل برآوردشده با فرض توزیع خطای تعمیم‌یافته[1] برآورد شده که در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۸). نتایج تخمین معادله میانگین نرخ مؤثر اسمی ارز

نام متغیرها	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۱/۲۲	۴/۹۶	۰/۱۴
مقدار وقفه دار مرتبه اول لگاریتم نرخ مؤثر اسمی ارز (LNEERit-1)	۰/۶۹	۱۲/۰۱	۰/۰۰۰
مقدار آماره اطلاعاتی آکائیک (AIC): ۳/۲۷			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Generalized Error Distribution

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

جدول (۹). نتایج تخمین معادله واریانس شرطی جملات اختلال

نام متغیرها	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۰/۵۴	۰/۷۹	۰/۴۲
مقدار وقفه‌دار واریانس شرطی	۰/۷۷	۲/۰۵	۰/۰۴۲
مقدار آماره فیشر (F): ۳/۲۳			
ارزش احتمال: ۰/۰۰۲۱			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین معادله واریانس شرطی نشان می‌دهد ضریب مقدار وقفه‌دار جمله اختلال و واریانس شرطی برابر با ۰/۷۷ بوده و به لحاظ آماری معنی‌دار و کوچک‌تر از یک است که نشان‌دهنده پایداری معادله واریانس شرطی بوده و شوک‌های وارده به واریانس شرطی جملات اختلال حالت میرا و گذرا دارد. شایان ذکر است در روش داده‌های تابلویی و تخمین به روش اثرات ثابت معادله میانگین برای برآورد بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز نمی‌توان از میانگین متحرک استفاده نمود و لازم است فقط ضرایب خودرگرسیونی در الگو لحاظ شود. مقدار آماره فیشر نیز برابر با ۳/۲۳ بوده که نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و مناسب بودن روش تخمین داده‌های تابلویی به جای رگرسیون تجمیع شده است.

در بخش پایانی با بهره‌گیری از مدل‌های دوره‌ای و تحلیل‌های بقا، ماندگاری نظام‌های ارزی اتخاذ شده در طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۹ برآورد می‌شود. بنابراین لازم است انتخاب بین الگوی پارامتریک نظیر کاکس و الگوهای شبه پارامتریک با توزیع‌های ویبول و لگاریتم نرمال صورت گیرد.

جدول (۱۰). نتایج آزمون ریسک تناسبی کاکس

مقدار آماره آزمون کای-دو	درجه آزادی	ارزش احتمال
۲۵/۸۶	۷	۰/۰۰۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن الگوی کاکس در سطح معنی‌دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد شده و لذا نمی‌توان از الگوی کاکس برای تخمین مدل استفاده

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

نمود. در ادامه برای انتخاب توزیع مناسب در الگوهای شبه پارامتریک از بین توزیع‌های ویبول؛ نمایی، گاما و لگاریتم نرمال از آماره آزمون آکائیک به دلیل بیشتر بودن تعداد مشاهدات مورد بررسی استفاده شده که مقدار آماره آزمون آکائیک برای توزیع ویبول برابر با ۷/۵۷ و کمتر از سایر توزیع‌ها است. نتایج تخمین مدل برای ماندگاری یا بقای نظام‌های ارزی با در نظر گرفتن توزیع ویبول در جدول زیر گزارش شده است:

جدول (۱۱). نتایج تخمین ماندگاری نظام‌های ارزی با فرض توزیع ویبول در کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
C (عرض از مبدأ)	-۵۵۰۷/۱۵	-۹/۶۶	۰/۰۰۰
POS	-۰/۱۱	-۲/۱۵	۰/۰۳۲
NEG	۰/۴۷	۴/۶۳	۰/۰۰۰
LINV	۰/۷۲	۳/۲	۰/۰۰۱
LMC	-۲/۰۸	-۳/۷۱	۰/۰۰۰
LTO	۰/۰۹	۳/۲	۰/۰۰۱
EXVOL	-۰/۲۱	-۰/۶۶	۰/۵۱
INFE	-۰/۴۸	-۱/۹۵	۰/۰۵
مقدار آماره کای-دو: ۵۵/۸			
ارزش احتمال: ۰/۰۰۰			
لگاریتم حداکثر درستنمایی:۲۹۳/۸۶			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد متغیرهای شوک‌های مثبت و منفی نسبت حجم نقدینگی به تولید به ترتیب تأثیر منفی و مثبت بر ماندگاری نظام لنگر ارزی داشته به طوری که با افزایش یک واحدی شوک مثبت، ۰/۱۱ واحد از ماندگاری نظام ارزی کاسته شده درحالی‌که با افزایش یک واحدی شوک منفی، به میزان ۰/۴۷ واحد بقای نظام‌های ارزی برای این گروه از کشورها افزایش می‌یابد. دلیل کاهش ماندگاری نظام ارزی با افزایش شوک مثبت حجم نقدینگی این است که با افزایش حجم نقدینگی و تقاضای کل، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یافته و نرخ تورم افزایش می‌یابد و در نتیجه اقتصاد وارد محیط تورمی شدید و بالا می‌شود. با وارد شدن اقتصاد به محیط

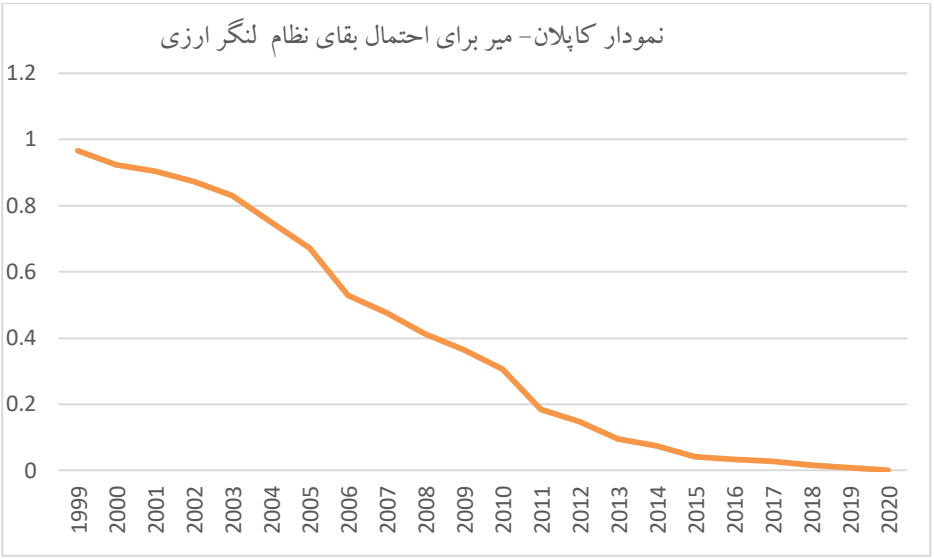
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

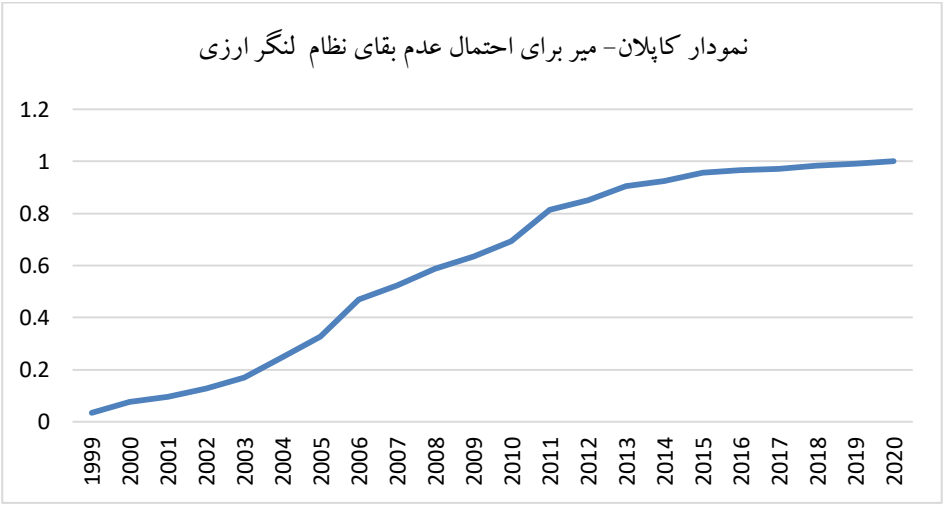
[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

تورمی بالا آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز افزایش یافته یا ماندگاری و دوام نظام پولی لنگر ارزی کاسته می‌شود. به عبارت دیگر اقتصاد تمایل به وارد شدن به نظام پولی هدف‌گذاری تورمی دارد. این نظام پولی عمدتاً با سیستم ارزی شناور مستقل همراه بوده که در آن بی‌ثباتی یا نوسانات نرخ ارز بیشتر است. متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ماندگاری نظام‌های ارزی داشته به طوری که با افزایش یک واحدی آن، میزان بقای نظام ارزی ۰/۷۲ واحد افزایش می‌یابد. با افزایش سرمایه‌گذاری و تولید رشد اقتصادی در این کشورها افزایش یافته و در نتیجه آن سطح عمومی قیمت‌ها و تغییرات نرخ ارز و تمایل اقتصاد به وارد شدن به نظام پولی هدف‌گذاری تورمی کاهش می‌یابد. هزینه‌های نهایی تولید دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار (۲/۰۸-) بر میزان بقای نظام‌های ارزی است بدین ترتیب که انتظار بر این است با افزایش هزینه نهایی تولید و کاهش حاشیه سود جابجایی بین نظام‌های ارزی بیشتر و ماندگاری در یک نظام ارزی همانند لنگر ارزی کاهش یابد. افزایش هزینه نهایی تولید با کاهش تولید و انتقال منحنی عرضه کل به سمت چپ و بالا به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و افزایش نرخ ارز و تغییرپذیری آن منجر شده و مقدمه کاهش بقا و ماندگاری نظام ارزی لنگر ارزی را فراهم می‌نماید. متغیر درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت (۰/۰۹) و متغیرهای بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز و محیط‌های تورمی تأثیر منفی بر ماندگاری نظام‌های ارزی دارند اما تأثیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. دلیل عدم معنی‌دار بودن بی‌ثباتی نرخ مؤثر ارز در این گروه از کشورها به ماهیت نظام ارزی مرتبط بوده به طوری که این گروه کشورها عمدتاً نظام ارزی تثبیت شده به دلار، یورو و با دامنه نوسان محدود ۲ درصد اتخاذ نموده لذا انتظار بر این است آثار بی‌ثباتی نرخ مؤثر ارز بر بقای نظام ارزی معنی‌دار و قابل ملاحظه نباشد. متغیر محیط‌های تورمی نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر بقای نظام‌های ارزی داشته به طوری که با قرار گرفتن در محیط تورمی شدید و فزاینده از بقای نظام ارزی لنگر ارزی به میزان ۰/۴۸ واحد کاسته می‌شود. با افزایش نسبت تجارت به تولید انتظار بر این است تولید و رشد اقتصادی بهبود یافته و در نتیجه تغییرات نرخ ارز کاهش و از آثار انتقالی آن کاسته و در نتیجه تداوم و بقای نظام ارزی لنگر ارزی افزایش یابد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]





نمودار (۱). نمودار کاپلان- میر و برای بررسی احتمال بقا و عدم بقای نظام لنگر ارزی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نمودار کاپلان- میر نشان می‌دهد احتمال بقای دوره ماندگاری نظام لنگر ارزی از ۰/۹۶۸ در سال ۱۹۹۹ به صفر در سال ۲۰۲۰ و احتمال عدم بقای آن از صفر در سال ۱۹۹۹ به یک

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

در سال ۲۰۲۰ افزایش یافته است. شایان ذکر است که احتمال کاهش ماندگاری نظام لنگر ارزی به صورت تدریجی و با شیب ملایم تا سال ۲۰۲۰ است.

در ادامه مقایسه بین توزیع ویبول و لگاریتم نرمال بر اساس معیارهای لگاریتم راست‌نمایی و نیز معیار اطلاعاتی آکائیک صورت گرفته که نتایج مربوط به مناسب بودن توزیع ویبول برای برآورد مدل در مقایسه با سایر توزیع‌ها همانند توزیع لگاریتم نرمال در جدول زیر گزارش شده است:

جدول (۱۲). نتایج آماره لگاریتم راست‌نمایی و معیار آکائیک برای دو توزیع ویبول و لگاریتم نرمال

نوع توزیع	آماره لگاریتم درستنمایی (LL)	معیار آکائیک (AIC)
ویبول (Weibul)	۲۶۵/۹۶	-۵۶۹/۷۲
لگاریتم نرمال (Lognormal)	۲۶۴/۲۷	-۵۴۰/۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق بیانگر این است که مقدار عددی لگاریتم درستنمایی برای توزیع ویبول بزرگ‌تر و نیز معیار اطلاعاتی آکائیک برای این توزیع (۵۶۹/۷۲-) در مقایسه با توزیع لگاریتم نرمال (۵۴۰/۲۲-) کوچک‌تر است. بنابراین این معیارها نیز دلالت بر مناسب بودن توزیع ویبول نسبت به توزیع لگاریتم نرمال برای تخمین طول دوره ماندگاری نظام‌های ارزی دارند. در بخش دوم نتایج تحقیق به صورت مشابه برای ۲۰ کشور با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی که ترتیبات ارزی شناور مدیریت‌شده و شناور مستقل یا آزاد را در سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۹ اتخاذ نموده‌اند، ارائه می‌شود. قبل از تخمین مدل لازم است با استفاده از آزمون پسران، فریز و فریدمن آزمون شود که آیا وابستگی مقطعی بین کشورها مورد تأیید قرار می‌گیرد یا خیر. بر مبنای این آزمون‌ها در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول می‌توان استفاده نمود و در صورت رد فرضیه صفر، آزمون‌های ریشه واحد نسل اول مرسوم و متداول نظیر ایم پسران و شین و ... کارایی نخواهند داشت.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

جدول (۱۳). نتایج آزمون وابستگی متقابل بین کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی

مقدار آماره آزمون پسران	مقدار آماره آزمون فریز	مقدار آماره آزمون فریدمن
۰/۵۴	۰/۸۷	۰/۴۲
ارزش احتمال	ارزش احتمال	ارزش احتمال
۰/۸۳	۰/۵۱	۰/۷۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج هر سه آماره آزمون پسران، فریز و فریدمن نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی متقابل بین کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی در سطوح معنی‌دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد نشده و لذا می‌توان از آزمون‌های پایایی نسل اول برای آزمون پایایی متغیرها استفاده نمود. با توجه به کمتر بودن تعداد مقاطع (۲۰ کشور) از دوره زمانی مورد بررسی (۲۱ سال) آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین آزمون مناسبی برای پایایی متغیرها در شرایطی است که T>N است. نتایج این آزمون در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۱۴). نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق به روش ایم، پسران و شین

نام متغیرها	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
LES	-۰/۳۷	۰/۳۵
INF	-۵/۷۸	۰/۰۰۰
EXVOL	-۳/۶۷	۰/۰۰۴
LMC	۴/۵۳	۰/۹۹
LTO	۱/۸۸	۰/۹۷
DLM2/GDP	-۱۰/۳۲	۰/۰۰۰
LINV	-۱/۴۲	۰/۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج پایایی متغیرها بیانگر این است که متغیرهای نرخ تورم، بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز و نسبت نرخ رشد نقدینگی به تولید ناخالص داخلی پایا در سطح و سایر متغیرها در سطح پایا نمی‌باشند. پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول از متغیرهای لگاریتم ماندگاری نظام‌های ارزی، لگاریتم هزینه نهایی تولید، لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد و لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، نتایج آزمون بیانگر پایایی این متغیرها بوده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

جدول (۱۵). نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری

نام متغیرها	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
dLES	-۴/۳۶	۰/۰۰۰
dLMC	-۳/۶۹	۰/۰۰۲
dLTO	-۵/۲۱	۰/۰۰۰
dLINV	-۶/۰۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ایم، پسران و شین بیانگر این است که متغیرها بعد از یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا شده و فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی آن‌ها در سطوح معنی‌دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد می‌شود. در ادامه شوک‌های نسبت نرخ رشد نقدینگی به تولید به عنوان شوک‌های سیاست پولی برآورد می‌شود. یکی از روش‌های مناسب جهت برآورد شوک‌ها الگوی پسماند یا جمله اختلال است. در این الگو با بهره‌گیری از روش خطی ابتدا روند بلندمدت متغیر نسبت نرخ رشد نقدینگی به تولید محاسبه شده و سپس اختلاف مقدار واقعی از روند بلندمدت به عنوان پسماند تعریف می‌شود. در صورتی که مقدار پسماند مثبت باشد، به عنوان شوک مثبت و در صورت منفی بودن آن، شوک منفی لحاظ می‌شود. در ادامه ارائه نتایج محیط‌های تورمی در دو وضعیت آرام، ملایم و شدید برآورد می‌شود. قبل از برآورد لازم است با استفاده از آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) رفتار غیرخطی برای نرخ تورم مورد آزمون قرار گیرد که بر اساس نتایج این آماره مقدار آن برابر با ۱۷۴/۲۶ بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود رفتار خطی در تمامی سطوح معنی‌داری مورد نظر رد می‌شود. دلیل در نظر گرفتن دو وضعیت برای محیط تورمی این است که بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک، مقدار این آماره برابر با ۵/۹۴ بوده که در مقایسه با سایر وضعیت‌ها همانند تورم ملایم، متوسط و شدید (سه وضعیت) (۶/۳۴) کمتر است. مقدار وقفه‌دار مرتبه اول نرخ تورم برابر با ۰/۷۱ بوده و تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ تورم در دوره جاری دارد. به عبارت دیگر با افزایش یک واحدی (درصدی) نرخ تورم در دوره گذشته، مقدار تورم دوره جاری ۰/۴۳ درصد افزایش می‌یابد. شایان ذکر است مقدار عرض از مبدأ در وضعیت صفر برابر با ۴۱/۲۲ و در وضعیت یک برابر با ۳/۲۱ است. بنابراین وضعیت صفر به عنوان محیط تورمی شدید و وضعیت یک محیط تورمی آرام یا

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

ملایم در نظر گرفته شده است. میانگین نرخ تورم در کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی در دوره مورد بررسی برابر با ۶/۹۳ است. در برآورد معادله مربوط به استخراج محیط‌های تورمی از الگوی خودرگرسیونی با وقفه بهینه یک و تغییر در عرض از مبدأ استفاده شده است. به عبارت دیگر MSI و AR(1) بوده که نتایج در جدول زیر گزارش شده است:

جدول (۱۶). نتایج استخراج محیط‌های تورمی برای ۲۰ کشور با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی

مقدار متغیرهای توضیحی و وضعیت محیط‌های تورمی	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
INF_{it-1}	۰/۴۳	۱۴/۶۲	۰/۰۰۰
$Cons_0$	۴۱/۲۲	۲۸/۳	۰/۰۰۰
$Cons_1$	۳/۲۱	۴/۳	۰/۰۰۰
میانگین نرخ تورم: ۶/۹۳			
لگاریتم سیگما: ۱/۴۷			
مقدار لگاریتم تابع درستنمایی: ۱۷۶۵/۸۱-			
مقدار آماره اطلاعاتی آکائیک: ۵/۹۴			
مقدار آماره نسبت راست‌نمایی (LR): ۱۷۴/۲۶، ارزش احتمال (PV): ۰/۰۰۰			
احتمال ماندگاری یا قرارگیری در رژیم اول یا محیط تورمی شدید: ۰/۵			
احتمال ماندگاری یا قرارگیری در رژیم دوم یا محیط تورمی آرام: ۰/۹۹			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بخش بعدی ماتریس احتمال انتقالات بین دو رژیم یا وضعیت تورمی شدید و ملایم در جدول زیر نمایش داده شده است:

جدول (۱۷). برآورد ماتریس انتقالات و جابجایی بین دو وضعیت یا رژیم

احتمال قرارگیری یا ماندگاری در رژیم صفر (محیط تورمی شدید) در دو زمان t و t+1	۰/۵
احتمال انتقال از وضعیت تورمی شدید در دوره t به محیط تورمی آرام در دوره t+1	۰/۵
احتمال انتقال از وضعیت تورمی آرام در دوره t به محیط تورمی شدید در دوره t+1	۰/۰۱
احتمال قرارگیری یا ماندگاری در رژیم یک در دو زمان t و t+1	۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد احتمال ماندگاری این گروه از کشورها در محیط تورمی یک یا آرام و ملایم برابر با ۰/۹۹ بوده که بیشتر از کشورهای با نظام پولی لنگر ارزی است. از سوی دیگر تعداد بیشتری از کشورها احتمال بقایشان در محیط تورمی آرام و ملایم بیشتر از محیط تورمی صفر یا شدید است. همچنین ضرایب برآورد شده رژیم‌های صفر و یک در کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی کمتر از نظام پولی لنگر ارزی است.

برای تعریف محیط‌های تورمی با توجه به نتایج به‌دست‌آمده اگر هر یک از کشورها در هر سالی در محیط تورمی صفر (شدید) قرار گرفت مقدار متغیر مجازی برابر با عدد یک و در غیر این صورت (قرارگیری در محیط تورمی آرام و ملایم) برابر با صفر تعریف می‌شود. به عبارت دیگر محیط‌های تورمی آرام و شدید در قالب متغیر مجازی در مدل نهایی در نظر گرفته می‌شود. پس از برآورد محیط‌های تورمی، لازم است متغیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز در این گروه از کشورها برآورد شود. برای این منظور لازم است با بهره‌گیری از آماره آزمون فیشر و ضریب لاگرانژ وجود ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ مؤثر اسمی ارز آزمون شود. نتایج در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۱۸). آزمون ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ مؤثر اسمی ارز

نام آماره	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
نسبت راست‌نمایی (LR)	۱۴۳۵/۵۹	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد بر اساس آماره درستنمایی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ مؤثر اسمی ارز رد شده و ناهمسانی واریانس در رفتار لگاریتم نرخ مؤثر اسمی ارز تأیید می‌شود. در ادامه با توجه به نمودار مجذور جملات اختلال معادله میانگین، لازم است در معادله واریانس شرطی مرتبه خودرگرسیونی و میانگین متحرک یا p و q تعیین شود. P مبین مرتبه مجذور جملات اختلال و q نشان‌دهنده مقدار وقفه‌دار واریانس شرطی است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

بر این مبنا مناسب‌ترین وقفه برای p و q به ترتیب یک و یک یا GARCH(0,1) بر اساس کمترین معیار آکائیک (۵/۲۳) تعیین‌شده و به دلیل نرمال نبودن توزیع جملات اختلال، مدل برآوردشده با فرض توزیع خطای تعمیم‌یافته[1] برآورد شده که در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۱۹). نتایج تخمین معادله میانگین نرخ مؤثر اسمی ارز

نام متغیرها	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۲/۱۷	۳/۶۹	۰/۰۰۰
مقدار وقفه دار مرتبه اول لگاریتم نرخ مؤثر اسمی ارز ($LNEER_{it-1}$)	۰/۶۵	۴/۱۷	۰/۰۰۰
مقدار وقفه دار مرتبه دوم لگاریتم نرخ مؤثر اسمی ارز ($LNEER_{it-2}$)	۰/۱۵	۳/۴۹	۰/۰۰۳
مقدار آماره اطلاعاتی آکائیک (AIC): ۹/۰۳			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲۰). نتایج تخمین معادله واریانس شرطی جملات اختلال

نام متغیرها	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۱/۲۱	۱/۲۲	۰/۲۴
مقدار وقفه‌دار واریانس شرطی	۰/۴۸	۲۶۹/۷۷	۰/۰۰۰
مقدار آماره فیشر (F): ۹/۷۸ ارزش احتمال: ۰/۰۰۰			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین معادله واریانس شرطی نشان می‌دهد ضریب مقدار وقفه‌دار واریانس شرطی برابر با ۰/۴۸ بوده و به لحاظ آماری معنی‌دار و کوچک‌تر از یک است که نشان‌دهنده پایداری معادله واریانس شرطی بوده و شوک‌های وارده به واریانس شرطی جملات اختلال حالت گذرا دارد.

در بخش پایانی با بهره‌گیری از مدل‌های دوره‌ای و تحلیل‌های بقا، ماندگاری نظام‌های ارزی اتخاذ شده در ۲۰ کشور با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۹ برآورد

1. Generalized Error Distribution

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

می‌شود. بنابراین ضروری است انتخاب بین الگوی پارامتریک نظیر کاکس و الگوهای شبه پارامتریک با توزیع‌های ویبول و لگاریتم نرمال صورت گیرد.

جدول (۲۱). نتایج آزمون ریسک تناسبی کاکس

مقدار آماره آزمون کای-دو	درجه آزادی	ارزش احتمال
۱۳/۶۳	۷	۰/۰۴۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مقدار آماره کای-دو نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن الگوی کاکس در سطح معنی‌دار ۵ و ۱۰ درصد رد شده و لذا نمی‌توان از الگوی کاکس به عنوان الگوی پارامتریک برای تخمین مدل استفاده نمود. این نتیجه‌گیری با منطق نظری نیز سازگار است زیرا در صورت بیشتر بودن تعداد متغیرهای توضیحی فرض ثبات ریسک و مخاطره را در رفتار متغیر ماندگاری یا بقای نظام‌های ارزی صحیح نیست.

در ادامه برای انتخاب توزیع مناسب در الگوهای شبه پارامتریک از بین توزیع‌های ویبول؛ نمایی، گاما و لگاریتم نرمال از آماره آزمون آکائیک به دلیل بیشتر بودن تعداد مشاهدات مورد بررسی استفاده شده که مقدار آماره آزمون آکائیک برای توزیع ویبول برابر با ۵/۵۶ و کمتر از سایر توزیع‌ها است. نتایج تخمین مدل برای ماندگاری یا بقای نظام‌های ارزی با در نظر گرفتن توزیع ویبول در جدول زیر گزارش شده است:

جدول (۲۲). نتایج تخمین ماندگاری نظام‌های ارزی با فرض توزیع ویبول در گروه کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
C (عرض از مبدأ)	-۵/۷۷	-۲۵/۵۲	۰/۰۰۰
POS	-۲/۰۰۸	-۲/۲۷	۰/۰۳
NEG	۲/۹۹	۲/۵۱	۰/۰۱
LINV	۱/۶۶	۲/۹۱	۰/۰۰۴
LMC	-۰/۰۰۸	-۶/۸۱	۰/۰۰۰
LTO	۱/۲	۳/۸۳	۰/۰۰۰
EXVOL	-۰/۳۹	-۱/۹۷	۰/۰۶
INFE	-۰/۵۲	-۳/۰۸	۰/۰۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

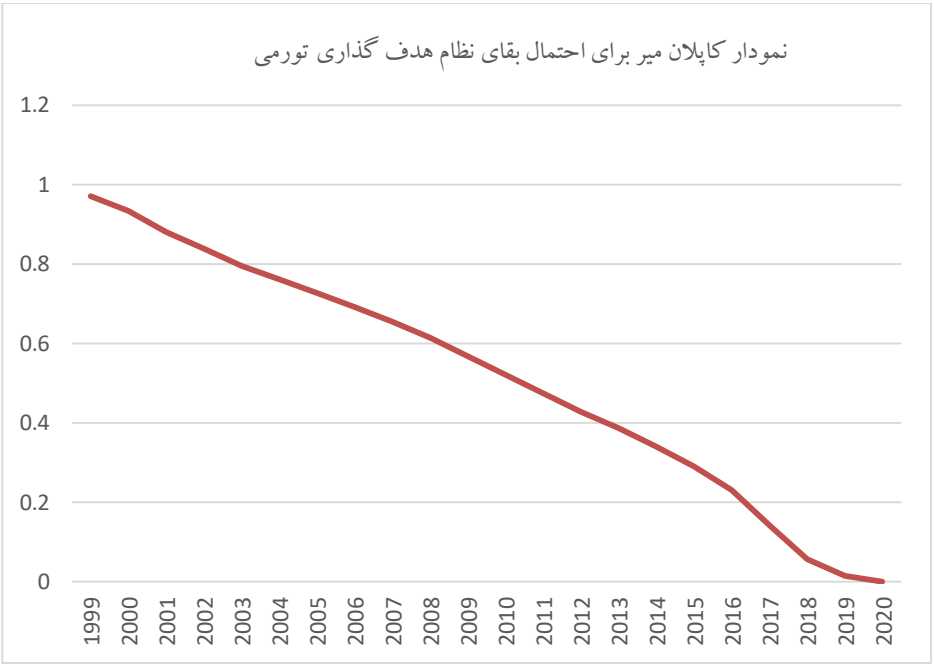
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

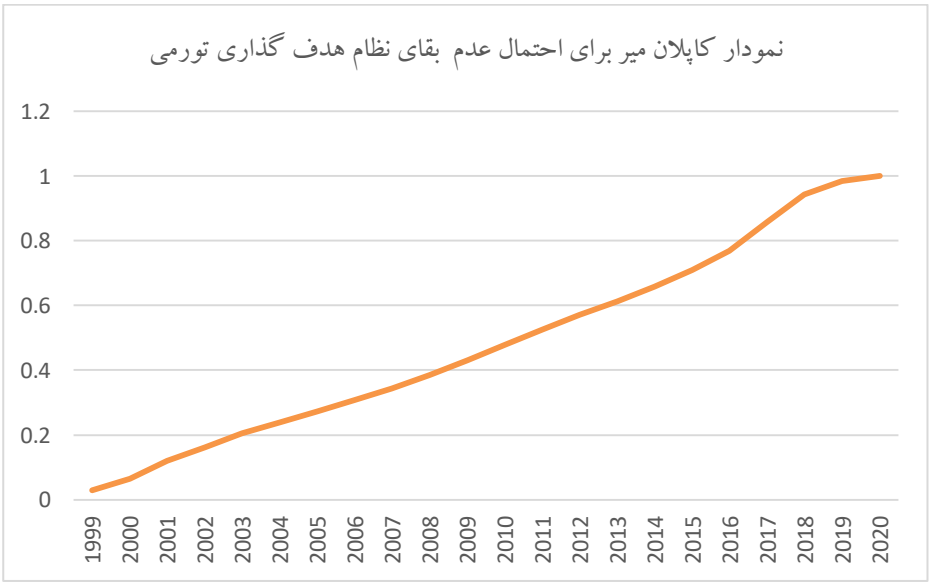
[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

نتایج جدول فوق دلالت بر این دارد که متغیرهای شوک‌های مثبت و منفی نسبت حجم نقدینگی به تولید به ترتیب تأثیر منفی و مثبت بر ماندگاری نظام هدف‌گذاری تورمی داشته به طوری که با افزایش یک واحدی شوک مثبت، ۲/۰۰۸ واحد از ماندگاری نظام ارزی کاسته شده درحالی‌که با افزایش یک واحدی شوک منفی، به میزان ۲/۹۹ واحد بقای نظام‌های ارزی برای کشورهای با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی افزایش می‌یابد. متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ماندگاری نظام‌های ارزی داشته به طوری که با افزایش یک واحدی آن، میزان بقای نظام ارزی ۱/۶۶ واحد افزایش می‌یابد. هزینه‌های نهایی تولید دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار بر میزان بقای نظام‌های ارزی است بدین ترتیب که انتظار بر این است با افزایش هزینه نهایی تولید و کاهش حاشیه سود جابجایی بین نظام‌های ارزی بیشتر و ماندگاری در یک نظام ارزی همانند لنگر ارزی کاهش یابد. از سوی دیگر با افزایش هزینه نهایی تولید از طریق افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به میزان یک واحد، بقا و تداوم نظام ارزی هدف‌گذاری تورمی به میزان ۰/۰۰۸ واحد کاهش پیدا می‌کند. متغیر درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و متغیرهای بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز و محیط‌های تورمی تأثیر منفی و بر ماندگاری نظام‌های ارزی دارند تأثیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز بر ماندگاری نظام‌های ارزی هدف‌گذاری تورمی در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد معنی‌دار است. متغیر محیط‌های تورمی نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر بقای نظام‌های ارزی داشته به طوری که با قرار گرفتن در محیط تورمی شدید و فزاینده از بقای نظام ارزی هدف‌گذاری تورمی به میزان ۰/۵۲ واحد کاسته می‌شود. بنابراین در شرایطی که با انتظارات و محیط‌های تورمی بالا همراه است، انتظار می‌رود ماندگاری یا بقای نظام هدف‌گذاری تورمی کاسته شده و جابجایی به سمت نظام لنگر ارزی صورت گیرد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]





نمودار (۲). نمودار کاپلان- میر و برای بررسی احتمال بقا و عدم بقای نظام هدف¬گذاری تورمی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

نتایج نمودار کاپلان- میر نشان می‌دهد احتمال بقای دوره ماندگاری نظام هدف‌گذاری تورمی از ۰/۹۷۱ در سال ۱۹۹۹ به صفر در سال ۲۰۲۰ و احتمال عدم بقای آن از صفر در سال ۱۹۹۹ به یک در سال ۲۰۲۰ افزایش یافته است. همچنین احتمال کاهش ماندگاری نظام هدف‌گذاری تورمی به صورت تدریجی و با شیب ملایم تا سال ۲۰۲۰ است. شایان ذکر است کاهش احتمال بقای نظام پولی هدف‌گذاری تورمی با سرعت آهسته‌تری نسبت به نظام پولی لنگر ارزی صورت می‌گیرد.

در ادامه با معیارهای لگاریتم درستنمایی و نیز معیار اطلاعاتی آکائیک پیرامون به مقایسه دو توزیع ویبول و لگاریتم نرمال پرداخته شده که نتایج مربوط به مناسب بودن توزیع ویبول برای برآورد مدل در مقایسه با سایر توزیع‌ها همانند توزیع لگاریتم نرمال در جدول زیر گزارش شده است:

جدول (۲۳). نتایج آماره لگاریتم راست‌نمایی و معیار آکائیک برای دو توزیع ویبول و لگاریتم نرمال

نوع توزیع	آماره لگاریتم درستنمایی LL	معیار آکائیک (AIC)
ویبول (Weibul)	۱۹۱۸/۴۱	-۳۸۴۳/۴۳
لگاریتم نرمال (Lognormal)	۱۹۱۰/۳۵	-۳۷۹۸/۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول فوق می‌توان بیان کرد که مقدار جبری آماره LL برای توزیع ویبول بزرگ‌تر و نیز معیار اطلاعاتی آکائیک برای این توزیع در مقایسه با توزیع لگاریتم نرمال کوچک‌تر است. بنابراین این معیارها نیز دلالت بر مناسب بودن توزیع ویبول نسبت به توزیع لگاریتم نرمال برای تخمین طول دوره ماندگاری نظام‌های ارزی هدف‌گذاری تورمی دارد. بر اساس فرضیه‌های مطرح‌شده در بخش مقدمه مقاله، هر سه فرضیه در خصوص تأثیر مثبت شوک‌های مثبت و نیز تأثیر منفی شوک‌های منفی حجم نقدینگی و نیز تأثیر منفی و معنی‌دار محیط‌های تورمی شدید بر ماندگاری نظام‌های ارزی در هر دو گروه کشورها رد نمی‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی

در این مطالعه، با استفاده از تقسیم‌بندی صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۲) از نظام‌های پولی و ارزی کشورها، به بررسی تأثیر شوک‌های حجم نقدینگی و محیط‌های تورمی بر احتمال ماندگاری در ۹ کشور با نظام پولی لنگر ارزی و ۲۰ کشور با نظام پولی هدف‌گذاری تورمی طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۹ پرداخته شد. برای این منظور، ابتدا با بهره‌گیری از روش پسماند، شوک‌های مثبت و منفی نسبت نرخ رشد نقدینگی به تولید برای هر دو گروه از کشورها برآورد شد. در ادامه به روش غیرخطی چرخشی مارکوف محیط‌های تورمی برای کشورهای مورد مطالعه استخراج و ماتریس احتمال انتقال بین رژیم‌ها تعیین شد. در بخش دیگر به روش خودرگرسیونی تعمیم‌یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس در داده‌های تابلویی و رویکرد ارائه شده توسط سرمنو و گریر (۲۰۰۶) با تصریح معادله میانگین و واریانس شرطی با فرض توزیع خطای تعمیم‌یافته بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز برآورد شد که نتایج دلالت بر پایداری الگو داشته است. در بخش پایانی استفاده و عدم استفاده از الگوی کاکس به عنوان روش پارامتریک و روش‌های شبه پارامتریک، آزمون شد که نتایج بیانگر رد فرضیه صفر و مناسب بودن روش‌های شبه پارامتریک به جای روش پارامتریک کاکس دارد. در بین توزیع‌های پرکاربرد در الگوهای شبه پارامتریک دو توزیع ویبول و لگاریتم نرمال معمولاً در تخمین احتمال ماندگاری نظام‌های ارزی مورد استفاده قرار می‌گیرند که نتایج معیارهای اطلاعاتی نشان داد توزیع ویبول به عنوان توزیع مناسب در برآورد الگوی نهایی باید انتخاب شود. نتایج تخمین مدل نهایی نشان داد که شوک‌های مثبت و منفی به ترتیب تأثیر منفی و مثبت و معنی‌دار بر ماندگاری یا بقای نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورها داشته و متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، درجه باز بودن اقتصاد و هزینه نهایی تولید به ترتیب تأثیرهای مثبت، مثبت و منفی بر بقای نظام‌های ارزی در گروه کشورهای مورد بررسی داشته‌اند. متغیر محیط‌های تورمی تأثیر منفی و معنی‌دار بر بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه داشته اما تأثیر متغیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر اسمی ارز بر بقای نظام لنگرگاه ارزی معنی‌دار نبوده و دلیل عدم معنی‌داری هم به ترتیبات ارزی اتخاذ شده نظام ارزی تثبیت شده

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

با دامنه نوسان ۲ درصد و محدود بوده که امکان تشدید بی‌ثباتی را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر شوک‌های مثبت و منفی سیاست پولی در نظام ارزی هدف‌گذاری تورمی با ضرایب بیشتر بر ماندگاری نظام هدف‌گذاری تورمی و ... تأثیرگذار بوده که این نتیجه‌گیری با ماهیت سیاست‌های پولی این گروه از کشورها سازگار است. احتمال بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی برای هر دو گروه از کشورها به وسیله نمودار کاپلان- میز نیز ترسیم شد که نتایج دلالت بر کاهش احتمال بقا و ماندگاری نظام‌های پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی داشته اما این کاهش برای نظام هدف‌گذاری تورمی با سرعت کمتری نسبت به نظام لنگر ارزی انجام می‌پذیرد. به عبارت دیگر در نظام هدف‌گذاری تورمی کاهش احتمال بقا به دلیل کاهش انحراف‌های تورمی و تغییرپذیری کمتر نرخ ارز کندتر و آهسته‌تر صورت می‌گیرد. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش با مبانی نظری تحقیق و مطالعات تجربی نظیر تورل و اورهان (۲۰۲۲) و سوا (۲۰۱۹) همسو و سازگار است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی، نظام‌های پولی، محیط تورمی، بی‌ثباتی نرخ ارز بر احتمال بقای نظام‌های پولی لنگر ارزی و هدف‌گذاری تورمی موارد ذیل به عنوان مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی برآمده از نتایج این مطالعه به سیاست‌گذاران اقتصادی کشورهای مورد بررسی پیشنهاد می‌شود:

- از آنجا که در این پژوهش شوک‌های مثبت حجم نقدینگی تأثیر منفی و معنی‌دار بر احتمال بقای نظام ارزی در هر دو گروه از کشورها داشته است، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران پولی با کنترل نرخ رشد نقدینگی از طریق اعمال سیاست‌های پولی انقباضی نظیر افزایش نرخ بهره و افزایش نرخ تنزیل به افزایش احتمال بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی کمک نمایند.
- محیط‌های تورمی شدید تأثیر منفی بر احتمال بقا و ماندگاری نظام ارزی داشته است. پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و پولی ضمن کنترل شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و کنترل نرخ تورم زمینه کنترل نرخ تورم و به تبع آن به ایجاد محیط‌های تورمی آرام و ملایم کمک نمایند. با کاهش نرخ تورم و قرار گرفتن اقتصاد در محیط تورمی آرام و ملایم، انتظار

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

بر این است تغییرپذیری نرخ ارز نیز کاهش یافته و در نتیجه بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی افزایش یابد.

- از آنجا که تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر احتمال بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی داشته است، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و مالی از طریق گسترش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی، افزایش سهم آن در تولید ناخالص داخلی و ارتقای کارایی آن، به افزایش تولید و رشد اقتصادی و کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز مبادرت نموده و در نتیجه تداوم و ماندگاری نظام‌های ارزی را افزایش دهند.
- هزینه نهایی تولید شرکای تجاری تأثیر منفی و معنی‌دار بر احتمال بقا و ماندگاری نظام ارزی مورد بررسی داشته است، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق کنترل شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و افزایش نرخ مؤثر حقیقی ارز به کاهش هزینه نهایی تولید و افزایش ظرفیت تولید و رشد اقتصادی کمک نموده و زمینه تداوم و بقای نظام‌های ارزی را فراهم نمایند.
- متغیر درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌دار بر احتمال بقا و ماندگاری نظام‌های ارزی داشته است. ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران تجاری و اقتصادی با افزایش ظرفیت تولید و به تبع آن صادرات و نیز کاهش واردات کالاهای مصرفی به افزایش تولید و کاهش سطح قیمت‌ها و آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز کمک نموده و از این طریق استمرار و بقای نظام‌های ارزی در دو گروه از کشورهای مورد بررسی را فراهم نمایند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

منابع

اصغری، مجتبی، حقیقت، علی، نونژاد، مسعود، زارع، هاشم (۱۳۹۸). پویایی‌های نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۴۶)، ۱۹۲-۱۷۱.

تحصیلی، حسن (۱۴۰۱). اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷(۹۱)، ۲۸۵-۲۵۷.

حسینی، نیلوفرالسادات، اصغرپور، حسین (۱۴۰۰). درجه عبور نرخ ارز و آثار تکانه پولی در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۴۲)، ۱۵۲-۱۳۱.

صارم، مهدی، مهرآرا، محسن (۱۳۹۳). بررسی واکنش بانک مرکزی به نوسان‌های نرخ ارز در ایران، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۱)، ۱۵۴-۱۳۷.

قدرت‌آبادی، ندا، دقیقی اصلی، علیرضا، افشاری‌راد، مجید، دامن‌کشیده، مرجان (۱۴۰۰). اثر بی‌ثباتی نرخ ارز و رژیم‌های تورمی بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی (رهیافت هم‌انباشتگی Panel FMOLS) *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹ (۹۹)، ۴۶۵-۴۳۷.

گودرزی فراهانی، یزدان، عادلی، امیدعلی (۱۴۰۱). رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در ایران، *فصلنامه اقتصاد پولی، مالی*، ۲۹(۲۳)، ۱۳۶-۱۱۰.

محمودزاده، محمود، صادقی، سمیه (۱۳۹۶). انتخاب نظام ارزی بهینه برای اقتصاد ایران: رویکرد DSGE، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۱)، ۱۶۲-۱۳۹.

ملک حسینی، سید حسن، طیبی، سید کمیل، رفعت، منیره، یزدانی، مهدی (۱۴۰۰). ارزیابی اثر نظام ارزی بر پدیده عبور نرخ ارز: کاربرد رهیافت جورسازی امتیاز تمایل. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۶(۲)، ۴۳۳-۴۰۳.

مهدیلو، علی، اصغرپور، حسین (۱۳۹۹). نقش کانال نرخ ارز در مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی در ایران: رویکرد (MS-VAR)، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۷ (۱)، ۱۵۳-۱۲۱.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

Aguerre,R.B. Fuertes,A.M & Phylaktis,K. (2012). Exchange rate pass-through into import prices revisited. *Journal of International Money*, 31(3), 818-44.

Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions of IMF, 2022.

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of monetary economics*, *12*(1), 101-121.

Bergin, P.R. & Feenstra, R.C. (2001). Pricing-to-market, staggered contracts, and real exchange rate persistence, *Journal of International Economics*,. 54(2), 333-359,

Bhat, S.A., Nain, M.Z. & Bhat, J.S. (2022). Exchange rate pass-through to consumer prices in India – nonlinear evidence from a smooth transition model, *International Journal of Finance & Economics*, 7(4), 150-165.

Blomberg, S. B., Frieden, J., & Stein, E. (2005). Sustaining fixed rates: The political economy of currency pegs in Latin America. *Journal of Applied Economics*, *8*(2), 203-224.

Bodea, C. (2010). The political economy of fixed exchange rate regimes: the experience of post-communist countries. *European journal of political economy*, 26(2), 248-264.

Buffie, E. F., Airaudo, M., & Zanna, F. (2018). Inflation targeting and exchange rate management in less developed countries. *Journal of International Money and Finance*, 81, 159-184.

Choudhri, E.U., Hakura, D.S., (2001). Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25 (4), 614-639

Cleves, M. (2008). An introduction to survival analysis using Stata, *Stata Press*.

Corsetti, G., Dedola, L. & Leduc, S. (2020), Exchange Rate Misalignment and External Imbalances: What is the Optimal Monetary Policy Response?, *Working Paper*, 1-34.

Corsetti, G., Kuester, K., Müller, G. & Schmidt, S. (2021), DSGE models of high exchange-rate volatility and low pass-through, *International Finance Discussion Papers*, 845.

Coulibaly, D. & Kempf, H. (2010). Does Inflation Targeting decrease Exchange Rate Pass-through in Emerging Countries?, *Working papers* 303, Banque de France.

Devereux, M. & Yetman, J. (2020). Price Setting and Exchange Rate Pass-Through, Hong Kong Institute for Monetary Research.

Drazen, A., & Masson, P. R. (1993). Credibility of policies versus credibility of policymakers (No. w4448). *National Bureau of Economic Research*.

Flamini, A. (2007); Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of international Economics*, *41*(3), 351-366.

Frieden, J., Ghezzi, P., & Stein, E. (2000). Politics and exchange rates: a cross-country approach to Latin America, *Inter-American Development Bank*, 1-53.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

Frieden, J., Leblang, D., & Valev, N. (2010). The political economy of exchange rate regimes in transition economies. *The Review of International Organizations*, 5(1), 1-25.

Husain, A. M., Mody, A., & Rogoff, K. S. (2005). Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies. *Journal of monetary economics*, *52*(1), 35-64.

International Financial Statistics, IFS, International Monetary Fund.

International Monetary Fund (IMF) (Ed.). (2018). Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, *2014* (Vol. 2014). *International Monetary Fund*.

International Monetary Fund. (2014). Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (Washington, October 2014).

Jalayy, A; Tayebi, K.; Shajari, H. (2006). An Analysis of Exchange Rate Pass-Through in Iran: An Application of Neuro-Fuzzy Systems, *Iranian Journal of Economic Research*. 8 (26), 153-179.

Junttila, J. & Korhonen,M. (2012). The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import Prices. *International Review of Economics and Finance*, 24, 88-96.

Kiefer, N. M. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of economic literature*, *26*(2), 646-679.

Klein, M. W., & Shambaugh, J. C. (2008). The dynamics of exchange rate regimes: Fixes, floats, and flips. *Journal of international Economics*, *75*(1), 70-92.

Krugman, P. (1993). *What do we need to know about the international monetary system?* (No. 190). International Economics Section, Department of Economics Princeton University.

Mishkin, F. S. (2017). Inflation Dynamics, speech delivered at Annual Macro Conference, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, *International Finance*, 10: 317-34.

Mohammed Ibrahim, T. (2023). The relationship between exchange rate fluctuation and inflationary pressure in Nigeria, *Working Paper Series*, 1-24.

Obstfeld, M (2002); Inflation-Targeting, Exchange-Rate Pass-Through, and Volatility. *American Economic Review*, 92(2),102-107

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2004). The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. *The Quarterly Journal of economics*, 119(1), 1-48.

Reinhart, I. & Rogoff, K. (2018), *Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century*: Which Anchor Will Hold.

Rodriguez, C. M. (2016). Economic and political determinants of exchange rate regimes: The case of Latin America. *International Economics*.

Setzer, R. (2005). *The Political Economy of Fixed Exchange Rates: A Survival Analysis*. Inst. für Volkswirtschaftslehre.

Sfia, M. D. (2011). The choice of exchange rate regimes in the MENA countries: a probit analysis. *International Economics and Economic Policy*, *8*(3), 275-305.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

Simonyan, S. (2020). Asymmetric Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices for Turkey: A Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) Approach, Asian Academy of Management , *Journal of Accounting and Finance*, 16(1), 35-44.

Sowah, A.N. (2019). Is There a Link between Exchange Rate Pass-Through and the Monetary Regime: Evidence from Sub Saharan Africa and Latin America, Journal of *International Atlantic Economic Society*, 25: 296-309.

Taylor, J.B., (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms, *European Economic Review* 44, 1389-1408.

Turel, M. & Orhan, A. (2022). Asymmetries in Exchange Rate Pass-Through in Turkey, a Threshold VAR Analysis, Prague Economic Papers, 31 (3/4), 276-295.

Valogo, M. K., Duodo, E., Yusif, H. & Baidoo, S.T. (2023), Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant?, *Research in Globalization Journal*, 6, 1-10.

Velasco, A. (1996). Fixed exchange rates: Credibility, flexibility and multiplicity, *European Economic Review Journal*, 40(3-5), 1023-1035.

Wickremasinghe, G. and Silvapulle, P. (2015). Role of Exchange Rate Volatility in Exchange Rate Pass-Through to Import Prices: Some Evidence from Japan, *Department of Econometrics and Business Statistics*, Monash University: 1-29

World Development Indicators (2022), *wdi.org*, *Worldbank.org*.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.42.7]