


Investigating the Efficiency of the Regime-Switching Model in the Iranian Exchange Rate Market under Agent-Based Modeling (ABM) with Heterogenous Expectations

Asghar Abolhasani¹, Bita Shaygani², Mozghan Moallemi³

SaedeH Rahimi Baferani⁴ 

1. Professor, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University, Tehran, Iran. Email: Abolhasani2003@pnu.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University, Tehran, Iran. Email: shaygan@pnu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University Payamenoor University, Tehran, Iran. Email: moallemi_m@pnu.ac.ir
4. Ph.D Student, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: SaedeH.rahimi@gmail.com

Abstract

Following the failure of conventional economic models after the global financial crisis of 2008, economic researchers increasingly turned to agent-based modeling (ABM). One of the key features of this approach is its capacity to analyze the diverse behaviors and perspectives of economic agents, rather than assuming the behavior of a representative agent to be completely rational. Instead, ABM replaces this assumption with bounded rationality. Drawing on this framework, the present study provides a more accurate analysis of exchange rate fluctuations in the Iranian economy by incorporating the heterogeneous expectations of agents regarding exchange rate behavior and by employing both the Smooth Transition Regression (STR) model and the Markov-Switching (MS) model. Since economic dynamics are not determined by a single observable variable, endogenous changes are captured through the MS model in the associated probabilities. Unlike the STR model, the economy in the MS framework experiences three regimes. The first and second regimes, similar to the STR model, represent periods of currency repression and currency jumps, respectively, while the third regime corresponds to turmoil. This turmoil regime characterizes situations in which the exchange rate is traded at exceptionally high levels due to heightened uncertainty, speculation, and limited central bank intervention, resulting in sharp fluctuations. Moreover, the presence of currency repression and the substantial gap between the market exchange rate and the fundamental exchange rate—conditions that foster exchange rate instability and turmoil—appears to contribute to the formation of heterogeneous expectations among market participants.

Article information

Review History:

Received: feb. 26, 2025
Revised: apr. 06, 2025
Accepted: may. 04, 2025
Published online: des.08, 2025

Keywords:

Exchange Rate
Agent-Based Modeling
Behavioral Heterogeneous
Expectations
Smooth Transition Regression
Markov-Switching Model

JEL Classification:

O34, H5, C01, G12, G15

Corresponding Author:

SaedeH.rahimi@gmail.com



Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 269- 297

Aim and Introduction:

In economies such as Iran, where the exchange rate serves as a nominal anchor, fluctuations in this variable can be a significant source of macroeconomic instability. Following the limitations of conventional economic models revealed by the 2008 global financial crisis, researchers have increasingly focused on ABM. A notable feature of ABM is its ability to analyze diverse behaviors and perspectives of economic agents, replacing the representative agent assumption and complete rationality with bounded rationality.

According to the literature, the present study seeks to provide a more accurate understanding of the dynamics of exchange rate fluctuations in the Iranian economy by incorporating the heterogeneous expectations of agents concerning exchange rate behavior.

Methodology:

This paper aims to investigate the efficiency of the regime-switching model in the Iranian exchange rate market under the framework of ABM with heterogeneous expectations.

In the first stage, we estimate the real exchange rate series for the period from 1388:1 to 1400:12 (March 2009 to March 2022). This series is calculated using the monetary approach and the cointegration method. After applying the most relevant tests to determine the most robust model specification, the results of the cointegration tests indicate that the ordinary least squares (OLS) method provides the most robust results.

Next, we use the gap between the estimated series and the unofficial exchange rate series published by the Central Bank of Iran to investigate exchange rate misalignment in the Iranian foreign exchange market. In the following step, we introduce three different agents with heterogeneous expectations that characterize the Iranian exchange rate market. These agents are divided into three categories: chartists, fundamentalists, and market makers. We illustrate the behavioral differences and strategies of these agents through appropriate equations.

We then apply three mechanisms. The first model assumes that the proportion of each agent type is a function of its relative past performance. The second model allows agents to switch their strategies based on macroeconomic fundamentals. The third model, proposed by Chiarella et al. (2012), assumes that agents' beliefs depend on an MS process. Based on the monthly bilateral exchange rate between the Iranian rial (IRR) and the U.S. dollar (USD), we compare these three mechanisms empirically.

This study employs both the STR model and the MS model. Since economic systems are not solely driven by a single observable variable, the endogenous changes in model dynamics are captured through the MS framework. Unlike the STR model, the MS model reveals three distinct regimes. The first and second regimes, similar to the STR framework, represent currency repression and currency jumps, respectively, whereas the third regime reflects turmoil. This regime denotes a situation in which the exchange rate trades at very high levels due to widespread uncertainty, speculation, and limited central bank intervention,

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 269- 297

leading to sharp fluctuations. The coexistence of currency repression and the large divergence between the market and fundamental exchange rates—factors that foster currency instability and turmoil—appears to play a critical role in shaping heterogeneous expectations.

Results and Findings:

Our results demonstrate that different types of agents exist in the Iranian exchange rate market. These agents hold heterogeneous behavioral expectations and act according to their own beliefs, employing distinct strategies that collectively influence market outcomes. Thus, under an ABM incorporating behavioral heterogeneity, excessive exchange rate volatility can be effectively explained.


Each of the three mechanisms applied to model agents' decision-making dynamics proves efficient in explaining exchange rate volatility in the Iranian market. We then evaluate the performance of the three switching mechanisms in estimating behavioral heterogeneity. The behavioral heterogeneity model (BHM) switching mechanism highlights the importance of past performance in determining the dynamic weights of heterogeneous trading rules. This mechanism, which estimates market fractions of each agent based on recent realized returns and past strategy performance, performs particularly well in modeling the Iranian exchange market.

The STR model, which incorporates macroeconomic variables into the logistic function (with the real exchange rate ultimately selected as the best explanatory variable), reveals two distinct regimes for our monthly time series. The results show that this model possesses strong in-sample explanatory power.

On the other hand, since economic dynamics are not captured solely by observable variables, the MS model identifies endogenous regime changes within the transition probabilities. Unlike the STR model, the MS framework detects three regimes: currency repression, currency jumps, and turmoil. The turmoil regime corresponds to periods of extreme exchange rate volatility caused by uncertainty, speculation, and insufficient central bank intervention. Additionally, the pronounced gap between the market and fundamental exchange rates—accompanied by episodes of currency repression—appears to significantly contribute to the formation of heterogeneous expectations.

بررسی کارایی مدل‌های چرخش رژیم در بازار ارز با رویکرد عامل بنیان و لحاظ ناهمگنی رفتاری عواملان اقتصادی در ایران

اصغر ابوالحسنی هستیانی^۱، بیتا شایگانی^۲، مژگان معلمی^۳

سعیده رحیمی بافرانی^۴ 

abolhasani2003@pnu.ac.ir

shaygan@pnu.ac.ir

moallemi_m@pnu.ac.ir

saedeh.rahimi@gmail.com

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).

چکیده

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:

دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۸

بازنگری: ۱۴۰۴/۱/۱۷

پذیرش: ۱۴۰۴/۲/۱۴

انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۹/۱۷

کلمات کلیدی:

نرخ ارز

مدل‌سازی عامل‌بنیان

ناهمگنی رفتاری مبادله‌ای

مدل رگرسیون انتقال هموار

مدل چرخشی مارکوف

طبقه‌بندی JEL:

O34, H5, C01

نویسنده مسئول:

saedeh.rahimi@gmail.com

در بی ناتوانی مدل‌سازی‌های متداول اقتصادی در توضیح نوسانات نرخ ارز، بعد از بحران جهانی ۲۰۰۸ مدل‌سازی عامل بنیان مدنظر محققان اقتصادی قرار گرفته است. از ویژگی‌های این مدل‌سازی نوین، تحلیل رفتارها و دیدگاه‌های متفاوت کارگزاران اقتصادی به‌جای رفتار کارگزار نمونه و جایگزینی فرض عقلانیت کامل با عقلانیت محدود می‌باشد. با توجه به ادبیات موضوع یاد شده، در این مطالعه، با وارد کردن دیدگاه‌های متفاوت کارگزاران درخصوص رفتار نرخ ارز، تحلیل پویایی‌های نوسانات نرخ ارز اقتصاد ایران با دقت بیشتری ارائه، و به بررسی چگونگی سازوکار انتقال انتظارات در بازار ارز پرداخته شده است. در این راستا، کارآیی سه مدل چرخش رژیم را در برآورد ناهمگنی رفتاری در بازار ارز مقایسه می‌شود. این سه مدل کارگزاران ناهمگن رفتاری، عناصر متفاوتی را در مدل‌های چرخش رژیم با مکانیزم‌های مختلف قرار می‌دهند. مدل اول، چرخش استراتژی کارگزاران را به‌عنوان تابعی از عملکرد نسبی گذشته در نظر می‌گیرد. در مدل دوم، با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال هموار، امکان تغییر استراتژی‌های کارگزاران بر مبنای متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان بررسی شده است و در نهایت، مدل سوم، باورهای ناهمگن کارگزاران را به فرایند مارکوف سوئیچینگ وابسته می‌داند. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد، ناهمگنی رفتاری در استراتژی‌های مبادله مبادله‌کنندگان در بازار ارز، می‌تواند نوسانات مازاد در بازار ارز را به‌خوبی توضیح دهد. بررسی کارآیی مدل‌های چرخش رژیم به‌کارگرفته شده نیز نشان می‌دهد، مدل رگرسیون انتقال هموار در میان مدل‌های به‌کارگرفته شده، بهترین کارآیی تخمین درون‌نمونه‌ای را دارد.

۱. مقدمه

در ادبیات اقتصادی نرخ ارز به‌عنوان معیاری برای سنجش تحولات اقتصادی کشور به‌شمار می‌رود، میزان ثبات رشد اقتصادی را منعکس می‌نماید و پیوند میان اقتصاد کشور و دنیای خارج را نشان می‌دهد. مطابق با تحقیق سالانه بانک تسویه بین‌المللی^۱ در سال ۲۰۱۹، نرخ ارز، مهم‌ترین قیمت و بازار ارز، بزرگ‌ترین بازار مبادلاتی در سطح بین‌المللی و ملی برای هر کشور است. این نرخ، مهم‌ترین نرخ است که با اثرگذاری بر قیمت‌های نسبی، هم بخش واقعی و هم، بخش پولی و اعتباری کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به اهمیت این متغیر، مدیریت نرخ ارز و بررسی تحولات آن، توجه مقامات پولی را در کشورهای جلب نموده و تلاش‌های زیادی برای درک ماهیت و شناسایی علت نوسانات نرخ ارز در کشورهای مختلف انجام شده است.

مروری بر تاریخچه تعیین نرخ ارز در کشورهای جهان نشان می‌دهد، از دهه ۱۸۷۰ میلادی تا قبل از فروپاشی نظام نرخ ارز ثابت برتون وودز، اغلب کشورها از نظام استاندارد طلا برای تعیین نرخ ارز استفاده می‌نمودند. در این نظام، ارزش هر واحد پول به‌صورت نسبت ثابتی از طلا تعریف شده و نرخ مبادله پول کشورها از این نسبت تبعیت می‌کرد. با فروپاشی سیستم برتون وودز در اوایل دهه ۱۹۷۰، اقتصاددانان طیف وسیعی از نظریات را جهت توضیح نوسانات نرخ ارز به‌کار برده‌اند. مدل‌های نرخ ارز که در پاسخ به علت فروپاشی سیستم برتون وودز در اوایل دهه ۱۹۷۰ طراحی شدند، بدون استثنا براساس مفهوم انتظارات عقلایی بودند (موت^۲، ۱۹۸۱).

در نظریه انتظارات عقلایی، فرض می‌شود که همه افراد به‌طور یکسان به اطلاعات موجود در بازار دسترسی داشته و بنابراین، به‌صورت یکنواخت تصمیم می‌گیرند. به همین دلیل، یک عامل خاص را به‌عنوان نماینده همه عوامل در نظر می‌گیرند. بررسی رویکردهای تجربی و نظری به‌کارگرفته شده تعیین نرخ ارز توسط کشورها نشان می‌دهد، می‌توان نظریه برابری قدرت خرید و مدل پولی تعیین نرخ ارز را به‌عنوان دو مدل ساختاری به حساب آورد که پایه اغلب مدل‌های تجربی تعیین نرخ ارز، به حساب می‌آیند. اما نتایج مطالعات تجربی انجام شده، نشان داده‌اند که مدل پولی و مدل برابری قدرت خرید، قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برای توضیح نوسانات نرخ ارز را در کوتاه‌مدت ندارند. برخی از مطالعات انجام شده در این دوره نیز نشان دادند که ویژگی‌های یک فرایند تصادفی، بهتر از مدل‌های بنیادین، رفتار نرخ ارز را در کوتاه‌مدت و میان‌مدت توضیح می‌دهند. برخی از محققان تأکید کرده‌اند که به‌علت وجود حباب‌های عقلایی، نرخ‌های ارز از سطوح تعادلی خود که براساس تئوری‌های اقتصادی تعیین شده‌اند، منحرف می‌شوند.

محققان یکی از نواقص مدل‌های ساختاری در بررسی و تبیین علت ماندگاری نوسانات نرخ ارز و عدم توانایی این مدل‌ها در توضیح نوسانات نرخ ارز را عدم لحاظ مقادیر انتظاری متغیرهای بنیادین در

1. Bank of International Settlement (BIS)

2. Muth (1981).

مدل‌های تعیین نرخ ارز برشمرده‌اند و بیان نموده‌اند که مطالعه چگونگی شکل‌گیری انتظارات عوامل اقتصادی در این مدل‌ها، دارای اهمیت ویژه و منطبق با نظریه انتظارات تطبیقی است.

بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸، رویکرد جدیدی به نام مدل‌سازی عامل بنیان (ABM) به منظور رفع محدودیت مدل‌سازی سنتی نرخ ارز ایجاد شد. بسیاری از محققان استفاده از رویکرد مدل‌سازی عامل بنیان با مدل‌های با عوامل ناهمگن را به عنوان راه حل معتبر برای توضیح حقایق مشاهده شده در مورد نرخ ارز بیان کردند. طبق این نظریه، محققان به اثرات نظرات تحلیلگران ارز در بازار ارز توجه نموده‌اند. تحلیلگران ارز، کسانی هستند که پیش‌بینی آن‌ها نسبت به روند آتی نرخ ارز براساس تئوری اقتصادی نبوده، بلکه پایه نظرات‌شان صرفاً شناخت فرضی الگوی رفتاری نرخ ارز است که براساس تغییرات نرخ ارز شکل می‌گیرد. در این نوع از مدل‌ها، تلاش بر این است تا به جای مدل‌سازی یک سیستم از دیدگاه کلی، با مدل کردن اجزاء سیستم و مطالعه برهم‌کنش این اجزاء، خصوصیات کلی سیستم توضیح داده شود. در این مدل‌ها فرض می‌شود که عوامل از استراتژی‌های متفاوت و ناهمگن استفاده کرده و انتظارات و عوامل غیربنیادی، نقش اساسی در توضیح رفتار نرخ ارز ایفا می‌نمایند. در این رویکرد عامل‌ها، اجزاء سیستم هستند که هر کدام با دیگری متفاوت بوده و رفتار منحصر به فردی دارند و زمانی که این اجزا با یکدیگر تعامل می‌کنند، خصوصیات سیستم شکل می‌گیرد.

تجربه موفق مدل‌های (ABM) در توضیح پدیده‌های مالی، منجر به توسعه شاخه‌ای از ادبیات در برآورد این مدل‌ها شده است. در این شیوه، ابتدا مدل‌های ناهمگنی رفتاری کارگزاران به عنوان یک فرض پایه در نظر گرفته می‌شود و سپس پارامترهایی که ناهمگنی را مشخص می‌کنند، با به کار بردن مدل‌های مختلف محاسبه می‌شوند. با به کارگیری این رویکردها، مطالعات تحقیقاتی زیادی توانسته‌اند با لحاظ ناهمگنی رفتاری کارگزاران اقتصادی، علت نوسانات نرخ ارز را توضیح دهند. در این مدل‌ها تلاش بر این است که چگونگی سازوکار انتقال انتظارات به بازار ارز را با محاسبه مؤلفه‌های ناهمگنی بازار و مدل‌سازی نحوه تغییر این مؤلفه‌ها، تبیین نمایند. اگرچه شواهد روشنی وجود دارد که نشان می‌دهد مدل‌های چرخش رژیوم شواهد تجربی خوبی برای برآورد مدل‌های رفتاری ناهمگن مهیا می‌کنند، اما مشخص نشده است که کدام نوع از مکانیسم چرخش بهتر عمل می‌کند. به همین دلیل در این مطالعه، قصد بر این است که عملکرد این سه رویکرد با واقعیات اقتصادی کشور ایران تطابق داده شود و نتایج حاصل از الگوهای مختلف مکانیسم چرخشی با هم مقایسه و عملکرد آن‌ها در بازار ارز ایران، مورد ارزیابی قرار گیرد.

به این منظور، مطالعه حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بعد از بیان مقدمه، در بخش دوم، به بررسی ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی در این زمینه پرداخته خواهد شد. بخش سوم، به طراحی الگو و داده‌های پژوهش اختصاص یافته و نتایج حاصل از تخمین مدل

در فصل چهارم بررسی می‌گردد و در نهایت، در بخش پنجم، به بیان نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته خواهد شد.

۲. مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

در دهه ۱۹۷۰ میلادی، استفاده از مدل‌های اقتصادی با تأکید بر نقش انتظارات عقلایی برای توضیح رفتار نرخ ارز مانند مدل پولی، مدل دورنبوش و مدل تراز سید دارایی بسیار رایج بود، اما مدل‌های یاد شده در مطالعات تجربی در ارائه مدل یکپارچه برای تحلیل تغییرات نرخ ارز شکست خوردند (دی‌گرو و گریمالدی، ۲۰۱۲). به دلیل ناهنجاری‌های مشاهده شده در بازار، بسیاری از کارهای تحقیقاتی ادبیات سنتی، عقلایی بودن سرمایه‌گذاران را مورد انتقاد قرار دادند. مهم‌ترین مطالعه در این حوزه، مقاله میز و روگوف (۱۹۸۳) بود که توانمندی تجربی مدل‌های نامبرده را برای توضیح رفتار نرخ ارز رد کردند و در پی آن، مطالعات جدید زیادی با رویکردهای مختلف برای مدل‌سازی رفتار نرخ ارز صورت پذیرفت. این تلاش‌ها منجر به سه رهیافت جدید مدل‌سازی نرخ ارز شد؛ اولین رهیافت، از چهارچوب بهینه‌سازی پویای مطلوبیت عامل نماینده استفاده می‌کند (ابستفلد - روگوف، ۲۰۱۴).

دومین روش از تحلیل ساختار خرد بازار ارز استفاده کرده و سومین رهیافت، بر تحلیل عوامل ناهمگن در بازار با انتظارات مختلف و متفاوت در مورد رفتار نرخ ارز تأکید می‌کند. در مورد آخرین رهیافت، باید عنوان نمود که با وجود آنکه مدت زمان زیادی از به‌کارگیری رهیافت مدل‌سازی بنیادگرها - نمودارگرها در مدل‌سازی رفتار نرخ ارز نمی‌گذرد، اما رهیافت بنیادگرها - نمودارگرها در حال حاضر، همچنان یک روش متداول برای مطالعه انتظارات ناهمگن در بازار ارز است (منخف و همکاران، ۲۰۰۹). مطالعات زیادی بر کاربرد استراتژی‌های ناهمگن با عقلانیت محدود در بازار دارایی‌های مالی براساس تجزیه و تحلیل بنیادی و تکنیکال تأیید کرده‌اند. گودمن (۱۹۷۹) از اولین محققانی بود که نشان داد عوامل ناهمگن در بازار ارز وجود دارند و از روش‌های متفاوتی برای تجزیه و تحلیل رفتار نرخ ارز استفاده کرد. وی نشان داد که در این بازار، معامله‌گران حرفه‌ای اغلب از تحلیل تکنیکی استفاده کرده و احتمالاً موفق نیز بوده‌اند. یافته‌های وی به‌عنوان راهی برای تبیین حقایق مشاهده شده در بازار ارز از آن زمان تاکنون در نظر گرفته شده است. ب اساس این یافته‌ها، تحلیلگران بنیادی (بنیادگرها) و تکنیکی (نمودارگرها) با هم در بازار حضور داشته و پویایی‌ها و تغییر سهم این معامله‌گران از بازار با توجه به شرایط بازار، باعث شکل‌گیری نوسانات بازار ارز می‌شوند.

به منظور مدل‌سازی نظری ناهمگنی رفتاری کارگزاران در مدل‌های عامل بنیان و تبیین نقش بنیادگرها و نمودارگرها و نحوه تغییر سهم آن‌ها از بازار، مطالعات متعددی صورت گرفته است که

1. De Grauwe and Grimaldi (2012).
2. Meese and Roggof (1983).
3. Obstfeld and Roggof (2014).
4. Menkhof et al (2009).
5. Goodman (1979).

می‌توان آن‌ها را بر حسب استراتژی‌های تصمیم‌گیری نمودارگراها و بنیادگراها و چگونگی تغییر سهم آن‌ها از بازار به گروه‌های مختلفی تقسیم‌بندی نمود و با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم، پویایی‌های این تغییرات را نشان داد. مدل‌های چرخش رژیم موجود که در برآوردهای مدل‌های ناهمگنی رفتاری مورد استفاده قرار می‌گیرند، می‌توانند در سه دسته‌بندی مطابق با عناصر مختلفی که در مکانیسم جابه‌جایی‌ها، قرار گیرند، تقسیم‌بندی شوند.

در دسته اول، فرض می‌شود، ناهمگنی مقطعی است. در این حالت، فرض می‌شود، انواع مختلفی از سرمایه‌گذاران، استراتژی‌های مختلفی را اتخاذ می‌کنند و سرمایه‌گذاران، استراتژی‌های خود را براساس عملکرد گذشته تغییر می‌دهند. مدل‌های این گروه، شامل مدل‌هایی هستند که تصمیم‌گیری عامل‌ها برای خرید یا فروش دارایی‌های ریسکی را منوط به بررسی عملکرد و بازدهی تصمیم قبلی آن‌ها می‌کنند. در این راستا، فرانکل و فروت^۱ از نیمه دهه ۱۹۸۰ میلادی مجموعه مقالاتی را منتشر کردند. این دو محقق فرض کردند که سهم نمودارگراها و بنیادگراها در بازار از فرایندی به دست می‌آید که براساس آن، اگر تصمیم عوامل در گذشته سودمند بود، آن‌ها تغییر عقیده نداده و اگر سودمند نبود، تغییر عقیده می‌دهند و به نوعی، دیدگاه آن‌ها از بنیادگرایی به نمودارگرایی تغییر می‌کند. در این مدل، بنیادگراها پیش‌بینی می‌کنند که نرخ ارز به مقدار تعادلی بلندمدت خود (مثلاً نرخی که از تراز حساب‌های جاری به‌دست می‌آید) میل می‌کند، درحالی‌که نمودارگراها در راستای تغییرات فعلی نرخ ارز حرکت کرده و روند آتی نرخ ارز را برون‌یابی می‌کنند.

در گروه دوم از این مطالعات، فرض می‌شود که ناهمگنی می‌تواند در طول زمان متغیر باشد، در این گروه فرض می‌شود، سرمایه‌گذار می‌تواند در طول زمان بین استراتژی‌های ناهمگن جابه‌جا شود. مهم‌ترین مطالعه در این گروه، مطالعه لوف^۲ (۲۰۱۲) است، در این گروه از مدل‌ها، فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران، استراتژی‌های معاملاتی خود را طبق چرخه‌های تجاری اتخاذ می‌کنند. قاعده چرخش به‌وسیله یک تابع انتقال ملایم^۳ از برخی متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ رشد اقتصادی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید صنعتی، مدیریت می‌شود. در این نوع مدل‌ها، سرمایه‌گذاران، استراتژی نمودارگرایی را طی دوره رونق اقتصادی و استراتژی بنیادگرایی را طی دوره رکود اقتصادی اتخاذ می‌کنند.

سومین نوع مدل‌ها از کار چایرلا و همکاران^۴ (۲۰۱۴) پیروی می‌کند، که در آنها، چرخش‌ها از تغییر ساختاری در انتظارات، براساس برخی شرایط غیرقابل مشاهده در بازارهای مالی سرچشمه می‌گیرد، که به‌وسیله فرایند مارکوف بیان شده است. در این روش، سرمایه‌گذاران ابتدا استراتژی معاملاتی یکسانی بازی می‌کنند، اما بعداً از قاعده اصلی پیش‌بینی خود منحرف می‌شوند و به طور کامل، به استراتژی‌ای کاملاً متفاوت و مطابق با شرایط بازار جابه‌جا می‌شوند.

1. Frankle and Froot (1980).

2. Lof (2012).

3. Smooth- transition

4. Carl Chiarella (2014).

در داخل کشور نیز مطالعاتی در زمینه موضوع مورد بررسی این مقاله انجام شده و به بررسی نقش انتظارات در نوسانات بازار ارز پرداخته‌اند که در ادامه، به مهم‌ترین آنها اشاره شده است:

مروت و فریدزاده (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ی خود، از رویکرد بروک و هومس^۱ استفاده کرده و عوامل بازار را به دو گروه اصلی بنیادگراها و نمودارگراها با ویژگی‌های متفاوت تقسیم کرده‌اند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد در دورانی که نوسانات نرخ ارز شدید بوده است، سهم نمودارگراها از تقاضای بازار افزایش یافته و بی‌ثباتی بازار را تشدید کرده، و در دورانی که سهم نمودارگراها کاهش یافته، بازار باثبات‌تر بوده است.

آذر و همکاران (۱۳۹۶)، نیز با استفاده از مدل‌سازی عامل بنیان و سناریوسازی، سعی در تحلیل ناهمگنی در بازارهای مالی داشتند. نتایج نشان می‌دهد، عوامل مطابق با استراتژی معاملاتی و یادگیری-های صورت پذیرفته به پیشنهاد خرید و فروش پرداخته و در نهایت، بازارسازها مطابق با مکانیزم حراج، شروع به تطبیق سفارشات و انجام عملیات تسویه و پایاپای می‌نمایند. طبق بررسی‌های انجام شده و مطالعات صورت گرفته، از رویکردهای مختلف برای بررسی ناهمگنی و پویایی در بازارهای مالی و به-خصوص بازار مالی پرداخته‌اند. در این مطالعه، عملکرد دو رویکرد مطرح دیگر در این زمینه با هم مقایسه و رویکردی که بهترین نتیجه را مطابق با واقعیات دارد، معرفی شده است.

شیرازیان و همکاران (۱۳۹۸)، در تحقیقی، به خوشه‌بندی نوسانات در بازارهای مالی با مدل شبیه‌سازی عامل بنیان پرداختند. برای این منظور، در این پژوهش، از مدل شبیه‌سازی عامل بنیان که یک جزء مفیدی برای تحلیل اقتصادسنجی ارائه می‌کند، از طریق نرم افزار متلب استفاده شده است. نتیجه استفاده از این مدل، برقراری ارتباط میان نوسانات بالا و پایین بازار با رفتار آستانه‌ای مشارکت-کنندگان بازار می‌باشد. همچنین اینرسی سرمایه‌گذار را با خوشه‌بندی نوسانات مرتبط می‌سازد.

شهبلائی و همکاران (۱۴۰۰)، در تحقیقی، به بررسی نحوه شکل‌گیری انتظارات نرخ ارز در یک مطالعه آزمایشگاهی پرداختند. در این آزمایش، تفاوت میان نحوه شکل‌گیری انتظارات در میان افراد و ارتباط آن با توانایی‌های شناختی بررسی می‌شود. برای ایجاد انگیزه در افراد، پاداش‌هایی متناسب با عملکرد در نظر گرفته شده است. در این چهارچوب، درحالی‌که انتظارات عقلانی رد می‌شود، انتظارات تطبیقی رد نمی‌شود. افراد فارغ از توانایی‌های شناختی به شکل یکسانی انتظارات خود را شکل می‌دهند و شکل‌گیری انتظارات میان افراد مختلف یکسان است. در این آزمایش، افراد نسبت به مقادیر جدید نرخ ارز، که در این چهارچوب به‌عنوان ادراک نوفه فرض می‌شود، بیش واکنشی نشان داده‌اند. این یافته به‌عنوان شاهی برای رفتارهای هیجانی در بازار واقعی ارز در نظر گرفته شده است.

۳. روش تحقیق و معرفی مدل

۳-۱. تصریح الگوی معیار و برآورد آن

در این مقاله، انحراف نرخ ارز واقعی از نرخ ارز بنیادی تعادلی، به‌عنوان معیاری برای نوسانات مازاد نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود. در مطالعات تجربی، تلاش‌های فراوانی به‌منظور برآورد مقادیر تعادلی متغیر نرخ ارز انجام شده است؛ اما هنوز توافق جامعی درباره چگونگی و روش انجام کار بین کارشناسان وجود ندارد. از این رو، روش‌های گوناگونی در تعیین الگوی تعادلی نرخ ارز حقیقی در پژوهش‌های مختلف وجود دارد.

در این مطالعه، ارزش بنیادی تعادلی به‌وسیله مدل نرخ ارز بنیادی با رویکرد پولی تعیین می‌گردد، که با رویکرد هم‌انباشتگی^۱ مشخص می‌شود. مدل محاسبه نرخ ارز بنیادی در این تحقیق، از رهیافت بهمنی اسکویی و کارا که مبتنی بر نظریه مقداری پول می‌باشد، استخراج شده است: در این رهیافت، نرخ ارز تعادلی معادل با نرخ‌ی که همزمان تعادل داخلی (عدم وجود شکاف تولید از تولید بالقوه و عدم وجود فشارهای تورمی) و تعادل خارجی (سطحی از کسری یا مازاد حساب جاری که به‌صورت پایدار امکان تأمین آن وجود دارد)، سازگار است، محاسبه می‌شود. بنابراین، دو معادله جدا برای ایران و دنیای خارج (که با علامت * نشان داده می‌شود)، در نظر گرفته شده و پس از حل آنها، نتایج در نظریه برابری قدرت خرید (PPP) گنجانده می‌شود. معادلات ۱ تا ۳ نمایانگر این روابط هستند.

$$MV = PY \rightarrow P = \frac{MV}{Y} \text{ and } P^* = \frac{M^*V^*}{Y^*} \quad (۱)$$

$$U = \frac{P}{P^*} \quad (۲)$$

$$U = \left(\frac{M}{M^*}\right) \cdot \left(\frac{Y^*}{Y}\right) \cdot \left(\frac{V}{V^*}\right) \quad (۳)$$

متغیرهای M, V, P, Y و U ، به‌ترتیب، نماینده حجم پول، سرعت گردش پول، سطح عمومی قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز است. با لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله ۳، نتیجه در معادله ۴ نمایش داده می‌شود. در این معادله، متغیر با علامت * نشان دهنده متغیرهای مربوط به کشور ایران و آمریکا (به‌عنوان نماینده سایر کشورهای جهان) می‌باشد. با توجه به اینکه سری زمانی سرعت گردش پول برای بسیاری از کشورها وجود ندارد، محققان معمولاً از شاخص تورم (P) به‌عنوان نماینده سرعت گردش پول استفاده می‌نمایند. بنابراین، معادله نهایی را می‌توان به شکل معادله ۵ بازنویسی کرد.

$$\log(U) = (\log M_t - \log M^*_t) - (\log Y_t - \log Y^*_t) + (\log V_t - \log V^*_t) \quad (۴)$$

$$\log(U) = (\log M_t - \log M^*_t) - (\log Y_t - \log Y^*_t) + (\log P_t - \log P^*_t) \quad (۵)$$

با توجه به اینکه ارز حاصل از درآمدهای نفت و پتروشیمی، مهم‌ترین بخش از عرضه ارز در ایران است، بنابراین علاوه بر متغیرهای فوق‌الذکر، درآمد نفت و پتروشیمی ایران نیز به‌عنوان یک متغیر بنیادین در تعیین نرخ ارز ایران لحاظ می‌شود، اما با توجه به اینکه صادرات نفت ایران به‌معنای واردات نفت،

به‌عنوان عامل تولید، توسط سایر کشورها است و بنابراین، می‌توان انتظار داشت که اگر درآمد نفت ایران افزایش یابد، هزینه تولید در سایر کشورها افزایش می‌یابد و در قالب افزایش شاخص قیمت کالاهای وارداتی به ایران، منعکس می‌گردد. برای اینکه بتوان تأثیر درآمد نفت و شاخص قیمت کالاهای وارداتی را به‌درستی کنترل کرد، متغیر OI_t به معادله ۵ افزوده شده و معادله ۶ را می‌سازد. این متغیر، معادل لگاریتم نسبت درآمدهای نفت و پتروشیمی ایران به شاخص قیمت آمریکا است.

$$\text{Log}(U) = (\log M_t - \log M_t^*) - (\log Y_t - \log Y_t^*) + (\log P_t - \log P_t) + (\log OI_t - \text{Log} Pt^*) \quad (۶)$$

معادله ۶ می‌تواند به شکل معادله ۷ بازنویسی شود که در آن: S ، m ، y و P ، به ترتیب، نماینده نرخ ارز اسمی، تفاوت بین سرعت گردش پول، تولید ملی و نرخ تورم ایران و آمریکا است. P_{oil} نیز نماینده تفاوت بین درآمد نفت و پتروشیمی ایران و شاخص قیمت کالاهای وارداتی است.

$$\ln U_t^* = c_0 + c_1 \times (m_t - m_t^*) + c_2 \times (y_t - y_t^*) + c_3 \times (p_t - p_t^*) + \text{Poil}_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در این معادله، $\ln U_t^*$ لگاریتم طبیعی نرخ ارز بنیادی، m_t عرضه پول داخلی، Y_t تولید ملی، P_t نرخ تورم داخلی است. متغیرهای با * در سمت راست معادله، متغیرهای مربوط به کشور خارجی هستند. بنابراین، نرخ ارز بنیادی به‌وسیله انحراف از عرضه پول، تولید، و نرخ‌های تورم بین ایران و کشور خارجی می‌شود.

شایان ذکر است، مدل مزبور بومی‌سازی شده و تمامی ویژگی‌های منحصر به فرد اقتصاد ایران (درآمدهای نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی، شرایط تحریم، تهاوت کالاها در شرایط تحریمی و ...) به آن افزوده شده تا نتایجی دقیق و قابل اعتماد حاصل شود. برآورد مدل نرخ ارز تعادلی با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ در قالب معادله رگرسیونی زیر ارائه شده است: متغیر تحریم نیز نماینده‌ای از تمامی مشکلاتی است که در جریان نقل و انتقال ارز از طریق شبکه بانکی، مسدود شدن ذخایر ارزی کشور و عدم دسترسی به آن، هزینه‌های مبادلاتی ارز و غیره به‌وقوع پیوسته و عرضه ارز را با مشکل روبرو می‌سازد. الگوی پیشنهادی پولی ترکیبی نرخ ارز برای اقتصاد ایران بر اساس مبانی نظری مطرح شده به‌صورت زیر است:

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (p_t - p_t^*) + \beta_4 \text{Poil}_t + v_t + \text{Sanction} \quad (۸)$$

مأخذ گردآوری داده‌های سری زمانی به‌کارگرفته شده در این پژوهش، از منابع مختلف از جمله بانک جهانی، سایت فدرال رزرو آمریکا و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی بوده است که داده‌های آماری برای نرخ ارز بازار غیررسمی و قیمت نفت خام، از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و برای حجم نقدینگی آمریکا، تولید ناخالص داخلی آمریکا و نرخ بهره آمریکا از سایت فدرال رزرو آمریکا گردآوری شده است. قبل از برآورد الگو، داده‌ها از لحاظ مانایی^۱ مورد بررسی قرار می‌گیرند. براساس نتایج به‌دست آمده از بررسی مانایی طبق جدول ۱، می‌توان نتیجه گرفت که همه متغیرها $I(1)$ می‌باشند، به عبارتی با یک بار تفاضل‌گیری متغیر، مانا می‌شوند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

Table 1: Unit Root Test Results

نتیجه آزمون	مقادیر بحرانی مک‌کینون			آماره ADF	نوع آزمون	متغیرها
	10 درصد	5 درصد	1 درصد			
ناپایا	-2.596	-2.965	-1.288	0.027	(c,t,13)	$\text{Ln } U_t^*$
پایا	-2.591	-2.960	-3.563	-0.641	(c,t,13)	$d(\text{Ln}U_t^*)$
ناپایا	-2.615	-2.945	-3.643	-1.934	(c,t,13)	$(y_t - y_t^*)$
پایا	-2.599	-2.937	-3.574	-11.865	(c,t,13)	$d(y_t - y_t^*)$
ناپایا	-2.625	-2.909	-3.541	3.884	(c,t,13)	$(m_t - m_t^*)$
پایا	-2.621	-2.971	-3.698	1.526	(c,t,13)	$d(m_t - m_t^*)$
ناپایا	-2.601	-2.963	-3.689	3.941	(c,t,13)	$(Pt - Pt^*)$
پایا	-2.805	-2.603	-3.671	12.351	(c,t,13)	$d(Pt - Pt^*)$
ناپایا	-2.602	-2.960	-2.934	-3.594	(c,t,13)	Poil

متغیرها شامل: $\text{Ln}U_t^*$ ، $(m_t - m_t^*)$ ، $(Pt - Pt^*)$ ، $(Y_t - Y_t^*)$ نوع آزمون (C, t, l) نشان دهنده ثابت، روند و متغیر باتأخیر است. مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

پس از بررسی ایستایی، در این پژوهش برای تعیین طول وقفه بهینه بردارهای انباشتگی، از معیارهای آکائیک ۱ AIC، شوارتز ۲ SC، حنان کوئین ۳ HQ، خطای پیش‌بینی نهایی FPE و آماره نسبت درست‌نمایی LR استفاده شده است. در جدول ۲ علامت * بیانگر وقفه ۱ به‌عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود. که براساس معیارهای شوارتز SC و آزمون نسبت درست‌نمایی LR وقفه ۱ به‌عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون طول وقفه بهینه در الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)

Table 2: Results of Optimal Lag Length Test in VAR Model

HQ	SC	AIC	FPE	LR	Log L	تعداد وقفه
5.668	5.770	5.602	0.002	NA	-177.671	0
-6.610	-6.294	-7.006	-10 e6.28	789.29	257.712	1*
-6.225	-5.119	-6.955	-10e6.69	38.58	280.931	2
-5.513	-3.897	-6.569	-9e.1.02	18.97	293.511	3

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با در نظر گرفتن نتایج آزمون ایستایی، در مرحله بعد، برای مشخص نمودن شکل دقیق رابطه بین نرخ ارز واقعی و متغیرهای بنیادی، آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی^۴ بین متغیرهای الگوی نرخ واقعی ارز صورت گرفت. از آنجا که در این الگو، بیش از دو متغیر وجود دارد، از آزمون پسران و همکاران^۵ برای تعیین تعداد روابط بلندمدت یا همان مرتبه همگرایی استفاده می‌شود. نتایج آزمون پسران و همکاران،

1. Akaike information criterion /AIC
 2. Schwarz information criterion
 3. Hanan Queen
 4. Cointegration Test
 5. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J.

وجود رابطه بلندمدت میان نرخ ارز واقعی و متغیرهای بنیادی در مدل را تأیید می‌کند (ارزش آماره F محاسبه شده بیش از کرانه بالا است)، که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پسران و همکاران

Table 3: Pesaran et al. Cointegration Test Results

14.78		آماره F محاسبه شده
I(1)	I(0)	آستانه بحرانی
3.64	2.15	%1
2.42	2.78	%5
6.45	3.41	%10

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه آزمون معرفی شده، وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند، بنابراین، تخمین معادله ۷ امکان‌پذیر است و امکان وجود رگرسیون کاذب ۱ وجود ندارد. براساس نتایج ایستایی، تمامی متغیرهای الگو، انباشته از درجه یک هستند و همچنین، با توجه به نتایج آزمون همگرایی مبنی بر وجود حداقل یک رابطه همگرا بین متغیرها، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری VECM برحسب تعداد یک وقفه در الگوی خودتوضیح (خودرگرسیون) برداری ۲ مرتبط با الگوی نرخ واقعی ارز صورت گرفته، که پارامترهای برآورد شده آن در جدول ۴ آمده است. ضرایب بلندمدت در این الگو، به دلیل لگاریتمی بودن متغیرها، کشش بلندمدت را نشان می‌دهد. جدول ۴، نتایج برآورد مدل با سه رویکرد OLS، VECM و ARDL رابطه بین نرخ ارز واقعی و متغیرهای بنیادی را خلاصه می‌نماید.

جدول ۴. خلاصه نتایج برآورد مدل‌های متغیرهای بنیادی و نرخ ارز واقعی

Table 4: Summary of Estimation Result of Fundamental Variables

Reg.3	Reg.2	Reg.1	and the Real Exchange Rate Model	
ARDL	VECM	OLS	روش برآورد	
			متغیر پرونزا	متغیر درونزا
0.16 (1.03)	9.81 (2.15)	21.26 (3.44)	C	
-0.15 (0.21)	-0.84 (0.43)	-3.07 (1.21)	$d(y_t - y_t^*)$	
0.036 (0.03)	0.29 (0.56)	0.53 (0.02)	$d(m_t - m_t^*)$	
0.02 (0.11)	0.05 (0.014)	0.21 (0.03)	$d(P_t - P_t^*)$	
-0.02 (0.03)	-0.012 (0.04)	-0.21 (1.78)	Poil	
0.019 (0.02)	0.082 (0.11)	0.095 (0.08)	Sanction	
0.865	0.090	0.922	Adjusted R ²	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* (مقادیر داخل پرانتز، میزان خطای استاندارد را نشان می‌دهد).

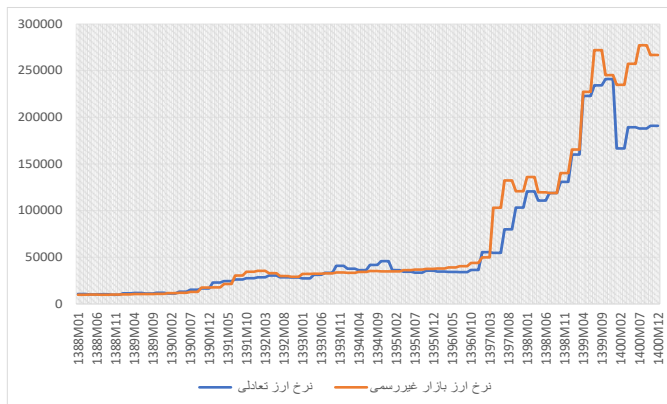
1. Spurious Regression
2. Vector Auto Regressive (VAR)

از آنجایی که برآوردهای OLS نتایج معتبرتری را ارائه نموده‌اند، در مدل نهایی از این رویکرد استفاده به‌عمل آمده و به این ترتیب، پارامترهای برآورد شده مدل نیز در قالب معادله ۹ نشان داده شده است.

$$U_t = 21.26 + 0.53 * m_t - 3.07 * y_t + 0.21 * dp_t - 0.21 * Poit + 0.095 * sanction + \varepsilon_t \quad (9)$$

ε_t جزء خطای معادله رگرسیون است.

شکل ۱، نرخ ارز در بازار غیررسمی و نرخ ارز تعادلی محاسبه شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱. نرخ ارز در بازار غیررسمی و نرخ ارز تعادلی محاسبه شده در این پژوهش

Figure 1: Unofficial Market Exchange Rate and the Estimated Equilibrium Exchange Rate in this study

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۳. باورهای ناهمگن کارگزاران اقتصادی

در مدل عامل‌بنیان مورد بررسی، فرض بر این است که مانند بسیاری از بازارهای دارایی، بازار ارز نیز متشکل از سرمایه‌گذارانی است که از تجزیه و تحلیل بنیادی و فنی در تصمیم‌گیری‌های معاملاتی خود استفاده می‌کنند. بر مبنای فرض مدل‌های کارگزاران رفتاری ناهمگن، دو نوع کارگزار وجود دارند که قوانین انتظاراتی مختلفی دارند. در مطالعه حاضر نیز، بازار ارز شامل دو نوع کارگزار بنیادگراها و نمودارگراها می‌باشد، که به یک بازارساز سفارش می‌دهند. بازارساز، نرخ ارز را مطابق میزان کل سفارش بالا یا پایین تعیین می‌کند. E_t^C و E_t^F باورهای ناهمگن بنیادگرایان و نمودارگرایان را نشان می‌دهد، ω_t^F سهم بازار بنیادگرایان را نشان می‌دهد، در حالی که نسبت نمودارگرایان ω_t^C است.

۱-۲-۳. بنیادگراها

در الگوی مطالعه حاضر، بنیادگراها تفاوت بین نرخ ارز تعادلی U_t و بازار غیررسمی S_{t-1} را معیار تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری در بازار ارز انتخاب می‌کنند. تغییرات قیمت انتظاری ارز در نتیجه قیمت‌گذاری نادرست در ارزیابی بیش از حد یا کمتر از حد ارز است. در حالی که برخی دیگر، معتقدند

اثرات قیمت‌گذاری نادرست در کوتاه‌مدت ماندگار است، معادله تقاضای تجمعی ارز به صورت رابطه (۱۰) خواهد بود:

$$D_{f,t} = \alpha_{f,t}(u_t - S_{t-1}) \quad (10)$$

به طوری که α_f میزان عملکرد بنیادگرایان بر اساس باورهایشان را اندازه‌گیری می‌کند. اگر $\alpha_f > 0$ باشد، اکثر بنیادگراها گرایش به میانگین قیمت دارند، یعنی آن‌ها انتظار دارند اگر S_{t-1} کمتر (بیشتر) از u_t باشد، نرخ ارز در آینده افزایش (کاهش) یابد. طبق این مورد، مجموع واکنش‌ها منجر به ثبات نرخ ارز می‌شود. اگر $\alpha_f < 0$ باشد، اکثر بنیادگراها معتقدند انحراف نرخ ارز از مقدار میانگین آن بیشتر می‌شود. در این مورد مجموع واکنش بنیادگراها، نرخ ارز را بی‌ثبات‌تر می‌کند. انتظارات ناهمگن نرخ ارز برای بنیادگرایان، به شکل رابطه ۱۱ می‌باشد.

$$E_t^f(S_{t+1}) = S_{t-1} + \alpha_t * (U_t - S_{t-1}) \quad -1 < \alpha \leq 0 \quad (11)$$

که در رابطه بالا، α حساسیت کارگزاران به تقسیم بازار بین نرخ ارز و مقادیر ارزش بنیادی آن است. مطابق با نظر فرانکل و فروت (۱۹۹۱)، انتظارات نمودارگرایان در خصوص نرخ‌های ارز با معادله ۱۲ مشخص می‌شود.

$$E_t^c(S_{t+1}) = S_{t-1} + \varphi * (S_{t-1} - S_{t-2}) \quad \varphi > 0 \quad (12)$$

که در این معادله، φ ضریب برون‌یابی است. نسبت پویای ω_t^f و ω_t^c به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\omega_t^f = \exp(\beta \times u_{t-1}^f) / \exp(\beta \times U_{t-1}^f) + \exp(\beta \times U_{t-1}^c) \quad (13)$$

$$\omega_t^c = 1 - \omega_t^f$$

در این معادله، β شدت انتخاب است که درجه‌ای که در آن کارگزاران بین قوانین انتظاری مختلف تغییر می‌کنند را نشان می‌دهد. همچنین فرض می‌شود، قوانین ناهمگن پذیرفته شده به وسیله مبادله‌کنندگان برای کسب سود، موجب نااطمینانی می‌شود.

۲-۲-۳. نمودارگراها

نمودارگراها در این مدل، از تجزیه و تحلیل تکنیکی (نموداری) برای شکل‌دهی انتظارات نرخ ارز آینده استفاده می‌کنند. درحالی‌که قواعد فنی زیادی وجود دارد، معمول‌ترین قاعده، قاعده حرکت است. مطالعات تجربی، وجود چنین قواعدی را تأیید می‌کنند. مطابق یافته‌ها، فرض می‌شود که نمودارگراها انتظارات خود را براساس شکل پایه‌ای قاعده حرکت $AR(1)$ شکل می‌دهند:

$$E_{c,t}(S_t) = S_{t-1} + \beta_t(S_{t-1} - S_{t-2}) \quad (14)$$

به طوری که β_t نرخ برون‌یابی نمودارگراها است و درجه همبستگی مورد انتظار را اندازه می‌گیرد. وقتی $\beta_t > 0$ باشد، نمودارگراها انتظار دارند، روند قیمت‌ها پایدار باشد. از طرف دیگر، وقتی که $\beta_t < 0$ باشد، نمودارگراها انتظار دارند، روند قیمت‌های گذشته معکوس شود. تقاضای تجمعی نمودارگراها به شکل زیر است:

$$D_{c,t} = \eta[E_{c,t-1}(S_t) - S_{t-1}] \quad (۱۵)$$

$$= \lambda_t(S_{t-1} - S_{t-2})$$

به طوری که $\eta > 0$ پارامتری است که میزان عملکرد نمودارگراها را براساس باورهایشان اندازه‌گیری می‌کند و خط دوم با $\lambda_t = \eta\beta_t$ به دست می‌آید. نکته: $\lambda_t > 0$ ($\lambda_t < 0$) اگر و فقط اگر $\beta_t > 0$ ($\beta_t < 0$) باشد.

۳-۲-۳. بازارساز

بازارساز از همه معامله‌گران سفارشات را جمع‌آوری می‌کند و متعاقباً نرخ ارز نقطه‌ای را با توجه به تقاضای کل با سرعت $\gamma > 0$ قیمت‌گذاری می‌کند. $\omega_{f,t}$ و $\omega_{c,t}$ به ترتیب نشان‌دهنده وزن بازار (یا سهم) بنیادگراها و نمودارگراها هستند. نرخ ارز با توجه به تقاضای کل و جزء اخلاص ε_t به روزرسانی می‌شود که می‌توان به صورت رابطه زیر نوشت:

$$\Delta S_t = S_t - S_{t-1} \quad (۱۶)$$

$$= \gamma(\omega_{f,t}D_{f,t} + \omega_{c,t}D_{c,t}) + \varepsilon_t$$

$$= \gamma\omega_{f,t}\alpha_{f,t}(u_t - S_{t-1}) + \gamma\omega_{c,t}\lambda_t(S_{t-1} - S_{t-2}) + \varepsilon_t$$

به طوری که γ سرعت تعدیل نرخ ارز را نشان می‌دهد.

۳-۳. استراتژی چرخش براساس عملکرد گذشته (BHM)

مطابق BHM، فرض می‌شود که مبادله‌کنندگان وزن بازار خود را در هر دوره مطابق با آخرین سود محقق شده خودشان به روز می‌کنند. سهم بنیادگراها $\omega_{f,t}$ و نمودارگراها $\omega_{c,t}$ طبق یک مدل انتخاب گسسته با احتمال لاجیت چندجمله‌ای تعدیل می‌شود:

$$\omega_{f,t} = \frac{\exp(\rho\pi_{f,t-1})}{\exp(\rho\pi_{f,t-1}) + \exp(\rho\pi_{c,t-1})} \quad (۱۷)$$

$$\omega_{c,t} = \frac{\exp(\rho\pi_{c,t-1})}{\exp(\rho\pi_{f,t-1}) + \exp(\rho\pi_{c,t-1})} = 1 - \omega_{f,t} \quad (۱۸)$$

به طوری که ρ حساسیت به سودآوری نسبی قواعد مبادله را اندازه‌گیری می‌کند و $\pi_{f,t-1}$ و $\pi_{c,t-1}$ به ترتیب، نماینده آخرین بازدهی تحقق‌یافته بنیادگرایان و نمودارگراها می‌باشند. در واقع، سود بنیادگرایان و نمودارگراها را می‌توان توسط روابط زیر توصیف کرد:

$$\pi_{f,t} = D_{f,t}(S_t - S_{t-1}) \quad (۱۹)$$

$$\pi_{c,t} = D_{c,t}(S_t - S_{t-1})$$

برای برآورد BHM، فرض می‌شود $\alpha_{ft} \equiv \alpha$ و $\lambda_t \equiv \lambda$ است؛ بدان معنا که هم اصول‌گرایان و هم نمودارگراها با شدت یکسانی باورهای خود را حفظ می‌کنند. در مدل استراتژی چرخش براساس عملکرد گذشته، معادله ۱۶ می‌تواند به صورت زیر نوشته شود.

$$\Delta St = St - St-1$$

$$= \frac{\gamma \alpha f (u_t - S_{t-1})}{1 + \exp[-\rho / \gamma \Delta St - 1 \gamma \alpha f (U_t - St - 2) - \gamma \lambda (st - 2 - st - 3)]} + \frac{\gamma \lambda (S_{t-1} - S_{t-2})}{1 + \exp[\rho / \alpha (u_t \pi_{f,t-1}) + \exp(\rho \pi_{c,t-1})]} + \varepsilon_t \quad (20)$$

در این معادله، سری زمانی نرخ ارز بازار غیررسمی S_t به طور مستقیم قابل مشاهده است و نرخ ارز بنیادی بر مبنای رابطه ۹ محاسبه می‌شود. سایر پارامترهایی که باید برآورد شوند α ، ρ ، λ و γ می‌باشند که مطابق با مطالعات انجام شده با این رویکرد، برای جلوگیری از کم برآورد شدن به جای این متغیرها $\gamma \alpha f$ و λ را برآورد می‌نماییم.

۳-۴. چرخش استراتژی براساس مدل رگرسیون انتقال هموار با متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان (LSTR)

در این مدل، فرض بر این است که معامله‌گران، استراتژی خود را با توجه به بنیادهای اقتصادی کلان به روز می‌کنند. وزن بنیادگراها $\omega_{f,t}$ یک تابع بازگشتی لجستیک انتقال ملایم^۲ (LSTR) که از ماتریس متغیرهای اقتصاد کلان با وقفه X_{t-1} تبعیت می‌کند:

$$\omega_{f,t} = \frac{1}{1 + \exp[\tau(X_{t-1} - c)]} \quad (21)$$

در معادله (۲۱)، پارامتر $\tau > 0$ حساسیت به ماتریس بنیادی را اندازه‌گیری می‌کند و c آستانه مازادی است که بازار ارز توسط نمودارگراها به دست خواهد آورد. این الگو به انتقال بین دو رژیم دلالت می‌کند: رژیم کاملاً تحت سلطه بنیادگرایان خواهد بود، اگر $\omega_{f,t} = 1$ و زمانی که $X_{t-1} < c$ باشد، اتفاق خواهد افتاد. حالت دوم، زمانی است که رژیم، کاملاً تحت سلطه نمودارگراها باشد. این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که $X_{t-1} > c$ باشد. وقتی که $X_{t-1} = c$ بشود، بنیادگراها و نمودارگراها به طور مساوی در بازار سهام خواهند بود. انتخاب متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان X_{t-1} بر مبنای یک سری از آزمون‌های خطی بودن خواهد بود.

$$\Delta St = \frac{\gamma \alpha f (U_t - S_{t-1})}{1 + \exp(\tau(X_{t-1} - C)) + 1 + \exp(\tau(X_{t-1} - C))} + \varepsilon_t \quad (22)$$

1. Smooth Transition Regression (STR)
2. Logistic smooth-transition regressive function

۵-۳. استراتژی تغییر باورهای ناهمگن کارگزاران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ (MS) از آنجایی که یکی از مشخصه‌های بازار مالی و بازار ارز، این است که نرخ ارز در وضعیت رکود، دارای نوسان کم و در وضعیت رونق، دارای نوسان بالا باشد، رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران به‌طور مشابه در وضعیت‌های اقتصادی مختلف، متفاوت بوده، و طبق مشاهدات، باورهای بنیادگرایان و نمودارگراها وابسته به شرایط و وضعیت بازار است (وای‌مون و همکاران، ۲۰۱۴). مطابق (چیارلا و همکاران، ۲۰۱۲)، λ_t (دقیقاً β_t) فرض شده است که احتمالاً بر وضعیت بازار ارز m_t که مقداری گسسته از صفر تا یک می‌گیرد که $m_t \in M = \{0, 1\}$ هدف پویای این مدل، بررسی تغییرات در شرایط بازار از طریق قیمت‌های مشاهده شده است. وضعیت m_t به‌عنوان یک زنجیره مارکوف دو مرحله‌ای ایستا بر M با احتمال انتقال داده شده، مدل‌سازی شده است:

$$P(m_t = j | m_{t-1} = i, m_{t-2} = k, \dots) = P(m_t = j | m_{t-1} = i) = P_{j,i} \quad (23)$$

برای $i, j, k \in M$ ، جایی که $P_{j,i}$ احتمال انتقال از وضعیت (رژیم) i به وضعیت j را برای $i, j \in \{0, 1\}$ نشان می‌دهد. احتمال‌های انتقال ثابت و دارای شرایط $\sum P_{j,i} = 1$ و $0 \leq P_{j,i} \leq 1$ برای $i=0, 1$. متغیر وضعیت m_t یک متغیر تصادفی است که به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست. رژیم به α_{ft} و λ_t وابسته است:

$$\begin{cases} \alpha_{f0}, m_t = 0, \\ \alpha_{f1}, m_t = 1. \end{cases} \quad (24)$$

$$\begin{cases} \lambda_0, m_t = 0, \\ \lambda_1, m_t = 1. \end{cases} \quad \text{و}$$

جزء اخلاص \mathcal{E}_t دارای توزیع نرمال $N(0, \sigma_t^2)$ و σ_t^0 رژیم وابستگی رژیم است. که:

$$\begin{cases} N(0, \sigma_0^2), m_t = 0, \\ N(0, \sigma_1^2), m_t = 1. \end{cases} \quad (25)$$

در مطالعه چیارلا و همکاران (۲۰۱۲)، روند شکل‌گیری انتظارات، وابسته به رژیم است، اما سهم بنیادگرایان و نمودارگراها ثابت است؛ به‌طوری‌که: $\omega_{ft} \equiv \omega_f$ و $\omega_{c,t} \equiv \omega_c$. تحت فرایند رژیم مارکف-سوئیچینگ (MS)، تابع پویای تغییرات قیمت، به‌شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta S_t = \gamma \omega_f \alpha_{ft} (u_t - S_{t-1}) + \gamma \omega_c \lambda_t (S_{t-1} - S_{t-2}) + \mathcal{E}_t \quad (26)$$

پارامترهای برآورد شده شامل σ_0 ، σ_1 و $\gamma \omega_c \lambda_1$ ، $P(0,0)$ ، $P(0,1)$ می‌باشد که بر حسب حالت‌های مختلف مدل مارکوف برآورد خواهند شد.

۴. تخمین براساس مدل‌ها، نتایج برآورد و آزمون‌های مقایسه‌ای

در این بخش، نتایج برآورد از مدل‌های ارائه شده با سه نوع چرخش رژیم ارائه شده است، که شامل:

- ۱- تغییر استراتژی‌ها براساس عملکرد گذشته (BHM)؛
- ۲- چرخش بین استراتژی‌ها براساس مدل رگرسیون انتقال هموار و تابع انتقال با متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان (LSTR)؛
- ۳- چرخش بین رژیم‌ها براساس باورها و الگوی چرخش مارکوف (MS).

۴-۱. نتایج برآورد BHM

پارامترهای برآورد شده مدل چرخش براساس عملکرد گذشته BHM تعریف شده به‌وسیله معادله ۲۴ در جدول ۵ نشان داده شده‌اند. این مدل با رویکرد حداقل مربعات غیرخطی برآورد شده است. قانون چرخش لوجیت در مدل چرخش براساس عملکرد گذشته، حالت خاصی از انتقال هموار لاجستیک را نشان می‌دهد که در آن، متغیر انتقال در سود آشکار شده نمودارگراها و بنیادگرایان متفاوت است. پارامتر شدت انتخاب ρ در رویه برآورد تعریف نشده است، اما به‌وسیله ρ/γ محاسبه می‌شود (۲۸/۹۸۱). این متغیر با توجه با مقدار p-value محاسبه شده به لحاظ آماری مهم است و نشان می‌دهد که شواهدی از چرخش بین نمودارگرایان و بنیادگرایان براساس عملکرد گذشته وجود دارد و سودآوری نسبی در قانون مبادله، استراتژی مهمی در بازار ارز ایران است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل BHM

Table 5: Result of Estimating BHM

پارامترها	ρ/γ	$\lambda\gamma$	$\alpha\gamma$
ضرایب	28.98	0.25	-2.78
P - VALUE	0.738	0.000	0.27

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲. نتایج برآورد LSTR

۴-۲-۱. مدل رگرسیون انتقال هموار

اولین گام در تخمین مدل رگرسیون انتقال هموار STR، تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای مدل می‌باشد. برای این منظور، با در نظر گرفتن حداکثر ۸ وقفه و با استفاده از معنی‌داری آماري وقفه‌ها در الگوی تحقیق، وقفه بهینه متغیرها محاسبه شده‌است. بر این اساس، وقفه بهینه برای متغیرهای تفاوت قیمت بازاری نرخ ارز (ds)، تفاوت قیمت تعادلی و بازار آزاد (غیررسمی) نرخ ارز (UOS1)، ۲ وقفه تعیین شده است. بعد از تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای تحقیق و بررسی اثرات الگوی ناهمسان شرطی، گام بعدی، انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکن برای مدل غیرخطی است. برای انتخاب متغیر انتقال، می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ نمود، اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شود.

برای تعیین اینکه کدامیک از متغیرهای بالقوه معرفی شده در مطالعات مختلف، متغیر انتقال معتبر در مدل LSTR است، مطابق با لکونین (۱۹۸۸)، آزمون خطی بودن مدل بر مبنای تقریب تیولور در مدل انجام شد، متغیرهای انتقال بالقوه شامل سه دسته می‌شوند:

۱- شاخص‌های بازاری نرخ ارز UOS1، U1S1 و REER؛

۲- شاخص‌های چرخه‌های تجاری UNE، GDP و IND؛

۳- عرضه پول MS و نرخ تورم CPI.

گام بعدی در برآورد یک مدل STR، آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها می‌باشد. در صورت وجود رابطه غیرخطی، باید متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی بر اساس آماره آزمون-های F_1 ، F_2 ، F_3 و F_4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله در قالب جدول ۷ آورده شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره F گزارش شده در جدول ۶ برای اکثر متغیرها^۲، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای سایر متغیرها رد و فرض وجود رابطه غیرخطی پذیرفته می‌شود. در این مطالعه، برای انتخاب متغیر انتقال، متغیرهایی را که قوی‌ترین احتمال رد شدن را در آزمون خطی بودن داشتند، انتخاب نمودیم و در نهایت، متغیر تفاوت نرخ ارز تعادلی با نرخ ارز بازار غیررسمی یک دوره قبل به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون انتخاب نوع مدل و انتخاب متغیر انتقال

Table 6: Results of the Model Selection Test and Transition Variable

متغیر مدل	ارزش احتمال آماره F_2	ارزش احتمال آماره F_3	ارزش احتمال آماره F_4	ارزش احتمال آماره F	مدل پیشنهادی
ds(t-1)	9.31	3.66	1.44	1.21	LSTR
ds(t-2)	9.24	3.98	3.78	4.58	LSTR
u0s1(t)	1.74	3.98	1.68	1.76	LSTR
u0s1(t-1)*	2.92	2.45	1.17	3.40	LSTR
u0s1(t-2)	3.98	4.40	3.66	8.80	LSTR

مأخذ: محاسبات تحقیق

در مرحله بعد، پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون تخمین زده می‌شوند و نتایج حاصل از تخمین مدل، در قالب جدول ۷ ارائه شده است (همان‌طور که اشاره شد، بردار پارامترهای خطی و θ' بردار پارامترهای غیرخطی می‌باشد).

1. Luukkonen et al (1988).

۲. (NaN) یعنی نمی‌توان رابطه غیرخطی برای متغیر لحاظ نمود.

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون انتقال هموار

Table 7: Results from estimation of Smoth Transition Regression Model

متغیر	ضریب (ϕ)	ضریب (θ)
CONST	***32824	***-32909
ds(t-1)	***-1.4	***1.74
ds(t-2)	***-2.05	***2.19
u0s1(t)	***0.44	**-0.31
u0s1(t-1)*	***-0.25	0.69
u0s1(t-2)	***3.37	***-3.78
γaf	-19.553	0.255
$\gamma \lambda_t$	0.370	0.140

*** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد، * معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق

ذکر این نکته ضروری است که تنها متغیرهایی در بخش خطی و یا غیرخطی لحاظ می‌شوند که ضرایب این متغیرها به لحاظ آماری در سطح اعتماد مناسب، معنی‌دار باشد. مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر سرعت انتقال (γ)، $۵/۹۶۶۰$ و برای مقدار آستانه‌ای (c)، متغیر وقفه اول شکاف قیمت تعادلی نرخ ارز، با مقدار ماه گذشته نرخ ارز بازار، برابر با ۱۶ درصد می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل، در جدول ۷ آورده شده‌است. آزمون‌های خطای تصریح الگوی غیرخطی مدل رگرسیون انتقال هموار، در جدول ۸ نمایش داده شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون‌های خطای تصریح برای الگوی غیرخطی انتقال هموار

Table 8: Specification Error Test Result for the Smoth Transition Nonlinear Model

۱- آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی*		
وقفه‌ها	ارزش احتمال آماره آزمون F	فرضیه صفر: عدم وجود خطای خودهمبستگی
1	0.36	رد نمی‌شود.
2	0.21	رد نمی‌شود.
3	0.45	رد نمی‌شود.
4	0.46	رد نمی‌شود.
5	0.55	رد نمی‌شود.
6	0.42	رد نمی‌شود.
7	0.63	رد نمی‌شود.
8	0.19	رد نمی‌شود.
۲- آزمون ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف		
تابع انتقال	ارزش احتمال آماره آزمون F	فرضیه صفر: یکسان بودن ضرایب
H ₁	0.05	رد می‌شود.
H ₂	۰.30	رد می‌شود.
H ₃	0.04	رد می‌شود.
۳- آزمون عدم وجود روابط غیرخطی		

ارزش احتمال آماره آزمون F	فرضیه صفر: عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی
0.68	رد نمی‌شود.
۴- آزمون عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی	
ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2	فرضیه صفر: عدم وجود واریانس ناهمسانی مشروط یا اثرات ARCH
0.08 و 0.18	رد نمی‌شود.
۵- آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها	
ارزش احتمال آماره χ^2	فرضیه صفر: نرمال بودن باقیمانده‌ها
0/09	رد نمی‌شود.

* آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی با لحاظ ۸ وقفه انجام شده است.

** فرضیه‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد آزمون شده‌اند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

به طور خلاصه، براساس کلیه آزمون‌های تشخیصی، مدل غیرخطی برآورد شده از تمامی این آزمون‌ها عبور کرده و رضایت‌بخش به حساب می‌آید.

با توجه به یافته‌های تحقیق و ضرایب، چرخش میان استراتژی‌ها بر مبنای متغیرهای بنیادی اقتصادکلان تعریف شده به‌وسیله معادله ۲۶ با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی برای متغیر انتقال محاسبه شد. نتایج مدل رگرسیون انتقال هموار برآورد شده دو رژیم مشخص را با ضرایب $\gamma\alpha$ و $\gamma\lambda$ نشان می‌دهد. علاوه بر این، نتایج مدل با مدل چرخش استراتژی‌ها براساس عملکرد گذشته هماهنگ است. اهمیت ضرایب $\gamma\alpha f$ و $\gamma\lambda$ وجود ناهمگنی رفتاری در میان گروه‌ها را تأیید می‌کند.

۳-۴. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ (MS)

تفاوت مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و آستانه‌ای در فروض آنها در مورد متغیر حالت می‌باشد. در مدل‌های آستانه‌ای، فرض می‌شود، یک تابع معین از متغیر مشاهده شده می‌باشد و در اکثر مواقع، متغیر به‌صورت متغیرهای با وقفه خودش در مدل ظاهر می‌شود، که در این حالت، به آن رژیم تغییر یافته "خود القا" اطلاق می‌گردد. اما چنانچه تغییرات رژیم به رفتار یک متغیر مشاهده شده خاص محدود نباشد، استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ نتایج بهتری در برخواهد داشت.

در این مطالعه، حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ برآورد شده و از میان آنها، مدل بهینه با حالت تغییر میانگین با رژیم‌های متفاوت و واریانس متغیر به‌عنوان مدل بهینه انتخاب، و نتایج برآورد در جدول ۹ خلاصه شده است.

جدول ۹. نتایج حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ MS

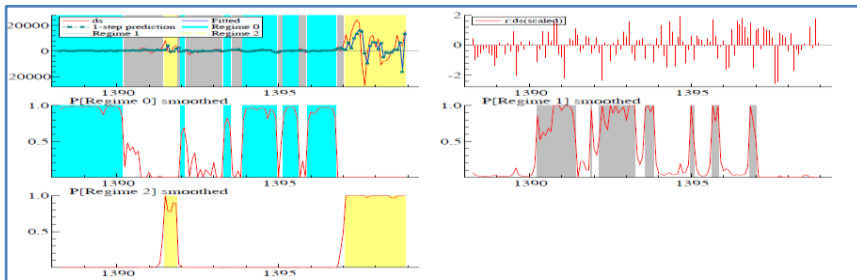
Table 9: Estimation Results of Markov Switching Model Estimation

پارامتر	$\gamma\omega\alpha f$	$\gamma\omega\alpha f 1$	$\omega\gamma$	$\omega\gamma$	σ .	σ_1	P(0,0)	P(0,1)
ضریب	-5.271	4.041	0.623	0.239	0.039	0.072	0.975	0.028
P_value	0.010	0.592	0.021	0.007	0.000	0.000	0.000	0.167

مأخذ: یافته‌های پژوهش

انحراف معیار استاندارد مرتبط با رژیم‌ها نشان می‌دهد، نوسان در حالت رکود بسیار بیشتر از حالت رونق است که نشان می‌دهد، بازار ارز در ایران به اخبار خارجی و شوک‌ها، حساسیت بیشتر دارد و بنابراین، نوسان بیشتری را در رژیم رونق دارد.

شکل ۳، تفکیک رژیم‌ها و وضعیت قرارگیری اقتصاد را در احتمال‌های مربوطه نشان می‌دهد.



شکل ۳. تفکیک رژیم‌ها در مدل مارکوف سویچینگ

Figure 3: Identification of Regimes in the Markov Switching Model

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳ نشان می‌دهد که ارزش برآزش شده بر مبنای مدل مارکوف با سری‌های زمانی نرخ ارز بازار غیررسمی منطبق است و خط پیش‌بینی یک دوره جلوتر بالا و پایین حرکت‌های نرخ ارز را حتی زمانی که در حد نهایی هستند، دربرمی‌گیرد. نواحی سایه‌دار با رنگ خاکستری، دوره‌هایی است که به‌عنوان دوره ۱ یا دوره رونق در مدل برآورد شده می‌باشند. در مجموع، می‌توان گفت نتایج برآورد MS شواهدی از وجود ناهمگنی متغیر در زمان در میان گروه‌ها و همگنی میان گروه‌ها را نشان می‌دهد و نکته مهم، این است که گرچه دوره‌های بی‌ثباتی اقتصاد داخلی و بحران‌های مالی در مدل لحاظ نشده‌اند، اما دسته‌بندی رژیم‌ها را توسط مدل دوره‌های رونق و رکود، به‌خوبی در قیمت‌های واقعی نشان می‌دهد.

۴-۴. نتایج آزمون‌های مقایسه کارآیی

در این بخش از مطالعه، مطابق با دی‌گرو و گریمالدی^۲، چند معیار را برای ارزیابی خوبی برآزش در سه مدل چرخش رژیم به کار برده‌ایم و قصد داریم مشخص کنیم که کدام مدل بهترین تصریح را دارد. جدول ۱۰ نشان‌دهنده آماره حداکثر راست‌نمایی^۳، معیار اطلاعاتی آکائیک^۴، معیار آزمون خطی بودن LR^۴ و آزمون نرمال بودن با استفاده از آماره جارگ - برا می‌باشد.

1. One Step Prediction Ahead
2. De Grauwe and Grimaldi
3. Log-likelihood
4. Linearity LR Test

جدول ۱۰. آزمون‌های تشخیص درستی تصریح و خوبی برازش

Table 10: Diagnostics Tests for Model Specification and Goodness of fit

مدل	Log-likelihood	AIC	Linearity LR test	Jarque -Bera
BHM	387.459	-8.347	0.828	0.000
LSTR	451.934	-8.745	0.009	0.000
MS	415.850	-5.357	0.000	0.091

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با معیارهای برآورد درون‌نمونه‌ای معیار لگاریتم حداکثر درست‌نمایی، نشان می‌دهد مدل LSTR بیشترین توضیح‌دهندگی را در میان سه مدل داشته است. علاوه بر این، بر مبنای معیار آکائیک نیز در این مدل، کمترین مقدار را نشان می‌دهد. با توجه به این دو معیار، می‌توان نتیجه گرفت مدل LSTR برازش بهتری نسبت به BHM و مدل MS دارد. معیار آزمون خطی بودن LR به‌طور قوی، فرضیه صفر خطی بودن را به نفع مدل‌های LSTR و مدل MS رد می‌کند. همین‌طور در مورد مدل BHM، نتایج آزمون فرضیه خطی بودن مدل رد می‌شود. علاوه بر این، معنادار بودن ضرایب، نشان می‌دهد که در هر سه مدل، چرخش بین استراتژی‌های نمودارگرایان و بنیادگرایان وجود دارد. آماره جارگ - بران نیز عدم نرمال بودن باقیمانده‌ها را برای مدل‌های BHM و LSTR نشان می‌دهد.

۵. جمع‌بندی و نتایج

بررسی تاریخی بازار ارز در ایران نشان می‌دهد، این بازار در طول زمان تحولات چشمگیری داشته است. علاوه بر این، رویدادهای سیاسی و اقتصادی با به‌وجود آوردن تکان‌ها در این بازار، سایر بخش‌های اقتصادی را نیز متأثر ساخته است. در این میان، اساسی‌ترین راه برای به حداقل رساندن تأثیرات احتمالی ریسک‌ها بر بازار ارز، مدیریت و مداخله هوشمند مقامات پولی و بانک مرکزی از طریق شناخت دقیق ساختار بازار ارز کشور است، تا بتوانند علاوه بر شناسایی علل نوسانات نرخ ارز، با اندازه‌گیری دقیق نقش هر کدام از عوامل و بازیگران این حوزه، سیاست بهینه‌ای را تدوین نمایند. دولت، بانک مرکزی، واردکنندگان، صادرکنندگان، تولیدکنندگان، شبکه صرافی‌ها و خانوارها از جمله این عوامل هستند، که به نظر می‌رسد عملکرد آنها در اقتصاد ایران تفاوت‌هایی با سایر کشورها داشته باشد. با توجه به این مهم، بررسی رفتار نرخ ارز و پیوندهای آن با متغیرهای بنیادی اقتصادی در کشور ما اهمیت فراوان دارد.

بررسی متون تحقیقاتی در زمینه نرخ ارز، نشان می‌دهد، اقتصاددانان مالی، مناظره‌های طولانی در مورد علت‌های تغییرات آشکار شده در فرایندهای بازار ارز داشته‌اند. مطابق با نظرات صاحب‌نظران این حوزه، بخشی از دلایل این تغییرات به دلایلی مانند جنگ‌ها و حوادث طبیعی، تغییر سیاست دولت و بانک‌های مرکزی نسبت داده می‌شود، اما در کنار این عوامل، ناهمگنی رفتاری در عوامل اقتصادی مشارکت‌کننده در بازار ارز نیز یک عامل کلیدی در نظر گرفته شده است و رفتار مبادله‌ای کارگزاران

ناهمگن، می‌تواند منجر به انواع مختلفی از تغییرات قیمت در این بازار شود، که مشخصه ایجاد بحران‌های مالی است (هوآنگ و همکاران، ۲۰۱۰).

مروری بر ادبیات مدل‌های عامل بنیان با در نظر گرفتن ناهمگنی رفتاری کارگزاران در طول چند سال اخیر، نشان داده است که، هم مدل‌های مقطعی و هم، مدل‌های تصادفی که ناهمگنی در رفتار سرمایه‌گذاران را در مدل‌های پیشنهادی لحاظ نموده‌اند، به‌عنوان راه‌حل معتبر برای توضیح حقایق مشاهده شده در مورد نرخ ارز بیان شده‌اند؛ زیرا در این مدل‌ها، عوامل از استراتژی‌های متفاوت و ناهمگن استفاده نموده و انتظارات و عوامل غیرتعدالی نقش اساسی در توضیح رفتار نرخ ارز ایفا می‌کنند و این مدل‌ها، با در نظر گرفتن نقش انتظارات کارگزاران اقتصادی در شکل‌گیری نوسانات قیمت‌ها، قادر هستند علت تکانه‌های شدید در قیمت‌های دارایی‌های ریسکی مانند ارز را نشان دهند.

مطالعه حاضر با استفاده از روش مدل‌سازی عامل بنیان، به بررسی رفتار نرخ ارز در بازار غیررسمی و تعدالی و شکاف بین این دو نرخ و تبیین چگونگی سازوکار انتقال انتظارات به بازار ارز پرداخته است. برای دستیابی به این هدف، ابتدا به محاسبه الگوی معیار برای نرخ ارز تعدالی در اقتصاد ایران پرداخته شد. مدل معیار نرخ ارز بنیادی (تعدالی) مبتنی بر نظریه مقداری پول و با رویکرد هم‌انباشتگی به محاسبه سری زمانی نرخ ارز تعدالی در ایران با تواتر ماهانه برای دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۸ پرداخته است. در گام دوم، با معرفی کارگزاران با انتظارات ناهمگن و مدل‌سازی رفتار سه نوع کارگزار اقتصادی، متغیرهای معرف انتظارات ناهمگن را ایجاد و با مدل‌سازی اولیه، تغییر و چرخش در رفتار این عوامل را بررسی می‌نماید. به‌طور خاص، تمرکز این مطالعه بر روی ارزیابی و تخمین پویایی‌های مدل‌های با عوامل ناهمگن (HAM) است.

در گام بعدی، با توجه به ادبیات موضوع، سه مدل چرخش رژیم در برآورد ناهمگنی رفتاری کارگزاران اقتصادی مورد ارزیابی و تخمین قرار گرفته است. مکانیزم چرخش براساس عملکرد گذشته BHM، اهمیت عملکرد گذشته را در تعیین وزن پویای قوانین ناهمگنی رفتاری نشان می‌دهد. مدل چرخش رژیم رگرسیون انتقال هموار آستانه‌ای LSTR، با متغیر انتقال درون‌زا و با استفاده از آمارهای بنیادی اقتصاد ایران، پویایی‌های نوسانات را به شیوه بهتری به تصویر می‌کشد. این مدل به نقش متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان در شکل دادن به رفتار مبادله‌ای و تأثیر انتخاب استراتژی مبادله تأکید دارد. از طرف دیگر، با مدنظر قرار دادن اینکه نوسانات نرخ ارز صرفاً به یک متغیر قابل مشاهده متکی نبوده و به منظور نشان دادن پویایی‌های تغییرات درون‌زا با در نظر گرفتن احتمال‌های مربوطه، از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است.

نتایج برآزش مدل‌ها نشان می‌دهد، هر سه مدل به‌طور همزمان، وجود ناهمگنی رفتاری در بازار ارز ایران را تأیید می‌کنند. مدل LSTR نسبت به دو مدل دیگر، قدرت توضیح‌دهندگی درون‌نمونه‌ای بهتری دارد. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ با فرض یک مدل ناهمگنی رفتاری کارگزاران با زنجیره مارکوف وابسته به انتظارات، نشان می‌دهد که برآورد مدل به‌خوبی با دوره‌های رونق و رکود در بازار ارز نرخ ارز ایران، مطابقت دارد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسندگان در نگارش مقاله سهم و مشارکت برابر داشته‌اند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

- Allen, Helen, and Mark P. Taylor. (1990). Charts, noise and fundamentals in the London Foreign Exchange Market. *The Economic Journal*, 100, No. 400 49-59.
<https://DOI.org/10.2307/2234183>
- Boswijk, H. P., C. H. Hommes, and S. Manzan (2007). Behavioral heterogeneity in stock prices. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(6), 1938-1970.
<https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2007.01.001>
- Brock, W. A. and C. H. Hommes. (1998). Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a Simple Asset Pricing model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22(8), 1235-1274.
[https://DOI.org/10.1016/S0165-1889\(98\)00011-6](https://DOI.org/10.1016/S0165-1889(98)00011-6)
- Chiarella, C., S. Ter Ellen, X.-Z. He, and E.Wu. (2015). Fear or fundamentals? Heterogeneous beliefs in the european sovereign CDS market. *Journal of Empirical Finance*, 32, 19-34.
<https://DOI.org/10.1016/j.jempfin.2014.11.003>
- De Jong, E., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels. (2010). Heterogeneity of agents and exchange rate dynamics: Evidence from the EMS. *Journal of International Money and Finance*, 29 (8), 1652-1669.
<https://DOI.org/10.1016/j.jimonfin.2010.05.007>
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy* 98 (4), 703-738.
<https://DOI.org/10.3386/w1854>
- Frankel, J. A. and K. A. Froot. (1987). Understanding the US dollar in the eighties: The expectations of Chartists and Fundamentalists. *NBER Working Paper*, No. R0957.
 DOI: 10.3386/w1854
- Friedman, M. (1953). The case for flexible exchange rates. *In Essays in Positive Economics*, 157-203. frankel.scholars.harvard.edu
- Frijns, B., A. Gilbert, and R. C. Zwinkels. (2013). Market timing ability and mutual funds: A Heterogeneous Agent approach. *Quantitative Finance*, 13(10), 1613-1620. 32 32
 DOI: 10.1080/14697688.2013.791749
- Gehrig, Thomas, and Lukas Menkhoff. (2004). The use of flow analysis in foreign exchange: Exploratory evidence. *Journal of International Money and Finance*, 23, No. 4, 573-94.
<https://DOI.org/10.1016/j.jimonfin.2003.12.006>
- Goldbaum, D. and R. C. J. Zwinkels. (2014). An empirical examination of heterogeneity and switching in foreign exchange markets. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107, 667-684.
 DOI: 10.1016/j.jebo.2013.08.004 <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.08.004>
- Hommes, C. H. (2006). *Heterogeneous Agent Models in Economics and Finance*. In L. Tesfatsion and K.L. Judd (Ed) *Handbook of Computational Economics* 2, 1109-1186.
[https://DOI.org/10.1016/S1574%E2%80%910021\(05\)02023%E2%80%911186](https://DOI.org/10.1016/S1574%E2%80%910021(05)02023%E2%80%911186)

- Hommes, C. H. and D. in 't Veld. (2017). Booms, Busts And Behavioural Heterogeneity in Stock Prices. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 80, 101-124. .
<https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2017.05.006>
- Hommes, Cars. (2011). The Heterogeneous Expectations Hypothesis: Some Evidence from the Lab. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35, No. 1, 1-24. .
<https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2017.05.006>
- LeBaron, B. (2000). Agent-based computational finance: Suggested readings and early research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(5-7), 679-702.
<https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2017.05.006>
- Lof, M. (2014). Rational speculators, contrarians and excess volatility. *Management Science*, 61(8), 1889-1901.
<https://DOI.org/10.1287/mnsc.2014.1937>
- Lux, T. (2009). *Stochastic Behavioral Asset Pricing Models and The Stylized Facts*. In T. Hens and K.R. Schenk-Hoppe (Eds.) *The Handbook of Financial Markets: Dynamics and Evolution*, 161-215.
<https://DOI.org/10.1016/B978-012374258-2.50007-5>
- MacDonald, R. and I. W. Marsh. (1996). Currency forecasters are heterogeneous: Confirmation and consequences. *Journal of International Money and Finance*, 15(5), 665-685.
[https://DOI.org/10.1016/0261-5606\(96\)00030-7](https://DOI.org/10.1016/0261-5606(96)00030-7)
- Manzan, S. and F. H. Westerho. (2007). Heterogeneous expectations, exchange rate dynamics and predictability. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 64(1), 111-128.
<https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2006.08.005>
- Mark, Nelson C. (1995). Exchange rates and Fundamentals: Evidence on long-horizon predictability. *American Economic Review* 85, No. 1, 201-218.
<https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2006.08.005>
- Meese, Richard A., and Kenneth Rogoff. (1983). Empirical Exchange Rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of International Economics* 14, No. 1-2: 3-24.
[https://DOI.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://DOI.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)
- Menkhof, L., R. R. Rebitsky, and M. Schroder. (2009). Heterogeneity in exchange rate expectations: Evidence on the Chartist-Fundamentalist approach. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 70(1), 241-252.
<https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2009.01.007>
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of Price Movements. *Econometrica*, 29(3), 315-335.
<https://DOI.org/10.2307/1909635>
- Reitz, S. and F. Westerho. (2007). Commodity price cycles and heterogeneous speculators: A STAR-GARCH model. *Empirical Economics*, 33, 231-244. .
<https://DOI.org/10.1007/s00181-006-0100-7>

- Terasvirta, T. (2004) *Smooth Transition Regression Modelli*. In H. Lutkepohl and M. Kratzig. (eds); Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge, 17. books.google.com
- ter Ellen, S., C. H. Hommes, and R. C. J. Zwinkels. (2017). Comparing behavioural heterogeneity across asset classes. *Norges Bank Working Paper*, 12/2017. . <https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2019.12.013>
- ter Ellen, S., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels. (2013). Dynamic expectation formation in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 37, 75-97. <https://DOI.org/10.1016/j.jimonfin.2013.06.001>
- Van Dijk, D., Trasvirta, T. & Franses, P. H. (2000). Smooth transition Autoregressive models - A survey of recent developments. *Econometric Reviews*, Vol. 21, 1-47. <https://DOI.org/10.1081/ETC-120008723>
- Westerho, F. and S. Reitz. (2005). Commodity price dynamics and the nonlinear market impact of technical traders: Empirical evidence for the US corn market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 349(3), 641-648. 36. <https://DOI.org/10.1016/j.physa.2004.11.015>