فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هفتم، شماره‌ی ۲۷، پاییز ۱۳۹۷
صفحات: ۱-۲۱
DOI: 10.22084/aes.2018.17016.2697

الگوسازی رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی (رویکرد الگوی مرتون و NGARCH)

الهام شیوایی[۱]
سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی*[۲]
نورالله صالحی آسفیجی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۰۴

چکیده

هدف محوری این مقاله الگوسازی رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی می‌باشد. به‌منظور مدلسازی رفتار این بازار از سه معادله دیفرانسیل تصادفی استفاده شده است که عبارتند از: مدل بلک- شولز، مدل مرتون و حرکت براونی هندسی همراه با گارچ غیرخطی. همچنین به‌منظور برآورد ضرایب معادلات از رویکرد حداکثر درستنمایی استفاده شده است و پارامترهای رانش و انتشار به‌صورت ماهانه و سالانه در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ محاسبه گردیده است. براساس یافته‌های تحقیق احتمال پرش نرخ ارز در بازار ۰,۸۷ است. همچنین متوسط اندازه پرش نرخ ارز ۰,۱۰ و واریانس پرش نرخ ارز ۰,۰۳ می‌باشد. این مسأله مؤید آن است که فرضیه بازار کارا در بازار ارز ایران برقرار نیست. در این مقاله همچنین از مدل گارچ غیرخطی (NGARCH) مبتنی بر الگوی مرتون، برای بررسی تأثیر اخبار خوب و بد و شوک‌های مثبت و منفی استفاده شده است. با توجه به نتایج تحقیق، ضریب γ برآورد شده در بازار ارز مثبت است. به این معنا که نرخ ارز بیشتر تحت تأثیر اخبار بد، شوک‌های منفی و ریسک‌های سیستماتیک است. مقدار عددی ضریب γ در بازار ارز ۲,۹ است و بیانگر این است که کمترین تأثیر را از اخبار خوب می‌گیرد. در بازار ارز ایران با توجه به تابع حداکثر راستنمایی، مدل مرتون از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به مدل گارچ غیرخطی و مدل بلک-شولز برخوردار است.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز، الگوی مرتون، الگوی بلک-شولز، مدل گارچ غیرخطی.

طبقه‌بندی JEL: C32 ,E31 ,E58.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان **Email:** aradtash@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهیدباهنر کرمان(*نویسنده مسئول) **Email:** jalaee1@uk.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان **Email:** salehinoor@gmail.com

۱. مقدمه

در حال حاضر نوسانات نرخ ارز به‌ویژه با توجه به گسترش ریسک‌های سیستماتیک در بازارهای اقتصادی و بازارهای مالی بین‌الملل، رو به گسترش است. از این رو برخی از فعالین اقتصادی نظیر تولیدکنندگان، صادرکنندگان و واردکنندگان به ناچار باید اقدام به خرید و نگهداری ارز کنند. با این توصیف ریسک نوسانات نرخ ارز می‌تواند دارایی‌ها و بدهی‌های افراد و مؤسسات را تحت تأثیر جدی قرار دهد. این موضوع از بعد کلان اقتصاد نیز دارای تبعات و تأثیراتی است. به‌ویژه در اقتصاد ایران که در زمره کشورهای نفتی محسوب می‌شود و سیاست‌های ارزی در آن تحت تأثیر بازار نفت قرار می‌گیرد. با توجه به ارتباطی که بخش نفت با رژیم ارزی دارد، شناخت نظام ارزی و نوسانات آن حائز اهمیت است. بر این اساس در رژیم ارزی شناور (که در آن نرخ ارز توسط نیروهای بازار تعیین می‌شود) تغییرات و نوسانات نرخ ارز حقیقی عمدتاً از طریق تغییر نرخ ارز اسمی رخ می‌دهد. در مقابل در رژیم نرخ ارزی ثابت، این متغیر ثابت نگه داشته می‌شود. به هر حال در هر دو حالت رژیم ارزی ثابت یا انعطاف‌پذیر، ارزش پول ملی سبب کاهش رقابت‌پذیری صادرات کشور می‌شود. خطر اصلی این است که با نوسانات، نرخ ارز حقیقی در حال بازگشت به نرخ قبل از رونق، امکان بازیابی قدرت رقابت‌پذیری و حفظ سهم بازار جهانی را برای کشور دشوار می‌کند. لذا از این منظر شناسایی رفتار نرخ ارز اهمیت به سزایی می‌یابد.

در سال‌های اخیر تحولات زیادی در روند تغییرات قیمت ارزهای خارجی در کشور صورت گرفته و موجب تأثیرپذیری شدید سایر متغیرهای اقتصادی و بعضاً بروز بی‌ثباتی در اقتصاد شده است و در مورد ثمرات و نتایج این تغییر و تحولات ادعاهای متفاوت و بعضاً متضاد ارائه شده است. با این توصیف، این تحقیق در نظر دارد که با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی، رفتار غیرخطی نرخ ارز در کشور را مدل‌سازی نماید. بر این اساس در بخش دوم ابتدا مبانی نظری تحقیق ارایه شده و پس از آن پیشینه تحقیق بررسی شده است. در بخش سوم، روش تحقیق و روند داده‌های تحقیق ارزیابی شده و در بخش چهارم با استفاده از داده‌های تاریخی و روند تغییرات این متغیر، رفتار نرخ ارز مدلسازی شده است. در نهایت در بخش انتهایی به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

در بررسی رفتارهای متغیرهای اقتصادی که ماهیت تصادفی دارند، مطالعات متنوعی توسط رنمینبی[1](۲۰۱۶) و هو و آکسلی[2](۲۰۱۶)، جیانگ[3] و همکاران (۲۰۱۵)، چانگ و گوپتا[4](۲۰۱۴)، ژائو و

1. Renminbi
2. Hu and Oxley
3. Zhang *et al*.
4. Chang and Gupta

همکاران (۲۰۱۴)، بتندرف و چن[1](۲۰۱۳)، ییـو و همکـاران (۲۰۱۲)، ساهالیا و جاکود (۲۰۱۰)، تانگ و چن[2](۲۰۰۹)، رنه و باندی[3](۲۰۰۸)، بوتاهر[4] و همکاران(۲۰۰۸)، جرجوریو و کونتینیکاس(۲۰۰۶)[5]، فدریکو[6](۲۰۰۴)، فاریا[7](۲۰۰۱)، کراینی و لوچستر[8](۲۰۰۰)، بایرز[9](۲۰۰۰)، گریر[10](۱۹۹۸)، تراسویرتا[11](۱۹۹۸)، برونر[12] و همکاران(۱۹۹۳)، رودریگو[13](۱۹۹۲)، تیلور[14](۱۹۹۱) و باکن[15](۱۹۷۱) صورت پذیرفته و از تکنیک‌های مختلف برای بررسی رفتار بازارهای اقتصاد (به‌خصوص بازار سهام و بازار ارز) استفاده شده است. در ایران نیز مطالعات متنوع با تکنیک‌ها و رویکردها مختلف در بازار ارز انجام شده است. در ادامه ابتدا به مبانی نظری تحقیق و پس از آن به مهم‌ترین مطالعات مرتبط اشاره خواهد شد.

۲-۱. مبانی نظری

در دهه‌های اخیر پژوهش‌های فراوانی در زمینه توسعه و آزمون الگوهای رفتار ارزی انجام شده است که الگوی گام تصادفی یکی از مهم‌ترین الگوهای شبیه‌سازی رفتار ارز است. گام تصادفی در حالت پیوسته در قالب فرآیند براونی نشان داده می‌شود. محققین با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی موفق به شبیه‌سازی رفتار نرخ ارز شده‌اند که به این معادلات، فرآیند انتشار نیز گفته می‌شود.

در چند دهه گذشته فرآیندهای انتشار بخش مهمی از ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است. به‌ویژه، در هسته اقتصاد مالی جهت الگوسازی نرخ ارز، نرخ بهره ، قیمت‌گذاری دارایی‌ها، قیمت‌گذاری مشتقات مالی، ارزش‌گذاری در معرض ریسک، انتخاب سبد بهینه و الگوسازی نوسانات از فرآیندهای انتشار استفاده می‌شود. در اکثر الگوها از معادلات دیفرانسیل تصادفی جهت توضیح رفتار متغیرهای اقتصادی استفاده شده است. در نخستین الگوهای ارایه شده، دارایی پایه از فرآیند براونی با میانگین صفر پیروی کرده است. مهم‌ترین ویژگی الگوهای ارایه شده نحوه رفتار دارایی پایه است. در برخی از الگوها، دارایی پایه دارای مسیر پیوسته در طی زمان است و در برخی دیگر از الگوها، دارایی پایه دارای مسیر گسسته همراه با پرش قیمتی است. در این الگوها به تأثیر ورود اطلاعات و اخبار مرتبط با دارایی پایه در بازار مالی توجه شده است. با توجه به ارتباط متقابل بازار ارز به‌عنوان یک

1. Chang and Gupta
2. Bettendorf and Chen
3. Reno and Bandi
4. Boutahar
5. Gregoriou, A., Kontonikas
6. Frederique
7. Faria
8. Craine and Lochstoer
9. Byers
10. Grier
11. Ter¨asvirta
12. Brunner
13. Rodriguez
14. Taylor
15. Bacon

دارایی پایه با سایر بازارها و بخش‌های اقتصادی، در نتیجه وقوع بحران در بازار ارز، سایر بخش‌های اقتصاد نیز دچار بحران خواهند شد. همچنین در الگوهای نوین قیمت‌گذاری، قیمت دارایی‌های مالی در طی زمان به‌صورت پیوسته هستند و قیمت‌ها از فرآیند انتشار پیروی می‌کنند. به‌منظور الگوسازی بهینه قیمت دارایی‌های مالی، در گام نخست بایستی تأثیر عوامل اقتصادی، فیزیکی و رفتاری بر قیمت دارایی مالی در قالب معادلات انتشار بیان شود و در گام بعد باید ضرایب معادله انتشار برآورد شود. با کاهش اریب ضرایب معادله انتشار خطای قیمت‌گذاری نیز کاهش می‌یابد. بنابراین رویکرد استفاده شده در برآورد ضرایب معادلات انتشار نیز دارای اهمیت بسزایی در کاهش خطای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی به‌ویژه مشتقات مالی است. مدل حرکت براونی هندسی و مدل حرکت براونی هندسی همراه با نوسانات تصادفی دو معادله دیفرانسیل متداول در الگوسازی رفتار قیمت دارایی‌های مالی هستند. حرکت براونی هندسی دارای دو اشکال اساسی است. نخست در این الگو نوسانات بازده دارایی‌های مالی در طی زمان ثابت است که نتایج تجربی ثابت بودن نوسانات را تأیید نمی‌کنند. دوم در این الگو بازده دارایی دارای توزیع نرمال است که نتایج تجربی حاکی عدم‌نرمال بودن توزیع بازده دارند. در حرکت براونی هندسی همراه با نوسانات تصادفی اگرچه نوسانات به‌صورت تصادفی هستند اما در این الگو معمولاً به شکست واریانس غیرشرطی توجه نمی‌شود. شوک‌های بزرگ همواره منجر به شکست واریانس غیرشرطی می‌شوند. بنابراین برآورد ضرایب الگوی گارچ بدون توجه به مسأله شکست نوسانات ضرایب، منجر به اریب ضرایب برآوردی و خطای اندازه‌گیری واریانس شرطی می‌شود.

در معادلات دیفرانسیل تصادفی، دو نوع ماهیت تصادفی می‌توان در نظر گرفت، گروهی از این معادلات دارای حل مشتق‌پذیر و گروهی دیگر مشتق‌ناپذیرند. هر یک از این دو گروه راه‌حل‌هایی را ارائه می‌دهند که با یکدیگر به‌طور اساسی متفاوتند. گروه اول، راه‌حل‌های ساده‌تری داشته و شامل معادلات دیفرانسیل معمولی با ضرایب تصادفی یا مقدار اولیه تصادفی یا ورودی‌ای تصادفی با خواص منظم و معین و یا حتی ترکیبی از حالات مذکورند. به‌عنوان مثال معادله دیفرانسیل خطی زیر:

$$x(t) = \frac{dx(t)}{dt} = a(\omega)x(t) + b(t,\omega) \qquad (۱)$$

که b ورودی تصادفی است و به ازای هر ω نسبت به زمان پیوسته است. این معادله با مقدار اولیه $x_0 = \omega$ در $t = 0$ دارای معادله‌ای به شکل زیر است:

$$x(t,\omega) = e^{a(\omega)t}(x_0(\omega) + \int_0^t e^{-a(\omega)s}\, b(t,\omega)ds) \qquad (۲)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود جواب‌های به‌دست‌آمده از حل این معادله توابعی مشتق‌پذیر نسبت به زمان t هستند. دومین طبقه یا گروه، معادلاتی هستند که ورودی آن‌ها، فرایندی تصادفی نامنظم مانند نویز سفید گوسی است. این معادلات به‌عنوان معادلات دیفرانسیل تصادفی محسوب می‌شوند و

به‌صورت معادلات با انتگرال‌های تصادفی ایتو بیان می‌شوند. این‌گونه معادلات دارای حلی مشتق‌پذیر نیستند. فرایند ایتو[1] نمونه‌ای از این گروه است. مدل‌های تصادفی دارای دو قسمت اصلی هستند. یک قسمت نشان‌دهنده متوسط تغییرات یا لغزش در هر لحظه است و قسمت دیگر نوسانات لحظه‌ای فرایند را مدل می‌کند:

$$dx(t) = m(x(t), t)dt + s(x(t), t)dz(t) \qquad (۳)$$

در بیشتر مدل‌ها مؤلفه رانش با استفاده از روش‌های عددی برای تطابق با نقاط اولیه به دست می‌آید ضمن اینکه برای تعداد کمی از مدل‌ها یک رابطه تحلیلی نیز موجود است. در مدل‌سازی به روش معادلات دیفرانسیل تصادفی، رفتار فرایند مورد مطالعه به‌عنوان یک فرایند ایتو در نظر گرفته می‌شود. در این تحقیق نرخ ارز به‌عنوان یک فرایند ایتو نیز در نظر گرفته می‌شود. یک فرایند ایتو $x = \{x(t); t \geq o\}$ به شکل عمومی زیر است:

$$x(t) = x(0) + \int_0^t a(s, x(s))ds + \int_0^t b(s, x(s)d\omega(s) \; ; t \geq 0 \qquad (۴)$$

این رابطه شامل مقدار اولیه $x(to) = x_0$ است که امکان دارد تصادفی بوده، دارای یک مؤلفه متغیر با زمان با تغییرات آهسته به نام رانش و یک مؤلفه تصادفی پیوسته با تغییرات سریع با زمان به نام انتشار است. انتگرال دوم در معادله فوق یک انتگرال تصادفی ایتو نسبت به فرایند وینر $\omega = \{\omega(t); t \geq 0\}$ نامیده می‌شود. معادله انتگرال فوق، اغلب به شکل دیفرانسیل زیر نوشته می‌شود:

$$dx(t) = a(t, x(t))dt + b(t, x(t)d\omega(t)) \qquad ; t \geq 0 \qquad (۵)$$

به معادله فوق، معادله دیفرانسیل تصادفی گفته می‌شود. حل معادله دیفرانسیل تصادفی عموماً پیچیده بوده و تنها حالات خاصی وجود دارد که راه‌حل‌های آن‌ها شناخته شده است. با وجود راه‌حل‌های عمومی ارائه شده توسط محققان، فاصله بین پیشرفت‌های نظری معادلات دیفرانسیل تصادفی با کاربرد عملی آن بسیار زیاد است. فرایند وینر $\omega(t)$ در هیچ نقطه مشتق‌پذیر نیست. بنابراین جمله دوم در معادله انتگرالی اخیر مانند یک انتگرال لبگ و یا انتگرال ریمان معمولی نیست و روابط معادلات مربوط به انتگرال‌گیری آن با انتگرال‌های متداول ذکر شده متفاوت است به‌طوری‌که:

$$\int_0^t W(s, \omega)dW(s, \omega) = \frac{1}{2}W^2(t, \omega) - \frac{1}{2}t \qquad (۶)$$

1. Ito

خاصیت بسیار مهمی که یک فرایند وینر دارد به‌صورت $E[d\omega(t))^2] = dt$ است، با وجود این خاصیت برای هر $t \geq t_0$ می‌توان فرایند تصادفی $Y(t)$ را به شکل زیر تعریف کرده و از آن دیفرانسیل‌گیری کرد:

$$Y(t,\omega) = U(t, x(t,\omega)) \quad (۷)$$

که $U(t,x)$ تابعی پیوسته دارای مشتق جزئی مرتبه دوم و $x(t)$ نیز انتگرال ایتو است، در واقع: $x(t,\omega) = \int_{t_0}^{t} f(s,\omega)dW(s,\omega)$ و یا به‌صورت معادله دیفرانسیلی:

$$dx(t) = f(t,\omega)d\omega(t) \quad (۸)$$

با استفاده از قاعده زنجیری در دیفرانسیل‌گیری $Y(t)$ می‌توان نوشت:

$$\begin{gathered} dY(t) = \frac{\partial u}{\partial t}\big(t, x(t)\big)dt + \frac{\partial u}{\partial x}(t, x(t)dx(t) \\ \Delta Y(t) = u\big(t + \Delta t, x(t) + \Delta x(t)\big) - u\big(t, x(t)\big) = \\ \left\{\frac{\partial u}{\partial t}\Delta t + \frac{\partial u}{\partial t}\Delta x\right\} + \frac{1}{2}\left\{\frac{\partial^2 u}{\partial t^2}(\Delta t)^2 + 2\frac{\partial^2 u}{\partial t \partial x}\Delta t\Delta x + \frac{\partial^2 u}{\partial x^2}(\Delta x)^2\right\} + O \\ dY(t) = \frac{\partial u}{\partial t}\big(t, x(t)\big)dt + \frac{\partial u}{\partial x}(t, x(t)dx(t) + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 u}{\partial x^2}(t, x(t)dx^2(t) \end{gathered} \quad (۹)$$

این رابطه، قاعده زنجیری در معادلات دیفرانسیل تصادفی بوده و به نام فرمول ایتو نامیده می‌شود. با توجه به معادله دیفرانسیل اخیر جمله‌ای اضافی که در قاعده زنجیری معمولی وجود ندارد در این رابطه دیده می‌شود. در این تحقیق با توجه به مبانی نظری فوق سه مدل بروانی هندسی، مدل مرتون و مدل مرتون مبتنی بر مدل گارچ غیرخطی بررسی می‌گردد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

در این بخش به مهم‌ترین مطالعات مرتبط اشاره می‌شود.

ابریشمی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی نوسانات نرخ ارز پرداختند. در این مطالعه نماگرهای نوینی از نوسانات نرخ ارز را در مقیاس‌های مختلف زمانی معرفی و برآورد کرده تا براساس رویکرد بانک مرکزی امکان مدیریت مناسب‌تر نوسانات نرخ ارز فراهم شود. این روش از ترکیب تجزیه موجک و مدل‌های GARCH، بهره گرفته و برای دوره زمانی مهرماه ۱۳۸۷ تا آذرماه ۱۳۹۴ نوسانات نرخ ارز در سطوح متفاوت زمانی مدل‌سازی شده است.

رجبی (۱۳۹۶) به بررسی اثر طراحی و تبیین الگویی برای پیش‌بینی شوک‌های نرخ ارز و آزمون استرس ارز در ایران پرداخت. به عبارتی در این تحقیق بررسی شده که چه عواملی در ایجاد شوک ارزی مؤثرند و آیا قابلیت پیش‌بینی شوک ارزی در بازار ایران وجود دارد. از سوی دیگر آیا در شرایط بحرانی (حالت شوک) نیز قابلیت پیش‌بینی ریسک ارز از طریق آزمون استرس وجود دارد؟ در این

پژوهش روش انجام این تحقیق (مدل‌سازی سری‌های زمانی) است. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این موضوع می‌باشد که براساس برآورد صورت گرفته مشخص گردید که شوک نرخ ارز توسط مدل MGARCH قابلیت پیش‌بینی‌پذیر بودن را دارا می‌باشد. بعبارتی با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره و ارزش در معرض ریسک شرطی قابلیت پیش‌بینی‌پذیری شوک نرخ ارز و اثرپذیری این متغـیر از سایر متغـیرهای کلان اقتصادی تبیین گردیده است. در نهایت با استفاده از آزمون‌های Back Testing اعتبار و کارایی مدل برآورد گردید و پس از آزمون‌های اعتبار سنجی با آزمون استرس به برآورد شوک‌ها در شرایط بحرانی پرداخته شده است.

راسخی (۱۳۹۶) به بررسی رفتار حبابی در بازار ارز پرداخت. با توجه به انتقادات وارد بر آزمون‌های متعارف کشف حباب‌های قیمتی و نیز اهمیت موضوع، در این پژوهش، روش‌های نوظهور ارایه شده توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲) مبتنی بر آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته راست دنباله (RTADF) مورد توجه قرار گرفت. در این راستا، به‌منظور آزمون رفتار انفجاری، وجود حباب‌های چندگانه و تعیین دوره‌های حبابی در بازار ارز غیررسمی ایران، آزمون‌های SADF و GSADF برای داده‌های ماهانه نرخ ارز اسمی طی دوره فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۴ انجام شد. از آن جاکه رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی ممکن است ناشی از رفتار انفجاری در بنیادهای آن باشد، برای اظهارنظر پیرامون وجود حباب‌های عقلایی در بازار ارز، شاخص‌های نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای قابل تجارت و نسبت نرخ ارز اسمی به قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت نیز مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. طبق نتایج حاصل، در دوره مورد بررسی، بازار ارز ایران رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را تجربه نموده است. همچنین، قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت توضیح‌دهنده مناسبی برای رفتار انفجاری در نرخ ارز اسمی است. یافته‌ها نشان داد که رفتار انفجاری نرخ ارز اسمی در دوره‌های مهر تا دی ماه ۱۳۸۷، دی تا اسفند ۱۳۹۰ و شهریور تا آبان ۱۳۹۱ به‌دلیل وجود حباب‌های عقلایی در نرخ ارز و در سایر دوره‌های تعیین شده، ناشی از عامل بنیادین قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت بوده است.

خواجه‌محمدلو و خداویسی(۱۳۹۶) در پژوهشی با محوریت نقش نرخ ارز بر متغیرهای کلان، با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی، روابط میان نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره را بررسی نمودند. نتایج حاصل از آزمون یوهانسن و برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) نشان داد که در بلندمدت نرخ تورم تأثیر منفی معنی‌دار و نرخ ارز بدون تأثیر بر نرخ بهره می‌باشند. همچنین بررسی روابط کوتاه‌مدت نشان داد که در کوتاه‌مدت نرخ ارز تأثیر مثبت معنی‌دار و نرخ تورم بدون تأثیر بر نرخ بهره می‌باشند .به‌عبارت‌دیگر تئوری اثر و بین‌المللی فیشر در اقتصاد ایران، رد می‌شوند.

جعفری صمیمی و بالونژادنوری (۱۳۹۴) به بررسی رفتار نرخ ارز در ایران پرداختند. هدف اصلی از این پژوهش، بررسی وجود حباب عقلایی قیمت در بازار ارز ایران بود. برای این منظور، از آزمون‌های

ریشه واحد زنجیره‌ای استفاده شد. بر اساس آزمون سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم‌یافته، فرضیه وجود حباب‌های چندگانه قیمت در بازار ارز مورد تأیید قرار گرفت. همچنین به منظور بررسی اهمیت و عوامل مؤثر بر حباب قیمت نرخ ارز، استفاده از قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله نشان داده شد که بخشی از رفتار انفجاری نرخ ارز، به واسطه قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله است.

مولایی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از رویکرد معادلات دیفرانسیل تصادفی، مدل‌های براونی هندسی و مدل براونی هندسی همراه با گارچ غیرخطی، رفتار قیمت سهام را الگوسازی نمودند همچنین به‌منظور برآورد ضرایب معادلات دیفرانسیل تصادفی با نوسانات ثابت و معادلات دیفرانسیل تصادفی با نوسانات تصادفی از رویکرد حداکثر درستنمایی استفاده شده است و به‌منظور الگوسازی رفتار قیمت سهام با توجه به تأثیرات نامتقارن اخبار خوب و بد، از الگوی گارچ غیرخطی جهت توضیح رفتار نوسانات قیمت در طی زمان استفاده شده است. با توجه به نتایج، اخبار خوب دارای تأثیر بیشتر بر رفتار شاخص کل هستند به عبارت دیگر شاخص کل به شوک‌های مثبت بیشتر واکنش نشان می‌دهد. همچنین با توجه به معیار لگاریتم درستنمایی، فرآیند براونی هندسی با نوسانات تصادفی دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتر نسبت به فرایند براونی با نوسانات ثابت است.

مولایی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی به تحلیل تجربی پرش قیمت و اطلاعات نامتقارن در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. احتمال وقوع پرش قیمت در شاخص قیمت شرکت‌های بزرگ بورس بیش از شرکت‌های برتر بورس است و اخبار خوب، بیشترین تأثیر را بر شاخص کل قیمت و شاخص قیمت شرکت‌های برتر بورس داشته است.

جلائی و حبیب‌دوست (۱۳۹۱) به بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازده سهام با استفاده از رویکرد مقیاس-زمان در تحلیل موجک پرداختند. نتایج تحلیل رگرسیون موجکی، واریانس و همبستگی موجکی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که نه تنها اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر روی سهام در بخش‌های مختلف بورس اوراق بهادار به لحاظ شدت و علامت متفاوت است بلکه این اثرگذاری در مقیاس‌های زمانی مختلف، متفاوت است.

طیبی و موحدنیا (۱۳۸۷)، تکنیک‌هایی برای پیش‌بینی روند نرخ ارز ارایه نمودند. این محققین از «شبکه‌های عصبی مصنوعی» استفاده نمودند. در این مقاله، علاوه‌بر طراحی و اجرای یک مدل شبکه عصبی برای پیش‌بینی نرخ ارز در ایران با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۳۸، این فرضیه که شبکه عصبی مصنوعی نسبت به روش‌های معمول اقتصادسنجی و مدل‌های سری‌های زمانی در پیش‌بینی روند نرخ ارز کارایی بیشتری دارد، بررسی شده است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که در صورت طراحی دقیق، مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی در زمینه پیش‌بینی نرخ ارز – نسبت به رقبای خود – عملکرد بهتری دارند.

خالوزاده و خاکی صدیق (۱۳۸۴) به بررسی رفتار قیمت سهام براساس معادلات دیفرانسیل تصادفی پرداختند. در این تحقیق، تغییرات قیمت و بازده سهام در بازار بورس تهران با هدف مدل‌سازی براساس معادلات دیفرانسیل تصادفی بر روی مقوله پیش‌بینی، مورد مطالعه و بررسی قرار گرفته است. با در نظر گرفتن نوسانات قیمت سهام به شکل تصادفی و براساس مدل بلاک و شولز، مدل‌سازی دینامیک فرایند مولد قیمت سهام در بازار بورس تهران را با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی پیشنهاد کرده و بر این اساس مدل‌سازی، شبیه‌سازی و پیش‌بینی قیمت و بازده برای یکی از شرکت‌های عضو بازار بورس تهران انجام می‌گیرد. در این تحقیق برای بررسی کارایی روش پیشنهادی مقایسه‌ای نیز با روش مدل‌سازی خطی صورت پذیرفته است.

طبیبیان و سوری (۱۳۷۵) در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که هر قدر نرخ ارز در بازار آزاد از نرخ آن در بازار رسمی فاصله بگیرد، بیشتر سرمایه‌گذاری را به‌طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. محققان فوق متغیر اضافه پرداخت PREMIUM را عامل مشوق فعالیت‌های رانت‌جویانه تعبیر کرده‌اند اما واقعیت امر این است که افزایش این متغیر بیانگر رشد فعالیت‌های سوداگرانه و کدر شدن چشم‌انداز هزینه‌های سرمایه‌گذاری و تولید است.

۳. روش‌شناسی تحقیق و داده‌ها

یکی از روش‌های الگوسازی نرخ ارز، استفاده از تئوری گام تصادفی است. تصادفی بودن تغییرات قیمت ارز به معنای غیرمنطقی بودن سطح قیمت‌ها نیست. اگر قیمت‌ها منطقی باشند، فقط اطلاعات جدید موجب تغییر قیمت می‌شود. بنابراین الگوی گام تصادفی نشان می‌دهد که قیمت‌ها تمام اطلاعات مربوط را منعکس می‌نماید. در عوض اگر تغییرات قیمت قابل پیش‌بینی نباشد، بازار کارا نخواهد بود. گام تصادفی در حالت پیوسته به فرآیند براونی تبدیل می‌شود از این‌رو به‌منظور الگوسازی نرخ ارز می‌توان از فرآیند تصادفی استفاده نمود. حرکت براونی هندسی یا الگوی بلک شولز، رفتار تصادفی نرخ ارز را در طی زمان توضیح می‌دهد. الگوی بلک شولز نرخ ارز در قالب معادله دیفرانسیل تصادفی به‌صورت زیر است:

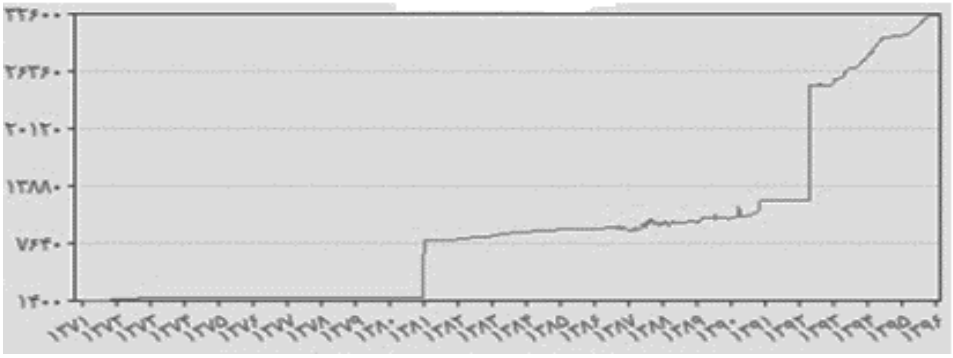
$$ds_t = \mu(s.t)\, s_t + \sigma(s.t) s_t dW \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق s_t نرخ ارز در زمان t است، W حرکت براونی استاندارد است، μ و σ هم ضرایب الگو هستند. حرکت براونی استاندارد، یک فرآیند انتشار است که دارای میانگین صفر و واریانس σ می‌باشد. فرایند براونی دارای توزیع نرمال می‌باشد. همچنین حرکت براونی در طی زمان به‌صورت پیوسته بوده و تغییرات آن مستقل از هم هستند. همان‌طور که در بخش مبانی نظری مطرح شد، به‌منظور حل رابطه اخیر از رابطه ایتو استفاده می‌شود. جواب معادله دیفرانسیل فوق به‌صورت زیر است:

$$dlogs_t = \left(\mu - \frac{1}{2}\,\sigma_t^2\right)\,dt + \sigma(s\,.\,t)dW \qquad (۱۱)$$

براساس رابطه فوق دیفرانسیل قیمت ارز دارای توزیع نرمال با میانگین $\left(\mu - \frac{1}{2}\,\sigma_t^2\right)$ و واریانس σ_t^2 است. با انتگرال‌گیری در بازه صفر تا T از دو سمت رابطه فوق و آنتی‌لگاریتم گرفتن از جواب به رابطه $S(T) = S\,(0)^{\left(\mu-\frac{1}{2}\sigma_t^2\right)T+\sigma W(T)}$ می‌توان رسید. براساس این رابطه، قیمت ارز دارای توزیع نرمال است. با توجه به معین بودن توزیع قیمت ارز می‌توان از رویکرد حداکثر درستنمایی به‌منظور برآورد ضرایب معادله دیفرانسیل تصادفی استفاده نمود. یکی از ویژگی‌های رابطه براونی استاندارد، پیروی این رابطه از فرایند مارکف است. بنابراین می‌توان تابع درستنمایی رابطه براونی استاندارد را به‌صورت حاصل‌ضرب چگالی راستنمایی نوشت.

در این تحقیق از اطلاعات بازار غیررسمی ارز استفاده شده است. با نگاهی بر روند نرخ‌های اسمی ارز (دلار در برابر ریال) و مقایسه آن با نرخ ارز حقیقی در طی سه دهه اخیر، چنین استدلال می‌شود که نرخ ارز حقیقی کاهش یافته است. در دهه اخیر نیز ارزش پول داخلی به شدت تنزل یافته است، به‌گونه‌ای که از سال ۱۳۹۰ بازار ارز نوسانات شدیدی را تجربه نموده است. در سال ۱۳۹۲ بازار ارز روند نسبتاً باثباتی را طی نمود اما از پاییز سال ۱۳۹۴ به بعد بازار ارز به‌تدریج شاهد نوسانات قابل‌توجهی بوده است، به‌طوری‌که در دی‌ماه ۱۳۹۴ بالاترین نرخ ارز بعد از ۱۳۹۲ ثبت شد (۳۶۷۳۳ ریال). این نوسانات را عمدتاً می‌توان ناشی از نوسانات بازار نفت و نیز ریسک‌های سیاسی مرتبط با فرآیندهای اجرایی شدن برجام دانست. از سال ۱۳۹۵ و به‌طور مشخص از خردادماه بازار ارز به‌تدریج ملتهب شده و شاهد روندی صعودی در نرخ بازار غیررسمی دلار در برابر ریال بودیم، به‌طوری‌که در آذرماه ۱۳۹۵ متوسط نرخ دلار در بازار غیررسمی به ۳۸۶۸۰ ریال افزایش یافت. روند تغییرات نرخ دلار در نمودار زیر نمایش داده شده است. دلایل افزایش قیمت دلار در سال ۱۳۹۵ عبارتند از: مؤلفه‌های اقتصادی: رشد مزمن نقدینگی طی سال‌های گذشته، کاهش قیمت‌های نفت، کاهش نرخ سود بانکی و افزایش ارزش دلار در بازارهای جهانی و مؤلفه‌های غیراقتصادی: ریسک‌های سیاسی، اعلام سیاست دولت مبنی بر یکسان‌سازی نرخ ارز تا پایان سال ۱۳۹۵، تقاضا برای مسافرت خارج از کشور و اختلال در عرضه ارز توسط شرکت‌های پتروشیمی در بازار موجب افزایش تقاضای سفته‌بازانه برای نرخ ارز شده‌اند. با این حال باید توجه کرد که این عوامل همگی نقش ثانویه در افزایش نرخ ارز داشته‌اند و عوامل اقتصادی را باید علت زمینه‌ای و اصلی کاهش ارزش پول ملی دانست. در نمودار (۱) روند نرخ‌های غیررسمی دلار در برابر ریال طی سال‌های ۱۳۷۱–۱۳۹۶ ارایه شده است.



نمودار ۱: روند نرخ‌های غیررسمی دلار در برابر ریال طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۶

منبع: سری زمانی بانک مرکزی

٤. نتایج برآورد مدل

در جدول (۱) نتایج ضرایب برآوردی الگوی حرکت براونی هندسی در قالب معادله دیفرانسیل تصادفی برای نرخ ارز مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۱) مقدار پارامتر رانش (μ) برای شاخص نرخ ارز براساس داده‌های ماهیانه برابر ۰/۰۱۱ و مقدار پارامتر انتشار (σ) برابر ۰/۰۰۳ می‌باشد. همچنین برای داده‌های سالیانه مقدار پارامتر رانش (μ) ۰,۱۴ و مقدار پارامتر انتشار (σ) برابر ۰,۰۳ می‌باشد. مقایسه دو معادله دیفرانسیلی بیانگر آن است که ضرایب رانش و انتشار در افق زمانی بلندمدت بیشتر از افق زمانی کوتاه‌مدت است و متغیر نرخ ارز در هر دو افق زمانی دارای ماهیت تصادفی است.

جدول ۱: بررسی *GMB* ماهانه و سالیانه نرخ ارز

ماهیانه نرخ ارز *GMB*					
$ds_t^{SDR} = \mu\, s_t^{SDR}\, dt + \sigma\, s_t^{SDR}\, dW$					
پارامتر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**z**	$P > \|Z\|$	**فاصله اطمینان ٪۹۵**
μ	۰/۰۱۱	۰/۰۰۵	۲/۲۰	۰/۰۲۸	۰/۰۰۱ ۰/۰۲۲
σ	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۴	۷/۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲ ۰/۰۰۳
Log-likelihood=۱۵۷/۹۳ s.d=۰/۵۵ mean=۱/۱۷					
سالیانه نرخ ارز *GMB*					
$ds_t^{SDR} = \mu\, s_t^{SDR}\, dt + \sigma\, s_t^{SDR}\, dW$					
پارامتر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**z**	$P > \|Z\|$	**فاصله اطمینان ٪۹۵**
μ	۰/۱۴	۰/۰۶۴	۲/۲۱	۰/۰۲	۰/۰۱ ۰/۲۶
Sigma	۰/۰۳	۰/۰۰۵	۷/۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۲ ۰/۰۴
Log-likelihood=۱۵۷/۹۳ s.d=۰/۱۹ mean=۱۴/۱۹					

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۷)

در الگوی حرکت براونی هندسی همراه با پرش (الگوی مرتون) علاوه‌بر دو پارامتر رانش (μ) و انتشار(σ)، تعداد پرش‌ها در سال *(lambda)*، میانگین و واریانس پرش به‌ترتیب *delta* و Muj اضافه می‌گردد. براساس یافته‌های جدول (۲) احتمال پرش قیمت نرخ ارز در بازار ۰,۸۷ است. همچنین متوسط اندازه پرش نرخ ارز ۰,۱۰ و واریانس پرش نرخ ارز ۰,۰۳ می‌باشد. این مسأله مؤید آن است که فرضیه بازار کارا در بازار نرخ ارز ایران برقرار نیست. زیرا وجود جهش ناگهانی تحت ریسک‌های سیستماتیک، نشانه افزایش ناکارایی در بازار ارز است.

جدول ۲: بررسی *GMB* سالیانه مرتون با لحاظ پرش نرخ ارز

$ds_t^{SDR} = \mu\, s_t^{SDR} d_t + \sigma\, s_t^{SDR}\, dW + dq_t$					
پارامتر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**z**	$P > \|Z\|$	**فاصله اطمینان ۹۵٪**
μ	۰/۰۵۲	۰/۰۱۲	۴/۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۷ ۰/۰۲
σ	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۶/۳۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱ ۰/۰۰۰۹
Lambda	۰/۸۷	۰/۳۲	۲/۶۶	۰/۰۰۸	۱/۵۱ ۰/۲۳
Delta	۰/۰۳	۰/۰۱۵	۱/۹۳	۰/۰۵۳	۰/۰۶ −۰/۰۰۰۴
Muj	۰/۱۰	۰/۰۶۴	۱/۵۷	۰/۱۱	۰/۲۲ −۰/۰۲
Log-likelihood=۲۹۰/۶۷ s.d=۰/۱۹ mean=۱۴/۱۹					

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۷)

یکی از معایب الگوی حرکت براونی هندسی، ثابت در نظر گرفتن نوسانات است و مشکل دیگر این الگو عدم‌توجه به نقش اطلاعات در بازارها است. درحالی‌که نتایج مطالعات تجربی حاکی از تصادفی بودن نوسانات بازده هستند. به عبارت دیگر نوسانات بازده از فرآیند گارچ پیروی می‌کنند. همچنین اطلاعات موجود در بازار دارای اهمیت فراوان در توضیح رفتار نرخ ارز هستند. با استفاده از الگوهای گارچ و الگوسازی رفتار نوسانات می‌توان مشکل فوق را حل نمود. به‌منظور الگوسازی رفتار نرخ ارز با توجه به تأثیرات نامتقارن اخبار خوب و بد، از الگوی گارچ غیر خطی جهت توضیح رفتار نوسانات قیمت در طی زمان استفاده شد.

در خروجی ارائه شده در جدول (۳)، علاوه‌بر مقادیر میانگین الگوی حرکت براونی هندسی *(GBM)*، اطلاعات جدید الگوی حرکت براونی هندسی همراه با گارچ غیر خطی یعنی ضریب مربعات خطا*(beta)*، ضریب واریانس شرطی *(alpha)* و پارامتر (گاما) که تأثیر شوک‌های منفی و مثبت را نشان می‌دهد ارایه شده است. به‌علاوه امگا نیز مقدار ثابت الگوی گارچ غیر خطی است. نتایج برآورد الگوی زیر در جدول (۳) مشاهده می‌گردد.

$$ds(t_i) = \mu(t_i)sdt_i + \sigma(t_i)sdW(t_i)$$
$$\sigma(t_i)^2 = \omega + \alpha\sigma(t_{i-1})^2 + \beta(\varepsilon(t_{i-1}) - \gamma\sigma(t_{i-1}))^2 \qquad (۱۲)$$
$$\varepsilon(t_{i-1})^2 = \sigma(t_i)dW(t_i)$$

جدول ۳: بررسی *GMB* ماهیانه و سالیانه *NGARCH* پرش نرخ ارز

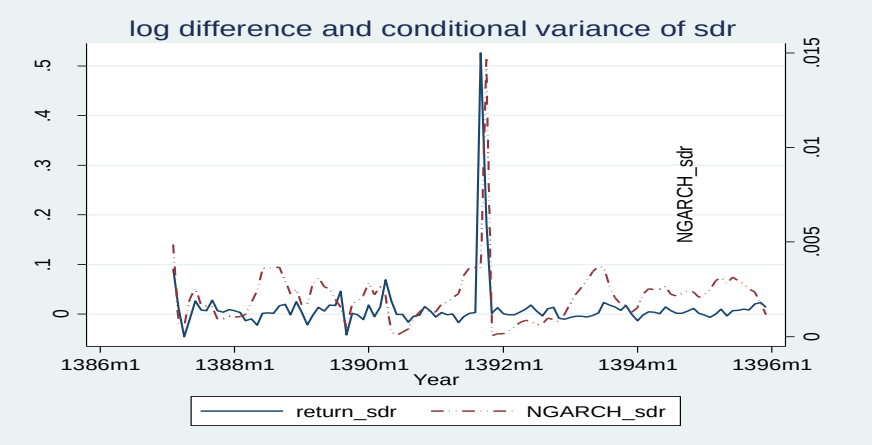
نرخ ارز پرش *NGARCH* سالیانه *GMB*					
$ds_t^{SDR} = \mu\, s_t^{SDR} d_t + \sigma\, s_t^{SDR}\, dW + dq_t$					
پارامتر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**z**	$P > \|Z\|$	**فاصله اطمینان ۹۵٪**
μ	۰/۰۱۲	۰/۰۰۲	۴/۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶ ۰/۰۱
ω	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۲۴	۰/۸	−۰/۰۰۰۰۲ ۰/۰۰۰۲
α	−۰/۳۰	۰	۰	۰	۰ ۰
β	۰/۱۳	۰/۰۰۲	۴۷/۵۴	۰/۰۰۰	۰/۳۱ ۰/۱۴
γ	۲/۹	۰	۰	۰	۰ ۰
Log-likelihood=۱۹۱/۴۸ s.d=۰/۶۹ mean=۱۴/۸۸					
نرخ ارز پرش *NGARCH* ماهیانه *GMB*					
$ds_t^{SDR} = \mu\, s_t^{SDR} d_t + \sigma\, s_t^{SDR}\, dW + dq_t$					
پارامتر	ضریب	انحراف معیار	z	$P > \|Z\|$	فاصله اطمینان ۹۵٪
μ	۰/۰۱۸	۰	۰	۰	۰
ω	۰/۰۳۷	۳/۷۷e-۰۸	۹/۹+۰/۵	۰/۰۰۰	۰/۳۷ ۰/۳
α	−۰/۱۵	۰	۰	۰	۰
β	۰/۱۰	۰	۰	۰	۰
γ	۰/۳۴	۰	۰	۰	۰
Log-likelihood=۱۶۶/۰۵ s.d=۱۸/۹۴ mean=۱۴/۸۸					

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۷)

با توجه به نتایج مدل گارچ غیرخطی (NGARCH)، ضریب γ برآورد شده در بازار ارز مثبت است. به این معنا که نرخ ارز بیشتر تحت تأثیر اخبار بد، شوک‌های منفی و ریسک‌های سیستماتیک است. مقدار عددی ضریب γ در بازار ارز ۲/۹ است و بیانگر این است که کم‌ترین تأثیر را از اخبار خوب می‌گیرد. در مجموع با توجه به معادلات براورد شده در بازار ارز ایران و با توجه به تابع حداکثر راستنمایی، مدل بروانی هندسی با نوسانات تصادفی (مرتون) از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به مدل گارچ غیرخطی و مدل براونی هندسی با نوسانات ثابت برخوردار است.

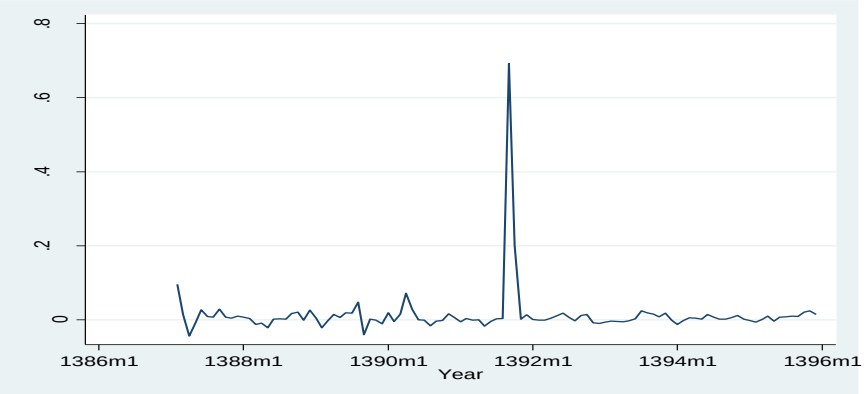
در این مقاله همچنین در راستای ارزیابی دقیق تر بازار ارز به بررسی شکست ساختاری این متغیر پرداخته شده است. به‌منظور بررسی شکست ساختاری ضرایب الگوی گارچ از الگوریتم مجموع مربعات تجمعی مرکزی تیاو استفاده شده است. با استفاده از این الگوریتم می‌توان نقطه زمانی وقوع شکست ساختاری را تعیین نمود. نتایج این آزمون برای واریانس غیرشرطی نرخ ارز در نمودارهای زیر مشاهده می‌شود. نمودار (۲) نقاط وقوع شکست ساختاری در واریانس غیرشرطی نرخ ارز را نشان می‌دهد. در این نمودار محور افقی سال و محو عمودی واریانس شرطی نرخ ارز است. با توجه به

نتیجه آزمون شکست ساختاری اینکان و تیاو، واریانس غیرشرطی نرخ ارز در یک نقطه زمانی دارای شکست ساختاری است. این شکست ساختاری در سال ۱۳۹۲ اتفاق افتاده است.



نمودار ۲: آزمون شکست ساختاری واریانس شرطی نرخ ارز در ایران

نتایج الگوریتم مجموع مربعات تجمعی نمودار (۳) نشان می‌دهد که واریانس غیرشرطی نرخ ارز نیز دقیقاً مؤید نتیجه نمودار (۲) می‌باشد. بر این اساس اثر شکست ساختاری در محاسبات جدول (۳) لحاظ شده است.



نمودار ۳: آزمون شکست ساختاری واریانس غیرشرطی نرخ ارز در ایران

۵.نتیجه‌گیری

هدف محوری این تحقیق بررسی رفتار نرخ ارز در ایران براساس معادلات دیفرانسیلی تصادفی می‌باشد. بر این اساس از الگوی بلک–شولز، مدل مرتون و الگوی گارچ غیرخطی مبتنی بر الگوی مرتون استفاده شده است. بررسی ضرایب رانش و ضرایب انتشار در معادلات برآورد شده مؤید آن

است که نرخ ارز در ایران ماهیت تصادفی و استوکاستیک دارد و نوسانات این بازار و ضرایب پرش برآورد شده در این تحقیق مؤید آن است که فرضیه بازار کارا در بازار ارزی ایران برقرا نمی‌باشد. این مسأله مؤید آن است که سیاست گذاری ارزی در ایران به‌خوبی نتوانسته الگوی مناسب برای قواعد بازی این بازار تعیین نماید و ضریب شکست در سیاست‌گذاری در دستیابی به بازار کارا براساس معادلات دیفرانسیلی برآورد شده، مشهود است. همچنین بر مبنای مدل گارچ غیرخطی مبتنی بر مدل مرتون، شواهد حاکی از رفتار نامتقارن بازیگران این بازار است. به‌گونه‌ای‌که واکنش بازیگران نسبت به شوک‌های منفی و مثبت بسیار متفاوت بوده است. با توجه به یافته‌های این تحقیق و ناکارآمدی منتج شده از مدل مرتون در بازار ارز ایران، بدون شک تعدیل و تصحیح نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر محوری و تأثیرگذار بر اقتصاد کشور امری لازم و ضروری است؛ اما این تعدیل و تصحیح باید در چارچوب یک نظام اصلاحی و جدول خاص تعدیلات اصلاحی انجام شود. اگر بی‌توجه به این نکته مهم، تغییرات نرخ ارز به‌طور مجزا و بدون توجه به سایر واقعیت‌های حاکم بر اقتصاد کشور اجرا شود، چه بسا نتایج مطلوبی در پی نداشته باشد و حتی ممکن است به نقض غرض و اهداف معکوس بیانجامد. اگر بتوان سازوکارهای اقتصاد کشور را طوری تنظیم و هدایت کرد که به ایجاد یک نظام ارزی متعارف منجر شود مسلماً تعدیل نرخ ارز به‌طور خودکار انجام شده و تعدیلات مکمل و لازم در بخش‌های دیگر هم به‌طور درون‌زا محقق خواهد شد.

منابع

ابریشمی، حمید؛ کمیجانی، اکبر؛ مهرآرا، محسن و نوری، مهدی (۱۳۹۶). «معرفی نماگرهای نوین نوسانات نرخ ارز بر مبنای مدل ترکیبی Wavelet-GARCH»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۸۴: ۱۹۱-۲۱۰.

رجبی خانقاه، عبداله؛ نیکومرام، هاشم؛ تقوی، مهدی؛ رهنمای رودپشتی، فریدون و فلاح شمس، میرفیض (۱۳۹۶). «طراحی و تبیین الگویی برای پیش بینی شوک‌های نرخ ارز و آزمون استرس ارز در ایران»، *فصلنامه دانش سرمایه گذاری*، ۲۴: ۲۵-۴۴.

راسخی، سعید؛ علمی، زهرا(میلا) و شهرازی، میلاد (۱۳۹۶). «آزمون حباب‌های چندگانه در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون های ریشه واحدRTADF»، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۷(۲۷): ۷-۳۹.

مولایی، صابر؛ برزانی، محمد واعظ و صمدی، سعید (۱۳۹۵). «الگوسازی رفتار قیمت سهام با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی با نوسان تصادفی»، *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهار*، (۳۲): ۱-۱۳.

سوری، داوود؛ طبیبیان، محمد (۱۳۷۵). «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱: ۴۵-۶۶.

اسکویی، بهمن (۱۳۷۷). آثار کلان اقتصادی ارزش خارجی ریال ایران در دوران پس از انقلاب اسلامی، سومین *سمینار سیاست‌های پولی و ارزی.*

والتر اندرس (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی سری زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه مهدی صادقی، انتشارات دانشگاه امام صادق، جلد دوم.

زبیر، اقبال (۱۳۷۱). بررسی سیستم نرخ ارز ایران در مقایسه با سایر کشورهای در حال توسعه، *دومین کنفرانس سیاست‌های پولی وارزی مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا.*

افشاری، زهرا (۱۳۶۹). ثبات نرخ ارزی، *اولین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا.*

رحیمی‌بروجردی، علیرضا (۱۳۷۹). *سیاست‌های ارزی*، انتشارات مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی-الف، (۱۳۸۲). «آثار یکسان سازی نرخ ارز بر متغییرهای کلان اقتصادی»، شماره مسلسل ۶۷۷۵.

حیدری، حسن (۱۳۸۷). «تحلیل دلایل نوسانات ارزش دلار در سال‌های اخیر»، وزارت بازرگانی، شماره ثبت ۸۷/۸۱۹ آذرماه.

جعفری صمیمی احمد؛ بالونژادنوری روزبه(۱۳۹۴). «آزمون وجود حباب عقلایی قیمت در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد زنجیره‌ای»، *مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۴، شماره ۱۵: ۱-۲۰.

خواجه محمدلو علی؛ خداویسی حسن(۱۳۹۶)، «بررسی ارتباط نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره تحت رویکرد تئوری‌های فیشر در اقتصاد ایران»، مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، دوره ۶، شماره ۲۴: ۱۹۹-۲۲۱.

طیبی، سیدکمیل؛ موحدنیا، ناصر و کاظمینی، معصومه (۱۳۸۷). «به‌کارگیری شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مقایسه آن با روش‌های اقتصادسنجی: پیش‌بینی روند نرخ ارز در ایران»، *مهندسی صنایع و مدیریت دانشگاه شریف*، ۹۹-۱۰۴.

Bettendorf, T. and Chen, W. (2013). "Are there bubble sin the Sterling-dollar exchange rate? New evidence from sequential ADF test", *Economics Letters*, 120(2): 350-353.

Chang, T. and Gupta, R. (2014). *Testing for Multiple Bubbles in the BRICS Stock Markets* . Department of Economics working Q, 7.

Craine, R.; Lochstoer, Lars. A. and Syrtveit, K. (2000). "Estimation of a Stochastic olatility Jump Diffusion Model", *Economic Analysis Review*, 15(1): 45-67.

Byers, J. D. and Peel, D. (2000): "Non-linear dynamics of inflation in high inflationeconomies", *The Manchester School*, 68: 23-37

Brunner, Allan D. and Gregory, D. Hess. (1993). "Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditionl Heteroscedasticity Approach." *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(2): 187-197.

Bacon, D.W. and Watts, D.G. (1971). "Estimating the transition between two interesting straight lines". *Biometrika*, 58: 525-534

Faria, J. R. and Carneiro, F. G. (2001). "Does high inflation affects growth in the longand short run?", *Journal of Applied Economics*, 4: 89-105.

Frederique Bec, M.B.S. (2004). *Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime STAR Model*., University of Rochester.

Gregoriou, A. and Kontonikas A. (2006). "Inflation targeting and the stationarity ofinflation: New results from an ESTAR unit root test", *Bulletin of Economic Research*, 58: 309-322.

Grier, Kevin B. and Perry, Mark. J. (1998). "On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries", *Journal of International Money and Finance*, 37: 66-82.

McCallum, B. (1988). "Robustness properties of a rule for monetary policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29: 173-203.

Boutahar Mohammad, I.M. and Anne Peguin-Feisslle, (2008). "A Fractionally Integrated Exponentiel Star Model Applied Exchange Rate", *Hautes Etudes en Sciences Sociales Universités d'Aix-Marseille II et III*.p.1-22

Ng, S. and Perron, P. (2001). "Lag selection and the construction of unit root tests withgood size and power", *Econometrica*, 69: 1519-1554.

Rodriguez A. C. (1992). "A Stylized Model of Devaluation Inflation Spiral" *IMF Staff Paper*. PP. 76-89.

Reno, R., Bandi, F. (2008). *Nonparametric Stochastic Volatility*, SoFiE Inaugural conference.

Taylor L. (1991). "Income Distribution, Inflation and Growth", *Lectures on Structuralist Macroeconomics Theory*. Ch 1. PP. 3- 50.

Ter¨asvirta, T. (1998). "Modeling economic relationships with smooth transition regresions", *In Handbook of Applied Economic Statistics, edited by A. Ullah and D. E. A.Giles, Marcel Dekker*, New York, pp. 507-552.

پیوست

```
================================================== GBM  Monthly =============

                                                  Number of obs   =        107
                                                  Wald chi2(0)    =          .
Log likelihood =  157.93878                       Prob > chi2     =          .

------------------------------------------------------------------------------
             |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
mean         |
       _cons |   .0117799   .0053459     2.20   0.028      .001302    .0222577
-------------+----------------------------------------------------------------
variance     |
       _cons |    .003058   .0004181     7.31   0.000     .0022386    .0038774
------------------------------------------------------------------------------
******** Standard deviation (Monthly) ***************
.05529892
******** mean (Monthly percent) ***************
1.1779881
================================================== GBM yearly ===============
initial:       log likelihood =     -<inf>  (could not be evaluated)
feasible:      log likelihood =  67.286043
rescale:       log likelihood =  155.46673
rescale eq:    log likelihood =  157.16979

                                                  Number of obs   =        107
                                                  Wald chi2(0)    =          .
Log likelihood =  157.93878                       Prob > chi2     =          .

------------------------------------------------------------------------------
  return_sdr |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
mean         |
       _cons |   .1419758   .0641516     2.21   0.027     .0162408    .2677107
-------------+----------------------------------------------------------------
sigma        |
       _cons |   .0366956   .0050169     7.31   0.000     .0268627    .0465286
------------------------------------------------------------------------------
******** Standard deviation (yearly) ***************
.19156108
******** mean (yearly percent) ***************
14.197575
******** Standard deviation (yearly percent) ***************
19.156108
================================================== GBM_Jump (Merton) yearly =
initial:       log likelihood = -524.60758
rescale:       log likelihood =  235.37294
rescale eq:    log likelihood =   290.2511

                                                  Number of obs   =        107
                                                  Wald chi2(0)    =          .
Log likelihood =  290.67881                       Prob > chi2     =          .

------------------------------------------------------------------------------
  return_sdr |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
mean         |
       _cons |   .0520842    .012961     4.02   0.000     .0266811    .0774873
-------------+----------------------------------------------------------------
sigma        |
       _cons |   .0013309   .0002082     6.39   0.000     .0009227     .001739
-------------+----------------------------------------------------------------
```

```
========================================================= GBM_Jump (Merton) yearly =======
initial:       log likelihood = -524.60758
rescale:       log likelihood =  235.37294
rescale eq:    log likelihood =   290.2511

                                                Number of obs   =         107
                                                Wald chi2(0)    =           .
Log likelihood =  290.67881                     Prob > chi2     =           .

------------------------------------------------------------------------------
  return_sdr |      Coef.   Std. Err.       z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
mean         |
       _cons |   .0520842    .012961     4.02   0.000     .0266811    .0774873
-------------+----------------------------------------------------------------
sigma        |
       _cons |   .0013309   .0002082     6.39   0.000     .0009227     .001739
-------------+----------------------------------------------------------------
lambda       |
       _cons |   .8755657   .3287831     2.66   0.008     .2311626    1.519969
-------------+----------------------------------------------------------------
delta        |
       _cons |   .0307653   .0159293     1.93   0.053    -.0004556    .0619861
-------------+----------------------------------------------------------------
muj          |
       _cons |   .1018978   .0647107     1.57   0.115    -.0249328    .2287283
------------------------------------------------------------------------------
******** Standard error (monthly) ***************
.01900267
ooooooooooooooooo mean (yearly percent)ooooooooooooooooo
14.13024
******** Standard deviation (yearly percent) ***************
19.328482
ooooooooooooooooo lambda (number of jump each year)ooooooooooooooooo
.87556568
ooooooooooooooooooooooooo delta (variance of jump )ooooooooooooooooo
.03076527
ooooooooooooooooooooooooo muj (mean of jump )ooooooooooooooooooooo
.10189778
```

```
========================================================= GBM_NGARCH  Monthly ======
initial:       log likelihood = -55.789508
rescale:       log likelihood =  153.75719
rescale eq:    log likelihood =  160.64041
convergence not achieved

                                                Number of obs   =         107
                                                Wald chi2(0)    =           .
Log likelihood =  191.48553                     Prob > chi2     =           .

------------------------------------------------------------------------------
  return_sdr |      Coef.   Std. Err.       z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
mu           |
       _cons |   .0124035   .0029565     4.20   0.000     .0066089    .0181981
-------------+----------------------------------------------------------------
omega        |
       _cons |   .0000326   .0001332     0.24   0.807    -.0002284    .0002937
-------------+----------------------------------------------------------------
alpha        |
       _cons |  -.3084182          .        .       .            .           .
-------------+----------------------------------------------------------------
beta         |
       _cons |   .1375505   .0028935    47.54   0.000     .1318793    .1432217
-------------+----------------------------------------------------------------
gamma        |
       _cons |    2.90921          .        .       .            .           .
------------------------------------------------------------------------------

******** Standard deviation (monthly) ***************
.06972309
******** mean (monthly) ***************
14.884171
******** Standard deviation (yearly percent) ***************
24.152786
```

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 21

Volume 7, Number 27, Fall 2018

Modeling exchange rate behavior in Iran using random differential equations: Merton model and NGARCH Approach

Shivaie, E.[1], Jalaee Esfandabadi, S. A.M.[2*], Salehi Esfiji, N.[3]

Abstract

The main objective of this paper is to model the exchange rate behavior in Iran using random differential equations. In order to model the behavior of this market, three random differential equations have been used which include the Black-Scholes model, the Merton model, and the geometric Brownian motion with the non-linear GARCH. Also, in order to estimate the coefficients of equations, the maximum likelihood approach has been used and the drift and propagation parameters are calculated monthly and yearly for the period 2007-2017. According to the research findings, the probability of the exchange rate jump in the market is 0.87. The average rate of jump is 0.10 and the jump variance is 0.03. This confirms that the efficient-market hypothesis (EMH) does not exist in the Iranian foreign exchange market. In this paper, the non-linear GARCH model (NGARCH) based on Merton's model has been used to investigate the impact of good and bad news and positive and negative shocks. According to the results of the research, the estimated γ coefficient in the foreign exchange market is positive. That is, the exchange rate is most affected by bad news, negative shocks, and systematic risks. The numerical value of the coefficient in the currency market is 2.9, indicating that it is least affected by good news. according to the maximum likelihood function, in the Iranian currency market, the Merton model has more explanatory power than the nonlinear GARCH model and the Black-Scholes model.

Keywords: Exchange Rate, Merton model, Black-Scholes Model, Nonlinear GARCH Model.

JEL Classification: E31, C32, E58.

1. PhD Student in Economics, Shahid Bahonar University of Kerman **Email:** Elham.shivaie@yahoo.com

2. Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman **Email:** jalaee@uk.ac.ir

3. Assistant Professor of Economics Shahid Bahonar University of Kerman **Email:** salehinoor@gmail.com