نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

آیا بازار سهام ایران کارا است؟
آزمون باقیمانده- محور هم‌انباشتگی با رویکرد بیزی جزیی[۱]

مجتبی رستمی[۲]
سید نظام الدین مکیان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۳

چکیده
در اقتصاد مالی هم‌انباشتگی میان متغیرهای نامانا بسیار اهمیت دارد. زیرا، علیرغم وجود پیش‌بینی‌ناپذیری جداگانه سری‌های زمانی نامانا، ترکیب خطی آن‌ها می‌تواند پیش‌بینی پذیر باشد و با استفاده از روش‌های متعارف، استنباط در مورد آن‌ها ممکن گردد. به طور کلی نتایج تجربی درباره رابطه میان دو بازار ارز و سهام متناقض است. علل مختلفی منجر به چنین تناقضی می‌شود که در پژوهش حاضر به آن‌ها اشاره شده است. در این پژوهش، با استفاده از برخی واقعیت‌های تجربی درباره توزیع غیر شرطی داده‌های مالی، با روش بیزی جزیی، آزمون هم‌انباشتگی باقیمانده- محور انگل-گرنجر با استفاده از توزیع‌های آمیخته- مقیاس نرمال اصلاح ساختار تابع راستنمایی معرفی شده و بر مبنای آن به استنباط در مورد پیش‌بینی پذیری این بازارها پرداخته شده است. نتایج شبیه‌سازی‌ها اعتبار این روش را تایید می‌کند. بر مبنای آزمون ارائه شده، هم‌انباشتگی میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام ایران تایید می‌شود و لذا فرضیه بازارهای کارا در مورد بازار سهام ایران رد می‌شود.

واژگان کلیدی: بازار ارز، بازار سهام، آزمون هم انباشتگی باقیمانده- محور، رویکرد بیزی جزیی.

Keywords: Exchange Market, Stock Market, Residual-based Co-integration Test, Partial Bayesian Approach.
JEL Classification: C11, C22, C49, C58.

---

[۱]. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول می‌باشد.

[۲]. پژوهشگر پسا دکتری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
mojtabarostami1364@yahoo.com
[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
nmakiyan@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

خروج آمریکا از توافق اتمی موسوم به برجام میان ایران و کشورهای ۵+۱ در اوایل سال ۱۳۹۷ شمسی برای مدت زمانی نسبتا طولانی موجب بروز امواج تلاطمی در بازار ارز ایران شد. سرریز شدن این امواج تلاطمی، با فرصت کوتاهی برخی از بازارها از جمله بازارهای مالی، طلا، ارز و مسکن را متلاطم ساخت. یکی از مهمترین بازارهای مالی ایران یعنی بازار سهام در ابتدای این تحولات، شواهد قوی از سرریز تلاطمی ارز در خود بروز نداد. به تدریج با گذشت زمان رشد شاخص بازار بورس (به طور متوسط) در کنار رکود معاملات در بازاری همچون بازار مسکن نشان از احتمال وجود یک رابطه بلندمدت میان تحولات بازار ارز و بازار سهام داشت. وجود دانش تجربی و دقیق از چنین روابطی منجر به بهبود کنترل تلاطم باثبات سازی بازارهای مالی کشور خواهد شد. از سویی دیگر توسعه اقتصاد ایران در گرو ارتقاء کارآمدی بازارهای مالی است که نیاز به چنین دانشی را ضروری می‌کند. با وجود این‌که ارتباط متقابل بازار سهام و نرخ ارز عامل مهمی در تعیین سیاست‌های ارزی و تنظیم قیمت‌های سهام است و همچنین تعداد قابل توجهی از پژوهش‌ها این رابطه را تجزیه و تحلیل نموده‌اند (هاتفی مجومرد، ۲۰۱۹)؛ اما، نکته در خور ملاحظه آن است که در این زمینه یک تئوری رایج پذیرفته شده وجود ندارد.

وجود ارتباط کوتاه مدت میان بازار ارز و بازار سهام از لحاظ تئوری‌های اقتصاد مالی مشکلی را ایجاد نمی‌کند. اما، ارتباط بلندمدت که در ادبیات اقتصادی از آن تحت عنوان هم‌انباشتگی یاد می‌شود با فرضیه بازارهای کارا[1] در تقابل است. فرضیه بازارهای کارا در بازار سهام بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران به صورت واحدهای عقلایی رفتار می‌کنند و از تمام اطلاعات موجود در جهت کشف روند آتی قیمت‌های سهام استفاده می‌کنند. به این علت حرکات قیمت سهام به صورت تصادفی خواهد بود و لذا ارتباط بلندمدت بازار ارز و بازار سهام به دلیل آن‌که می‌توان از چنین ارتباطی در جهت روندهای آتی بازار سهام استفاده نمود ناقض فرضیه بازار کارا خواهد بود (موکرجی و یو[2]، ۱۹۹۷).

نتایج تجربی درباره رابطه میان این دو بازار (و جهت علیت) متناقض است. علل چنین تناقضی را می‌توان در دلایل زیر جستجو کرد:

---

1. Market Efficient Hypothesis
2. Mookerjee and Yu (1997)

الف) در آزمون‌های کلاسیک ریشه واحد (مانند ADF و PP)[1] و هم‌انباشتگی (مانند انگل-گرنجر و فیلیپس اولایر[2]) نظریه توزیع مجانبی به شکل ناپیوسته بین فرضیه وجود ریشه‌ی واحد و فرضیه مانایی تغییر می‌کند و لذا آزمون فرضیه‌های کلاسیکی (مبتنی بر نظریه مجانبی) نمی‌تواند روشی منطقی برای استنباط آماری بر اساس نظریه مجانبی ناپیوسته را بدست دهد (سیمز[3]،۱۹۸۸).

ب) در آزمون‌های ADF، PP و KPSS[4] و همچنین به طور متناظر در آزمون های هم‌انباشتگی کلاسیک مقادیر بحرانی در عمل برای نمونه‌های کوچک اساسا متفاوت از مقادیر مجانبی آن‌هاست (کوپ[5]، ۱۹۹۴). این موضوع می‌تواند منجر به تولید نتایج متناقضی در نمونه‌های کوچک شود.

ج) استنباط وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت باید مشروط به نمونه‌های در دسترس انجام پذیرد که در این صورت وجود نتایج متفاوت متناقض نخواهد بود. زیرا تغییر نتایج با تغییر نمونه‌ها به رسمیت شناخته شده است.

دلایل فوق ریشه تناقض در نتایج را در عدم کفایت آزمون‌های کلاسیک می‌بیند. علاوه بر دلایل فوق، خواص مجانبی آزمون‌های ریشه واحد و همچنین هم‌انباشتگی کلاسیک در حضور اثرات ARCH[6] یا عدم حضور این اثرات شناخته شده نیست (نلسون[7]، ۱۹۹۱). این موضوع به معنای آن است که برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای سری زمانی مالی آزمون‌های کلاسیک نمی‌توانند پاسخ‌های معتبری ارائه دهند. با توجه به این مطالب، در ادبیات اقتصادی ایران مطالعه‌ایی که چنین شکافی را پوشش داده باشد صورت نگرفته است. محققین پژوهش حاضر بر اساس این ملاحظات، با استفاده از برخی واقعیت‌های تجربی در باره توزیع احتمال غیر شرطی داده‌های مالی با رویکرد بیزی جزیی[8] آزمون هم‌انباشتگی باقیمانده- محور را با اصلاح ساختار تابع راستنمایی داده‌ها با استفاده از توزیع‌های آمیخته- مقیاس نرمال[9] به عمل آورده‌اند و بر مبنای آن به استنباط

---

1. Augmented Dickey Fuller & Philips Prone Tests
2. Engle & Granger and Philips Olayer
3. Sims (1988)
4. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin Test
5. Koop (1994)
6. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
7. Nelson (1991)
8. Partially Bayesian
9. Scale Mixed Normal= SMN

در مورد پیش‌بینی پذیری این بازارها پرداخته‌اند. فورمستون و همکاران[1] (۲۰۱۳) ترکیب تخمین کلاسیک رگرسیون روابط بلندمدت و آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌ها به شیوه بیزی را رویکرد بیزی جزیی می‌نامند و به همین دلیل شیوه استفاده شده در این مقاله طبق تعریف رویکرد بیزی جزیی می‌باشد. شایان ذکر است که در این پژوهش، از داده‌های نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام در فاصله زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ استفاده شده است. این دوره بررسی، شامل اتفاقات اخیر است که در بازارهای سهام و ارز ایران روی داده است. ساختار این پژوهش در ادامه به صورت زیر می‌باشد:

در بخش بعد مفاهیم اساسی مربوط به این حوزه بررسی می‌شود. بخش سوم روش شناسی تجربی را مورد بحث قرار می‌دهد. در بخش چهارم نتایج پژوهش ارائه می‌شود و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری بر مبنای نتایج ارائه خواهد شد.

۲- مفهوم هم انباشتگی

هم‌انباشتگی امکان مطالعه روابط بلندمدت اقتصادی را در بین متغیرهای نامانا فراهم می‌آورد. منظور از روابط بلندمدت این نیست که متغیرها در تمام افق زمانی بر یک مسیر پایدار[2] قرار داشته باشند بلکه در دامنه‌ایی محدود از این افق زمانی می‌توانند از مسیر پایدار انحراف داشته باشند. در صورتی که انحراف از رابطه بلندمدت مانا باشد گفته می‌شود که متغیرها هم‌انباشته[3] یا هم‌جمع می‌باشند. بنابراین، ترکیب خطی دو فرآیند تصادفی نامانا چنان‌چه منجر به ایجاد یک فرآیند تصادفی مانا گردد آنگاه این دو فرآیند را هم‌انباشته می‌نامند. گرنجر[4] (۱۹۸۷) رابطه هم‌انباشتگی میان دو متغیر x_1 و x_2 که جمعی از مرتبه d و $\mathrm{b}(d \geq b \geq 1)$ هستند را به صورت زیر تعریف می‌کند:

$$\alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 \sim I(d-b) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق $[\alpha_1, \alpha_2]$ بردار هم انباشتگی نامیده می‌شود. در اقتصاد و اقتصاد مالی حالتی که $d = b$ می‌باشد مورد توجه است.

---

1. Furmston (2013)
2. Steady State
3. Co-integrated
4. Granger (1987)

رابطه (۱) را برحسب یکی از متغیرها نرمال سازی می‌کنند[۱]، برای مثال می‌توان به صورت زیر این‌کار را انجام داد:

$$x_1 + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} x_2 \sim I\left(d - b\right) \qquad (۲)$$

بر اساس قضیه نمایش گرنجر[۲] چنانچه دو متغیر x_1 و x_2 هم انباشته باشند، دینامیک تعدیل میان دو متغیر در جهت دستیابی به تعادل بلندمدت ($x_{1,t} + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} x_{2,t} + \varepsilon_t$) را می‌توان با استفاده از یک الگوی تصحیح خطا توصیف کرد یا با اندکی دستکاری رابطه (۲) را در حضور وقفه‌های دو متغیر می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta x_{i,t} = \mu_i + \gamma_i \left(x_{i,t-1} - \beta x_{j,t-1}\right) + \sum_{k=1}^{p} \alpha_{1,k} \Delta x_{1,t-k} + \sum_{l=1}^{q} \alpha_{2,l} \Delta x_{2,t-l} + \upsilon_t ; \quad (۳)$$
$$i \neq j \;\&\; i = j = 1,2$$

در اقتصاد و اقتصاد مالی هم انباشتگی بسیار اهمیت دارد زیرا با وجود پیش‌بینی‌ناپذیری سری‌های زمانی نامانا به طور جداگانه (به دلیل آن‌که میانگین و واریانس این متغیرها در زمان متغیر است)، ترکیب خطی آن‌ها پیش‌بینی‌پذیر بوده و با استفاده از روش‌های متعارف، استنباط استقرایی در مورد آن‌ها ممکن است. برای مثال در اقتصاد مالی با استفاده از خاصیت برگشت‌پذیری به میانگین دارایی‌های مالی مانا (در صورت وجود) می‌توان استراتژی‌های مبادله سودآور را طراحی کرد. بدین صورت که زمانی که قیمت دارایی از میانگین آن بالاتر بود، دارایی را فروخت و زمانی که قیمت دارایی کمتر از میانگین قرار داشت دارایی را خرید. اما قیمت دارایی‌ها معمولا نامانا‌ست و طراحی استراتژی فوق ناممکن است (مکیان، ۲۰۱۸). با این حال چنان‌چه یک ترکیب خطی از دو یا بیشتر از دو قیمت دارایی نامانا وجود داشته باشد که مانا باشد می‌توان استراتژی مبادله را به مشابه حالت فوق طراحی نمود.

---

[۱]. این موضوع چنان‌که در ادامه توضیح داده خواهد شد به خاطر خاصیت فوق سازگاری پارامتر رابطه (۲) است. در این صورت حتی در صورت درون‌زا بودن متغیر توضیحی، برآوردگر پارامتر رابطه بلندمدت به مقدار واقعی آن با نرخی برابر با اندازه نمونه همگرا خواهد شد.

[2]. Granger's Representation Theorem

۲-۱- آزمون وجود هم‌انباشتگی

به طور کلی، دو رویکرد برای آزمون وجود بردار هم‌انباشتگی میان دو یا بیشتر از دو متغیر نامانا وجود دارد که عبارتند از رویکرد باقیمانده- محور[1] و رویکرد تصحیح خطا. در رویکرد باقیمانده محور در صورتی که یکی از بردارهای هم‌انباشتگی رابطه (۴) از پیش معلوم باشد، می‌توان با آزمون‌های ریشه واحد مرسوم ADF و PP مانایی بردار باقیمانده‌ها را به منظور وجود رابطه هم‌انباشتگی بررسی نمود.

$$x_{i,t} = \alpha_{i,0} + \beta_i t + \lambda_i x_{j,t} + \varepsilon_{i,t}\,;\; i \neq j \quad \& \quad i, j = 1, 2 \qquad (۴)$$

اطلاعات در مورد بردار هم‌انباشتگی را می‌توان از تئوری‌های اقتصادی یا کارهای تجربی پیشین در این زمینه استخراج نمود. با این وجود این بردار از قبل شناخته شده نیست. بدین منظور انگل و گرنجر[2] (۱۹۸۷) رویکرد دو مرحله‌ایی را برای آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی پیشنهاد کردند. بر اساس پیشنهاد آن‌ها در مرحله اول رگرسیون ایستا (که تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد) یا رابطه (۴) میان متغیرهای نامانا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[3] برآورد می‌شود و سپس باقیمانده‌های این رابطه که انحراف از رابطه بلندمدت را نشان می‌دهند استخراج می‌شوند و مورد آزمون وجود ریشه واحد با استفاده از مقادیر بحرانی بدست آمده توسط مک کینون[4] (۲۰۱۰) قرار می‌گیرند.

$$\begin{cases} H_0 : \varepsilon_t \sim I(1) \\ H_1 : \varepsilon_t \sim I(0) \end{cases} \qquad (۵)$$

مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شده توسط مک کینون (۲۰۱۰) با مقادیر بحرانی ADF و PP متفاوت است، زیرا این آزمون برای مجموعه‌ایی از داده‌های تولید شده و نه مشاهده شده مورد استفاده قرار می‌گیرد. اندازه این مقادیر بحرانی به تعداد متغیرها و اجزاء قطعی حاضر در معادله (۴) بستگی دارد. هاسلر[5] (۲۰۰۴) نشان داده است که مقادیر بحرانی بدست آمده توسط مک کینون برای مدل

---

1. Residual-Based
2. Engel and Granger = EG (1987)
3. Ordinary Least Square = OLS
4. Mac Kinnon
5. Hassler (2004)

حاوی جزء عرض از مبدا اگر و تنها اگر رابطه (۴) تنها شامل متغیرهای $I(1)$ بدون روند خطی باشد معتبر است. در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی تخمین پارامتر λ_1 یا λ_2 فوق سازگار است[۱]. در این شرایط بر خلاف رگرسیون با متغیرهای مانا، درون‌زایی متغیرها یا خطا در متغیرها مانع نتایج سازگار در تخمین نیست. با این حال در نمونه‌های کوچک تخمین‌ها اریب بوده و حتی به طور مجانبی هم نرمال نمی‌باشند. بنرجی، دولادو، هندری و اسمیت[۲] (۱۹۸۶) نشان داده‌اند که میزان اریبی در تخمین با نسبت $1-R^2$ متناسب است. این موضوع به خاطر خودهمبستگی بالای باقیمانده‌ها است، زیرا رگرسیون ایستای رابطه (۴) دینامیک فرآیند را در طول زمان نادیده می‌گیرد.

در مقابل رویکرد فوق الذکر، در رویکرد تصحیح خطا سیستم هم‌انباشته به صورت چندمتغیره از طریق یک مدل تصحیح خطا مدل‌سازی می‌شود. فضای هم‌انباشتگی (فضای بردارهای هم‌انباشتگی) با استفاده از ماتریس عبارات بلندمدت کاهش یافته مدل تصحیح خطا تخمین زده می‌شود. این روش نیز دارای معایب و مزایایی است، اما در پژوهش حاضر تمرکز بر رویکرد باقیمانده محور است و لذا به این موضوع پرداخته نشده است.

۳- استفاده از رویکرد استنباط آماری بیزین در زمینه هم‌انباشتگی

رویکردهای بیزی به عنوان جایگزین آزمون‌های کلاسیک، در آزمون فرضیه هم‌انباشتگی تقریبا به طور کامل بر رویکردهای تصحیح خطا تمرکز دارند (کوپ و همکاران[۳]، ۲۰۰۴). در زمینه آزمون فرضیه‌ی هم‌انباشتگی بیزی باقیمانده-محور می‌توان به کار فورمستون و همکاران[۴] (۲۰۱۴) و بریسگلدل و باربر[۵] (۲۰۱۲) استناد کرد. فورمستون و همکاران (۲۰۱۴) از یک رویکرد تمام بیزی[۶] به منظور آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرده‌اند. آن‌ها مزیت کارشان نسبت به رویکرد انگل – گرنجر و رویکردهای بیزی جزیی[۷] را در آزمون فرضیه عدم هم‌انباشتگی بر کل فضای ضرایب رگرسیونی برمی‌شمارند (رستمی و همکاران، ۱۳۹۹).

---

[۱]. در این حالت همگرایی به سمت مقدار واقعی پارامتر با نرخ T بجای $\sqrt{T}$ در رگرسیون با متغیرهای مانا روی می‌دهد.

[2]. Banerjee, Dolado, Hendery and Smith (1986)
[3]. Koop (2004)
[4]. Furmston (2014)
[5]. Bracegirdle and Barber (2012)
[6]. Fully Bayesian
[7]. Partially Bayesian

بریسگلدل و باربر (۲۰۱۲) از یک رویکرد جزئی بیزی برای آزمون هم‌انباشتگی بیزی استفاده کرده‌اند. در روش ارائه شده توسط آن‌ها در مرحله اول رابطه بلندمدت با استفاده از الگوریتم EM[1] برآورد می‌شود و در مرحله بعد با استفاده از فاکتور بیزی به بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی می‌پردازند.

در پژوهش حاضر مشابه آزمون انگل-گرنجر از یک رویکرد دو مرحله‌ایی برای آزمون هم‌انباشتگی استفاده شده است، با این تفاوت که در مرحله اول با استفاده از روش FMOLS[2] باقیمانده‌های رابطه بلندمدت استخراج و در مرحله دوم با استفاده از روش ساخت آزمون توسط فاکتور بیزی به آزمون فرضیه رابطه (۵) پرداخته شده است. همچنین، در این مطالعه بجای استفاده از فرض نرمال در تابع راستنمایی داده‌ها از توزیع آمیخته- مقیاس نرمال در تابع راستنمایی استفاده شده است. همان‌گونه که در ادامه توضیح داده شده است این کلاس از توزیع‌ها در تحلیل رگرسیونی داده‌های مالی (به دلیل ضریب کشیدگی بالای این داده‌ها نسبت به توزیع نرمال) مناسب‌تر از توزیع نرمال می‌باشند.

۳-۱- اجزاء آزمون بیزین جزیی باقیمانده-محور

۳-۱-۱- روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS)

برای تخمین پارامترهای بلندمدت روش‌های جایگزین روش OLS وجود دارد که تنها یک رابطه هم انباشتگی را نتیجه می‌دهند و تخمینی سازگار و کارا از رابطه بلندمدت را بدست می‌دهند. در این مورد می‌توان به روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)[3] و روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS)[4] اشاره کرد که به ترتیب توسط استاک و واتسون[5] (۱۹۹۳) و فیلیپس و هانسن[6] (۱۹۹۰) ارائه شده‌اند. در پژوهش حاضر، به منظور تخمین کارا از ضرایب رگرسیون رابطه بلندمدت از روش FMOLS استفاده شده است. اینـدر[7] (۱۹۹۳) با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو[8] نشان داد تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS از روش OLS به ویژه در نمونه‌های بزرگ مناسب‌تر است، زیرا ارییی تخمین پارامتر رابطه بلندمدت را به میزانی چشمگیر

1. Expectation–maximization Algorithm
2. Fully Modified Ordinary Least Square
3. Dynamic OLS = DOLS
4. Fully Modified OLS = FMOLS
5. Stock and Watson (1993)
6. Phillips and Hansen (1990)
7. Inder (1993)
8. Monte Carlo

کاهش می‌دهد. این موضوع منجر به تولید باقیمانده‌هایی خواهد شد که ساختار فرآیند مولدشان را دقیق‌تر منعکس می‌کنند که در کارایی آزمون بیزین جزیی استفاده شده در این پژوهش بسیار اثرگذار است.

۳-۱-۲- آزمون فرضیه با استفاده از فاکتور بیزی

یکی از موضوعات مهم در پژوهش حاضر نحوه انجام آزمون بیزی هم‌انباشتگی است. برتری رویکرد بیزی نسبت به رویکرد کلاسیک آن است که روش‌های کلاسیک قادر به پاسخ‌گویی در مورد احتمال وجود ریشه واحد در جامعه (یا فرآیند مولد داده‌ها) نمی‌باشند و تنها گزاره‌های احتمالاتی درباره نمونه‌ها را بیان می‌کنند. به منظور پاسخ دادن به سوال چقدر احتمال دارد که فرآیند مولد داده‌ها (DGP)[1] از یک فرآیند گام تصادفی (با رانش یا بدون رانش) تبعیت کند؟ باید از رویکرد بیزی استفاده نمود. همان‌گونه که جمیز اچ. استاک[2] (۱۹۹۱) بیان می‌کند تفاوت دو رویکرد بیزی و کلاسیک در آن است که این دو رویکرد به سوال‌های متفاوتی پاسخ می‌دهند. در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه هم‌انباشتگی از روش فاکتور بیزی[3] استفاده شده است که کارکرد آن در ادامه توضیح داده شده است.

در رویکرد بیزی انجام آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد $\rho = 1$ (که ρ پارامتر شیب فرآیند AR(1) است) مشابه حالت کلاسیک غیر ممکن است. زیرا در صورتی که فرضیه صفر به شکل $\rho = 1$ تعریف شود آن‌گاه استفاده از توابع پیشین پیوسته ناممکن خواهد بود (مادلا و کیم[4]، ۱۹۹۸). برای محاسبه احتمال پسین فرضیه وجود ریشه واحد توابع توزیع پیوسته لازم است. همچنین برخلاف رویکرد کلاسیک که فرضیه صفر در محور استنباط قرار دارد، در رویکرد بیزی فرضیه صفر و فرضیه مقابل در موقعیت یکسانی قرار دارند. در کنار شیوه‌های مختلفی که در انجام این آزمون ارائه شده است روش‌شناسی بیزی این امکان را فراهم می‌کند تا با استفاده از مقایسه نسبت احتمال‌های پسین فرضیه‌های مختلف، مشروط به داده‌های معلوم، فرضیه‌ایی را که حداکثر احتمال تطابق با داده‌ها را داشته باشد انتخاب کنیم (فیلیپس و پلوبگر[5]، ۱۹۹۵). این عمل با فرض آن‌که تعداد $\{H_j\}_{j=1}^{k}$ فرضیه موجود باشد، با استفاده از محاسبه احتمال پسین ازامین فرضیه به

---

1. Data Generate Process = DGP
2. James H. Stock (1991)
3. Bayesian Factor
4. Maddala & Kim (1998)
5. Philips & Ploberger (1995)

شرط داده‌ها به‌صورت زیر صورت می‌پذیرد:

$$p\left(H_j \left| y \right.\right) = \frac{p\left(y \left| H_j \right.\right) p\left(H_j\right)}{\int\limits_{k \in H} p\left(y \left| H_k \right.\right) p\left(H_k\right) dH}, \qquad (۵)$$

با استفاده از تعریف نسبت R_{ji} که نسبت احتمالات پسین محاسبه شده فرضیه‌های i و j بر اساس رابطه‌ی فوق است، می‌توان معیاری احتمالی برای مقایسه فرضیه‌ها به صورت زیر فراهم آورد:

$$R_{ji} = \frac{p\left(H_j \left| y \right.\right)}{p\left(H_i \left| y \right.\right)} = \frac{p\left(H_j\right)}{p\left(H_i\right)} \frac{p\left(y \left| H_j \right.\right)}{p\left(y \left| H_j \right.\right)}, \qquad (۶)$$

زمانی‌که $R_{ji} \geq 1$ نشان‌دهنده آن است که به ازای داده‌های معلوم y و پیشین‌های $p\left(H_j\right)$ و $p\left(H_i\right)$ فرضیه j به‌طور دقیق‌تری پدیده تحت بررسی را نسبت به مدل i بررسی می‌کند (اوسی ولسکی[1]، ۲۰۰۱، ۲۰-۲۴).

۳-۲- توزیع آمیخته- مقیاس نرمال

در پژوهش حاضر به منظور تصریح مدل گام تصادفی (با رانش، یا بدون رانش) از توزیع آمیخته-مقیاس نرمال استفاده شده است.

متغیر تصادفی R مشروط به متغیر پنهان ω، با پارامترهای مکان μ و مقیاس σ به‌طور شرطی به صورت نرمال $R\left|\omega \sim N\left(\mu, g\left(\omega\right)\sigma^2\right)\right.$ توزیع شده است که $g\left(.\right)$ تابعی مثبت بر $\square$ و $\omega \sim \pi\left(\omega\right)$ است که تابع $\pi\left(.\right)$ یک تابع چگالی احتمال پیوسته یا گسسته است. به توزیع R با عنوان توزیع آمیخته- مقیاس نرمال (SMN)[2] با پارامتر ترکیبی ω و با چگالی آمیخته $\pi\left(.\right)$ اشاره می‌شود. کلاس توزیع‌های تعریف شده‌ی فوق بسیار بزرگ و کاربردی می‌باشد. در شرایطی که فرض نرمال بودن داده‌ها انتخاب مناسبی نیست کلاس فوق را می‌توان در تحلیل رگرسیونی مورد استفاده قرار داد.

---

[1]. Osiewalski (2001)

[2]. Scale Mixed Normal= SMN

در تحلیل رگرسیونی داده‌های مالی تابع راستنمایی نیازمند توزیع غیر نرمال همچون توزیع t است. بر اساس تحقیقات گسترده‌ایی که در زمینه داده‌های مالی صورت گرفته مشخص شده است که توزیع تجربی داده‌های مالی دارای ضریب کشیدگی بزرگ‌تر از نرمال می‌باشد. ریشه این موضوع در یکی از مهمترین واقعیت‌های آشکار شده در حوزه تلاطم[1] دارایی‌های مالی است که بیان می‌کند تلاطم این دارایی‌ها در طول زمان متغیر است (مندلبرات[2] (۱۹۶۳)، انگل[3] (۲۰۰۴) و شورت[4] (۱۹۸۹)). به این ویژگی اصطلاحا خاصیت خوشه‌ای تلاطم گفته می‌شود که مبین وجود خودهمبستگی مثبت دوره‌های تلاطمی است. این امر موجب می‌شود که بازده به طور شرطی ناهمسانی واریانس داشته باشد. لذا، اگر واریانس شرطی بازده با واریانس غیر شرطی آن تفاوت داشته باشد یا به لحاظ آماری یعنی:

$$\sigma_t^2 \mid_{t-1} = var\left(r_t \mid \Im_{t-1}\right) \neq \mathrm{var}\left(r_t\right) \qquad (۷)$$

پیامد نابرابری فوق ضریب کشیدگی بیش از توزیع نرمال داده‌های بازده است.
چگالی t با پارامترهای مکان θ، مقیاس σ^2 و درجه آزادی ν را همواره می‌توان با استفاده از توزیع آمیخته- مقیاس نرمال به صورت زیر بیان کرد (اندروز و مالوز[5]، ۱۹۴۷):

$$t_\nu\left(R\left|\mu,\sigma^2\right.\right) = \int_0^\infty N\left(R\,\mu\left|\theta,\frac{\sigma^2}{\omega}\right.\right) G\left(\omega\left|\frac{\nu}{2},\frac{\nu}{2}\right.\right) d\,\omega \qquad , \qquad (۸)$$

در این رابطه $N\left(.\middle|.\right)$ و $G\left(.\middle|.\right)$ به ترتیب چگالی‌های نرمال و گاما هستند. با استفاده از این نمایش، متغیر R مشروط به ω دارای توزیع نرمال $N\left(\mu,\frac{\sigma^2}{\omega}\right)$ است که با توزیع $G\left(\frac{\nu}{2},\frac{\nu}{2}\right)$ مربوط به ω ترکیب شده است (رستمی و مکیان، ۲۰۱۹):

[1]. Volatility Clustering
[2]. Mandelbrot (1963)
[3]. Engel (2004)
[4]. Schwert (1989)
[5]. Andrews and Mallows (1947)

$$R\left|\mu,\sigma^2,\omega\sim N\left(\mu,\frac{\sigma^2}{\omega}\right)\right. \qquad \& \qquad \omega\sim G\left(\frac{\nu}{2},\frac{\nu}{2}\right). \tag{۹}$$

۳-۳- مدل عملیاتی

بعد از تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS باقیمانده‌ها استخراج شده و در گام دوم با استفاده از دو مدل بیزی زیر مورد آزمون خواهد گرفت:

$$R_t=\alpha^{(i)}+\left(1-\rho^{(i)}\right)R_{t-1}+\sum_{j=1}^{t-1}\beta_j^{(i)}\Delta R_{t-j}+\varepsilon_t^{(i)};\qquad i=1,2 \tag{۱۰}$$

بالانویس (i) در روابط فوق به نوع مدل اشاره دارد. در مدل (۱) فرض شده است که $\rho^{(1)}=1$ است یا ریشه واحد وجود دارد و در مدل (۲) فرض شده است که $\rho^{(2)}$ یک متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت به صورت

$$P\left(\rho\right)=\begin{cases}1 & -0.9\le\rho\le 0.9\\ 0 & \rho<-0.9\vee\rho>0.9\end{cases}$$

یا فرم کلی $U\sim\left(-0.9,0.9\right)$ است. این توزیع مانایی فرآیند مولد باقیمانده‌ها را تضمین می‌کند. تابع راستنمایی باقیمانده‌های استخراج شده با استفاده از توزیع آمیخته- مقیاس نرمال به صورت زیر تعریف شده است:

$$R_t\left|\varepsilon_t\right.\sim N\left(\alpha^{(i)}+\left(1-\rho^{(i)}\right)R_{t-1}+\sum_{j=1}^{t-1}\beta_j^{(i)}\Delta R_{t-i},\tau_t^{(i)}\right), \tag{۱۱}$$

در رابطه فوق $\tau_t=\frac{1}{\sigma_t^2}$ می‌باشد (که در ادبیات اقتصادسنجی بیزی ضریب دقت نامیده می‌شود). با توجه به آن‌که فرض شده است توزیع جملات خطا از فرم آمیخته - مقیاس نرمال توزیع t تبعیت می‌کند، بنابراین، بر اساس تعریف، اوزان ω_t در روابط (۸) و (۹) دارای توزیع احتمال گام زیر خواهد بود:

$$\omega_t \sim \frac{\left(\frac{\nu}{2}\right)^{\frac{\nu}{2}} (\omega_t)^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{\nu}{2}\omega_t}}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}; \qquad \omega_t > 0 \tag{۱۲}$$

در رابطه فوق ν پارامتر درجه‌ی آزادی است. ضریب دقت τ_t بر اساس تعریف ارائه شده در توزیع آمیخته- مقیاس نرمال به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tau_t = \frac{1}{\sigma_t^2} = \omega_t \times \frac{1}{\sigma^2}, \tag{۱۳}$$

در نتیجه، تابع راستنمایی مقیاس ترکیبی نرمال توزیع t به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\ln(l(\tau_t, \mu_t)) = \frac{1}{2}\log\left(\tau_t \big/ 2\pi\right) - \frac{\tau_t}{2}\left(R_t - \mu_t\right)^2, \tag{۱۴}$$

پارامتر درجه آزادی اوزان ω_t (مربوط به ضریب دقت τ_t تعریف شده در رابطه (۱۲)، ν توزیع گامای در فاصله‌ی $[1,100]$ انتخاب شده است، زیرا به ازای $\nu = 1$ توزیع t به توزیع کوشی و به‌ازای $\nu = 100$ به نرمال تبدیل خواهد شد.

$$\nu \sim 0.001e^{-0.001\times\nu}, \tag{۱۵}$$

با استفاده از توابع ارائه شده در بالا مقایسه نتایج شبیه‌سازی شده هم‌انباشتگی میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ بصورت زیر خواهد بود.

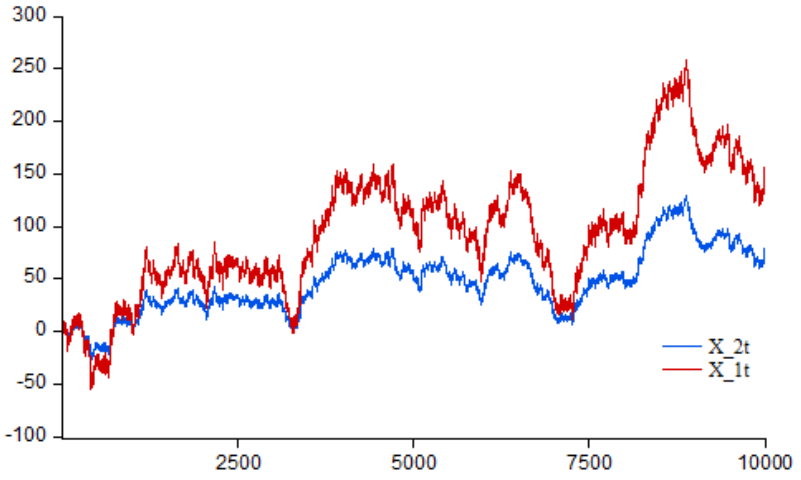
۴- نتایج

۴-۱- مقایسه نتایج شبیه‌سازی شده با نتایج آزمون انگل - گرنجر

فرآیند دو متغیره زیر که به دلیل روند تصادفی مشترک دارای هم‌انباشتگی است را با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو به تعداد ۱۰۰۰۰ واحد تولید کرده‌ایم:

$$\begin{cases} X_{1t} = 2X_{2t} + \eta_{1t} \\ X_{2t} = X_{2,t-1} + \eta_{2t} \end{cases} \qquad (۱۶)$$

در این رابطه، η_{1t} و η_{2t} فرآیندهای نوفه سفید بدون همبستگی هستند و X_{2t} یک فرآیند گام تصادفی بدون رانش است. ترکیب خطی $X_{1t} - 2X_{2t}$ یک ترکیب مانا یا $I(0)$ را بدست می‌دهد. نمودار (۱) هم‌انباشته بودن این دو متغیر را در طول زمان نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: شبیه‌سازی دو فرآیند $I(1)$ هم‌انباشته

جدول (۱) نتایج آزمون هم انباشتگی انگل–گرنجر را برای این فرآیند نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های ارائه شده در این جدول هم‌انباشتگی میان دو فرآیند X_{1t} و X_{2t} تایید می‌شود.

جدول ۱: نتایج آزمون وجود هم انباشتگی در فرآیندهای شبیه‌سازی شده با انگل – گرنجر

آماره آزمون	مقادیر آماره آزمون	ارزش احتمال
Engle-Granger tau-statistic	-۱۰۱,۰۶۹۱	۰,۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نتایج آزمون هم‌انباشتگی دو فرآیند X_{1t} و X_{2t} را با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلوی[1] (MCMC) زنجیره‌های مارکف به اندازه ۱۰۰۰۰، ۳۰۰۰۰ و ۱۰۰۰۰۰ زنجیره نشان می‌دهد. بر اساس این آزمون، هم‌انباشتگی میان دو فرآیند تایید می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون وجود هم انباشتگی در فرآیندهای شبیه‌سازی شده با روش بیزی

حجم شبیه‌سازی	نتیجه آزمون	R_{12}
۱۰۰۰۰	رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده	$R_{12}=0.9\leq 1$
۳۰۰۰۰	رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده	$R_{12}=0.72\leq 1$
۱۰۰۰۰۰	رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده	$R_{12}=0.46\leq 1$

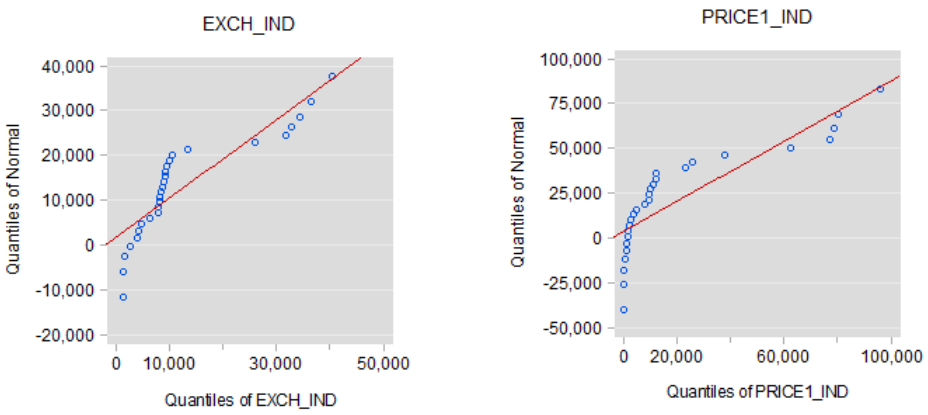
منبع: یافته‌های پژوهش

با حجم‌های شبیه‌سازی مختلف این آزمون در مورد دو فرآیند فوق بررسی شد، نتایج اکثریت این آزمون‌ها تایید وجود هم‌انباشتگی میان این دو فرآیند بود. لازم به توضیح است که به منظور تخمین توزیع پسین پارامترهای یک مدل بیزی نیاز به محاسبه تابع راستنمایی حاشیه‌ایی پارامترهاست که با استفاده از انتگرال‌گیری بدست می‌آید. زمانی‌که مدل بیزی اصطلاحا از نوع مدل‌های بیزی مزدوج نباشد نمی‌توان انتگرال مزبور را با استفاده از روش‌های تحلیلی حل کرد و باید از روشی مانند MCMC استفاده کرد. از آن‌جاکه آزمون فرضیه هم‌انباشتگی در این مطالعه از نوع بیزی مزدوج نبوده است برای تخمین و آزمون فرضیه‌ها از روش MCMC استفاده شده است.

۴-۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی بیزی میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام

نمودار (۲) تطابق داده‌های نرخ ارز (EXCH_IND) و شاخص قیمت‌های سهام (PRICE1_IND) را با کوانتیل نرمال نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این نمودار واضح است که هیچ‌کدام از این دو متغیر با کوانتیل نرمال تطابق مناسبی ندارند. بنابراین، انتخاب توزیع‌های آمیخته- مقیاس نرمال بجای نرمال انتخاب مناسب‌تری است.

[1]. Markov Chain Monte Carlo Simulation (MCMC)



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: نمودار کوانتیل-کوانتیل داده‌های نرخ ارز و قیمت‌های سهام

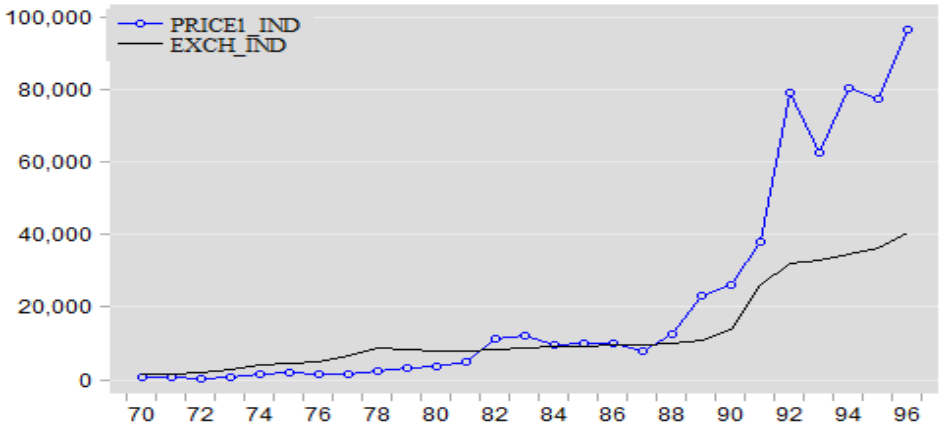
نتایج آزمون ADF به منظور تعیین درجه جمعی فرآیند مولد داده‌های نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام در جدول (۳) نشان می‌دهد که با اطمینان بالایی (سطح اطمینان ٪۹۹) درجه جمعی بودن آن‌ها از مرتبه یک است.

جدول ۳: آزمون مانایی ADF متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام

متغیر	ارزش احتمال آزمون وجود دو ریشه واحد در سطح	نتیجه آزمون (نوع فرآیند)
EXCH_IND	۰/۰۰۰۰	$\sim I(1)$
PRICE1_IND	۰/۰۰۰۸۱	$\sim I(1)$

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس این نتایج می‌توان بررسی کرد که آیا هم‌انباشتگی میان این دو متغیر وجود دارد یا خیر. نمودار (۳) سری زمانی این دو متغیر را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار می‌توان مشاهده کرد که در طول زمان حرکت‌های این دو متغیر تقریبا هماهنگ بوده است. اما، با این حال این موضوع چندان بدیهی به نظر نمی‌رسد. چرا که شکاف میان این دو نمودار در طول سال‌های ۹۲ به بعد افزایش یافته است. به منظور آن‌که با دقت بالاتری وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر بررسی شود باید از آزمون‌های آماری در این زمینه استفاده کرد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: نمودار سری زمانی شاخص قیمت‌های سهام و نرخ ارز در طول زمان

همان‌گونه که توضیح داده شد در پژوهش حاضر از رویکرد بیزی جزیی باقیمانده- محور بدین منظور استفاده شده است. برای آزمون هم‌انباشتگی فرض می‌شود رابطه رگرسیونی میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام به صورت رابطه (۱۷) است:

$$\mathrm{PRICE1_IND}_t = \delta_0 + \delta_1 \mathrm{EXCH_IND}_t + R_t \qquad (۱۷)$$

پس از تخمین رابطه (۱۷) با استفاده از روش FMOLS باقیمانده‌های آن را استخراج کرده و در مرحله بعد با استفاده از رویکرد بیزی معرفی شده دو فرضیه در رابطه (۱۸) را بررسی می‌نماییم:

$$\begin{cases} H_0 : \hat{R}_t = \hat{R}_{t-1} + \upsilon_{1t} \\ H_1 : \hat{R}_t = \rho^{(2)} \hat{R}_{t-1} + \upsilon_{2t} \end{cases} \qquad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸) فرضیه صفر بیان‌گر تبعیت باقیمانده‌ها از یک مدل گام تصادفی بدون رانش است و فرضیه مقابل بیان‌گر تبعیت باقیمانده‌ها از یک فرآیند AR(1) مانا است. احتمال پیشین صحت هرکدام از فرضیه‌های فوق را برابر در نظر می‌گیریم. این موضوع کمک می‌کند تا نتایج نهایی آزمون به باورهای محقق در مورد احتمال پیشین صحت فرضیه‌ها وابسته نباشد. همچنین در این رابطه تعداد وقفه‌ها با استفاده از معیار بیزین– شوارتز (BIC) انتخاب شده است. علاوه بر این عدم

ورود عرض از مبدا بخاطر این بوده که در رگرسیون تخمین رابطه بلندمدت عرض از مبدا وارد شده است و نیازی نبوده که در مرحله آزمون عرض از مبدا وارد شود.

با استفاده از مدل عملیاتی ارائه شده با ۱۰۰۰۰۰ شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکف نتایج آزمون هم‌انباشتگی تصریح شده در رابطه (۱۸) در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: نتیجه آزمون هم انباشتگی میان قیمت‌های سهام و نرخ ارز با روش فاکتور بیزی

حجم شبیه‌سازی	نتیجه آزمون	R_{12}
۱۰۰۰۰۰	رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده	$R_{12}=0.88\leq 1$

منبع: یافته‌های پژوهش

بر مبنای نتایج جدول (۴) فرضیه تبعیت باقیمانده‌ها از یک فرآیند گام تصادفی و در نتیجه عدم هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه تبعیت باقیمانده‌ها از یک فرآیند AR(1) مانا رد می‌شود. بنابراین، متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام دارای رابطه بلندمدت می‌باشند.

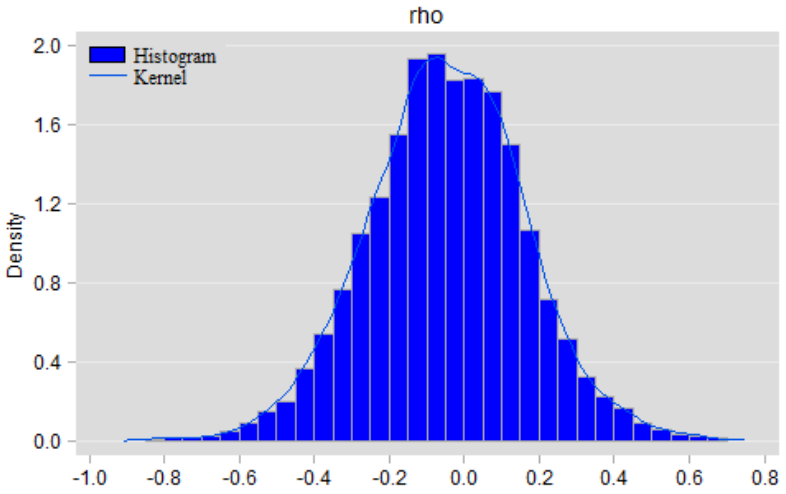
نتیجه فوق مشروط به نمونه جاری بدست آمده است (اساس استنباط بیزی آزمون مشروط به نمونه در دسترس است) و همچنین با تغییر فرضیه صفر نتیجه تغییر نمی‌کند، زیرا در رویکرد بیزی فرضیه صفر و فرضیه مقابل از اهمیت یکسانی برخوردارند. با این حال در آزمون‌های کلاسیک در نمونه‌های کوچک نتیجه با تغییر فرضیه صفر می‌تواند تغییر کند، زیرا دو فرضیه از موقعیت یکسانی برخوردار نیستند. در چنین شرایطی محقق نمی‌تواند نتیجه معتبری را بدست آورده و گزارش نماید. همچنین نتایج تخمین ضریب $\rho^{(2)}$ در رابطه (۱۸) در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: نتایج بررسی مانایی نرخ بازده روزانه سهام ۵۰ شرکت فعال

ضرایب	$\hat{E}_p(\theta)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$	$MCER$	فاصله اعتبار ۹۵ ٪		
				٪۲/۵	٪۵۰	٪۹۷،۵۰
$\rho^{(2)}$	-۰/۰۴۸۰۷	۰/۲۰۸۶	۰/۰۰۳۰۰۶	-۰/۴۶۳۱	-۰/۰۵۰۱۷	۰/۳۵۹

منبع: یافته‌های پژوهش

مقایسه نتایج تخمین $\rho^{(2)}$ با آزمون انگل-گرنجر نشان‌دهنده اختلافی در حدود ۰،۰۰۸ است. در نمودار (۴) توزیع پسین $\rho^{(2)}$ نشان داده شده است. بر اساس یافته‌های این نمودار احتمال آن‌که $\rho^{(2)}$ برابر با ۱ یا ۱- باشد تقریبا برابر با صفر است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: نمودار توزیع پسین ضریب $\rho^{(2)}$

پس از آن‌که وجود رابطه بلندمدت میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام تایید شد، رابطه بلندمدت میان این دو متغیر برآورد شد که نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج تخمین رابطه بلندمدت میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام

ضریب	مقدار ضریب	خطای معیار	آماره t	ارزش احتمال.
δ_1	۲/۵۰۲۷۳۶	۰/۱۰۶۹۷۶	۲۳/۳۹۵۳۰	۰/۰۰۰۰
δ_0	-۱۱۲۰۱/۸۴	۱۸۹۹/۰۵۱	۰/۸۹۸۶۵۳	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۹۵۸۴۶۸	میانگین متغیر وابسته		۲۲۲۳۴/۶۹
R^2_{adj}	۰/۹۵۶۷۳۷	انحراف استاندارد متغیر وابسته r		۲۹۹۸۷/۹۷
خطای معیار رگرسیون	۶۲۳۷/۴۰۰	مجموع مربعات خطا		۹/۳۴E+۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

بر مبنای این نتایج، رابطه بلندمدت میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام مثبت است و افزایش یک واحدی در نرخ ارز منجر به افزایش ۲,۵ واحدی در شاخص قیمت‌های سهام خواهد شد. این موضوع به معنای پیش‌بینی‌پذیری ترکیب خطی قیمت‌های سهام با نرخ ارز است و لذا در تقابل با فرضیه بازارهای کارا در مورد بازار سهام و بازار ارز است. به عبارت دیگر، فرضیه بازارهای کارا در مورد بازار سهام ایران رد می‌شود.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

پس از ساختن تئوری‌های اقتصادی اصلی‌ترین هدف محققین علم اقتصاد، اندازه‌گیری دقیق‌تر روابط اقتصادی است. بدین منظور روش‌های مختلفی در علم اقتصاد به منظور ارائه بینشی بهتر از کارکردهای اقتصاد بکار گرفته می‌شود. به همین دلیل، تحول در دانش رویکردها و روش‌های مختلف اندازه‌گیری روابط اقتصادی با سرعت زیادی در حال رخ دادن است.

در پژوهش حاضر یک رویکرد بیزین جزیی در موضوع تحلیل هم‌انباشتگی باقیمانده- محور به عنوان جایگزین روش‌های کلاسیک آزمون هم‌انباشتگی ارائه گردید. به دلیل آن‌که داده‌های مالی به صورت نرمال توزیع نمی‌شوند (بر خلاف رویکرد کلاسیک آزمون‌های هم‌انباشتگی) در آزمون ارائه شده این پژوهش ازتوزیع آمیخته- مقیاس نرمال استفاده شده است که در مقایسه با توزیع نرمال رفتار داده‌های مالی را دقیق‌تر توضیح می‌دهد. شایان ذکر است که توزیع آمیخته- مقیاس نرمال، توزیع نرمال را به عنوان یک حالت خاص در بر می‌گیرد و از این نظر دارای ارجحیت کلی‌تری از توزیع‌ها در جهت مدل‌سازی است. آزمون مورد نظر با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده کنترل گردید و پس از صحت نتایج آن در مورد داده‌های واقعی نرخ ارز و قیمت‌های سهام مورد استفاده واقع شد. نتایج آزمون با روش بیزی جزیی ارائه شده نشان دهنده وجود رابطه مثبت در بلندمدت میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام است. این موضوع نشان دهنده رد فرضیه بازارهای کارا می‌باشد. زیرا وجود هم‌انباشتگی میان بازار سهام و بازار ارز به معنای پیش‌بینی پذیر بودن روندهای آتی بازار سهام در ترکیب با بازار ارز است.

References

Andrews, D. F. & Mallows, C. L. (1974). "Scale Mixtures of Normal Distributions". Journal of the Royal Statistical Society Series B **36**(1): 99-102.

Banerjee, A. Dolado, J. J. Galbraith, J. W. and Hendry, D. F. (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press, Oxford.

Bracegirdle, C. & Barber, D. (2012). "Bayesian Conditional Co-integration". Computer Science Journal Cornell University, *arXiv* Preprint arXiv: 1206.6459.

Engle, R. F. and Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". Econometrica **55**: 251-276.

Engle, R. F. and Yoo, B. S. (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". Journal of Econometrics **35**: 143 -159.

Engle, R.F. (2004). "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice". The American Economic Review **94**(3): 405-420.

Furmston, T. Hailes, S. & Morton, A. J. (2013). "A Bayesian Residual-Based Test for Co-integration". Computer Science Journal Cornell University, arXiv Preprint arXiv: 1311.0524. https://arxiv.org/abs/1206.6459.

Granger, C.W.J. (1986). "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **48**: 213-228.

Hatefi Majumerd, M. and Mehrara, M. (2019). "Bubble Spread: A Case Study of Foreign Exchange Markets and the Tehran Stock Exchange". Bi-quarterly Journal of Economic Research **11**(21): 241-270 (In Persian).

Inder, B. (1993). "Estimating Long-run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches". Journal of Econometrics **57**: 53–68.

Koop, G. (1991). "Co-integration Tests in Present Value Relationships". Journal of Econometrics **49**: 105-139.

Koop, G. (1994). "An Objective Bayesian Analysis of Common Stochastic Trends in International Stock Prices and Exchange Rates". Journal of Empirical Finance **1**(3-4): 343-364.

Koop, G. and et al (2004). "Bayesian Approaches to Co-integration". Working Paper 04/27, University of Leicester.

Mackinnon, J. G. (1991). Critical Values for Co-integration Tests, in: R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.). *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, PP. 267-276.

Maddala, G. S. & Kim, I. M. (1998). *Unit roots, Co-integration and Structural Change* (No. 4). Cambridge University Press.

Makiyan, S.N. and Rostami, M. (2018). *Advances in Econometrics*, 1st Edition, Nour-e Elm Press (In Persian).

Mandelbrot, B. (1963). "The Variation of Certain Speculative Prices". Journal of Business **36**(4): 394-419.

Monahan, J. (1984). "Fully Bayesian Analysis of ARIMA Time Series Models". Journal of Econometrics **21**(3): 307-331.

Nelson D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econometrica **59**(2): 347-370.

Osiewalski, J. (2001). *Ekonometria Bayesowska, and Zastosowaniach, Bayesian Econometrics in Applications*, Cracow: Cracow University of Economics.

Phillips, P.C.B. and Ploberger, W. (1994). "Posterior Odds Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection". Econometric Theory **10**: 774-808.

Rostami, M. and Makiyan, S. N. (2019). "Bayesian Unit Root Test with Outliers Observations: The Case of Daily Returns of 50 Active in Tehran Stock Exchange Companies". Econometric Modelling **4**(3(14)): 59-86 (In Persian).

Rostami, M. Makiyan, S.N. and Roozegar, R. (2020). "Stock Return Volatility Using Bayesian Symmetric and Asymmetric GARCH". Bi-quarterly Journal of Economic Research **12**(24): 171-206 (In Persian).

Schwert, G. W. (1989). "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?". Journal of Finance **44**(5): 1115–1153.

Sims, C. A. (1988). "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics". Journal of Economic Dynamics and Control **12**(2-3): 463-474.

Stock, J. H. (1991). "Bayesian Approaches to the Unit Root Problem: A Comment". Journal of Applied Econometrics 6(4): 403-411.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (1993). "A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". Econometrica **61**: 783-820.

Original Research Article

Is the stock market in Iran efficient? A residual-based co-integration test with the partial Bayesian approach

Mojtaba Rostami[1]
Seyed Nezamuddin Makiyan[2*]

Received: 02-07-2021 Accepted: 04-09-2021

Introduction: After making economic theories, the main goal of researchers in economics is to measure economic relations more accurately. For this purpose, various methods are used in economics to provide a better insight into the functions of economics. The evolution of knowledge in different approaches and methods of measuring economic relations is, thus, happening very fast.

After the US withdrawal from the Barjam nuclear deal between Iran and the P5 + 1 countries in early 2018, relatively long turbulent waves occurred in the Iranian foreign exchange market. The overflow of these turbulent waves, in a short time, disturbed some markets, including financial markets, gold, currency and housing. The stock market, as a major financial market in Iran, did not show strong evidence of currency turbulence overflow at the beginning of these developments. Gradually, over time, the growth of the average stock market index along with the stagnation of transactions in a market such as the housing market showed the possibility of a long-term relationship between foreign exchange market movements and the stock market. The existence of empirical and accurate knowledge of such relationships leads to improved turbulence control by stabilizing the country's financial markets. On the other hand, the development of Iran's economy depends on improving the efficiency of financial markets, which necessitates such knowledge. The short-term relationship between the foreign exchange market and the stock market does not pose a problem in terms of financial theories. However, the long-run relationship, referred to in the economic literature as co-integration, is at odds with Market Efficient Hypothesis. This hypothesis states that dealers in the so-called markets behave rational and use all available information to discover the future trend of stock prices. Hence, stock price movement is random, and the long-term relationship between the foreign exchange market and

[1]. Postdoctoral Researcher, Yazd University
[2]. Associate Professor in Economics, Yazd University
Email: nmakiyan@yazd.ac.ir

the stock market violates the Efficient Market Hypothesis; such a relationship can be used for future stock market trends.

Methodology: In financial economics, the co-integration of non-stationery variables is very important. This is because, despite the unpredictability of certain time series, their linear composition is predictable and can be deduced through standard methods. The empirical results suggest that the relationship between the exchange market and the stock market is inconsistent. Various factors lead to such a contradiction addressed in the present study. Here, using some empirical facts about unconditional distribution of financial data, a new Bayesian Method which involves the Partial Bayesian Residual-based Test is introduced and applied. This approach was proposed as an alternative to classical testing methods so as to estimate long-term parameters. There are also alternative methods to the OLS method, which provides only one co-integration relationship. These alternatives offer a consistent and efficient estimate of the long-run relationship. In this case, we can refer to the Dynamic Ordinary Least Squares method (DOLS) and the Fully Modified Ordinary Least Squares method (FMOLS), which were proposed by Stock and Watson (1993) and Phillips and Hansen (1990), respectively. In the present investigation, the FMOLS method has been used to make an efficient estimate of the regression coefficients of the long-run relationship, Inder (1993) used Monte Carlo simulations to show that the estimation of the long-run relationship using the FMOLS method is more appropriate than the OLS method, especially in large samples. This is because the bias of the parameter estimation reduces in long-run relationship significantly. It leads to the creation of residuals that more accurately reflect the structure of their generating process, which is very effective in the performance of the Partial Bayesian Test used in this study; the financial data are not normally distributed, contrary to the classical approach of co-integration tests. This study uses a Residual-based Co-integration Test that explains the behavior of financial data more accurately than a normal distribution approach. It is worth mentioning that this test considers the mentioned test as a special case of normal distribution. In this respect, it has a more general preference for modeling in our investigation.

Results and Discussion: The test was conducted using simulated data in different simulation quantities for two processes. The results confirmed the existence of co-integration between these two processes. It is worth noting that, to estimate the posterior distribution of the parameters of a Bayesian model, it is necessary to calculate the Marginal Likelihood Function of the parameters obtained through integration. However, when the Bayesian model has no mixed-scale normal distributions based on that inference Bayesian model, the integral cannot solve the problem by using

analytical methods. In this case, a method such as the MCMC (Markov Chain Monte Carlo) Simulation must be used. Since the correlation hypothesis test in this study was not a co-integrated vector, the MCMC method was used to estimate the real exchange rate and the stock price data. The test results obtained with the Partial Bayesian method show a positive long-run relationship between exchange rates and stock prices. The indication of a co-integration between the stock market and the foreign exchange market means that the future trends of the stock market in combination with the foreign exchange market are predictable.

Conclusion: Based on the results, the long-run relationship between the exchange rate and the stock price index is positive. It is indicated that a one-unit increase in the exchange rate will lead to a 2.5-unit increase in the stock price index. This means that a linear combination of stock prices with the exchange rate is predictable and, thus, contradictive of the Efficient Markets Hypothesis about the stock market in Iran. In other words, the Efficient Markets Hypothesis about the Iranian stock market is rejected.

Keywords: Exchange market, Stock market, Residual-based co-integration test, Partial Bayesian approach.

JEL Classification: C11 ،C22, C49, C58.