ارزیابی اثر مقاطع زمانی هفتگی در بازارهای ارز ایران

ناصر الهی[1]
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه مفید
رضا ایزدی[2]
عضو هیأت علمی اقتصاد دانشگاه علامه محدث نوری(ره)

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۱۸
تاریخ تأیید: ۹۳/۰۶/۱۸

چکیده

این مقاله به بررسی وجود اثر هفته‌های ماه در بازارهای ارز ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۲ می‌پردازد. داده‌ها، نرخ‌های ارز بازارهای رسمی و آزاد را شامل می‌شوند. مبادلات نرخ‌های ارز میان ریال ایران (IR) و دلار ایالات متحده (USD) و یوروی اروپا (EUR) در این بررسی مورد استفاده قرار گرفتند تا فرضیه وجود اثر هفته‌های ماه را آزمون نمایند. با توجه به خطاهای خوشه‌ای و ناهمسانی واریانس شرطی در بازده نرخ‌های ارز، از مدل‌های آرچ (آرچ نامتقارن) در آزمون فرضیه استفاده شده است. الگوی هفتگی برای دلار بازار آزاد به اثر مثبت و منفی به ترتیب در هفته‌های اول و چهارم و برای یوروی بازار آزاد به اثر مثبت در هفته‌های اول و دوم و اثر منفی در هفته‌های چهارم و پنجم اشاره دارد. همچنین، برای بازار رسمی، بازده هفتگی دلار در هفتهٔ اول و بازده هفتگی یورو در هفته‌های اول و دوم به طور متوسط مثبت و معنی‌دار بود. این نتایج می‌توانند شکل ضعیف فرضیهٔ بازار کارا را مورد تردید قرار دهند.

واژگان کلیدی: اثر هفته‌های ماه، بازار کارا، الگوهای آرچ، بازارهای ارز، ایران
طبقه‌بندی موضوعی: G15, G14, F31, E32, C15

مقدمه

بی‌قاعدگی‌ها[3] شامل بی‌قاعدگی‌های بنیادی؛ بی‌قاعدگی‌های تکنیکی و بی‌قاعدگی‌های تقویمی می‌باشند که فرضیهٔ بازار کارا را به چالش می‌کشند. بی‌قاعدگی‌ها و بی‌نظمی‌هایی که فرضیهٔ بازار کارا را زیر سؤال برده و نمی‌توان آن‌ها را در غالب بی‌نظمی‌های تقویمی[4] طبقه‌بندی کرد، به بی‌قاعدگی‌های غیرتقویمی مشهور می‌باشند. در بی‌قاعدگی‌های غیرتقویمی، عامل زمان بر هم زنندهٔ فرضیهٔ بازار کارا نیست. بی‌قاعدگی‌های تقویمی به اثرات تقویمی نیز مشهور

«نویسنده مسئول»
1. Email: elahi@mofidu.ac.ir
2. Email: r.izadi@mohaddes.ac.ir
3. irregularities
4. calendar anomalies

مشهور می‌باشند. اثرات تقویمی[1] به بررسی رفتار بازارهای گوناگون به خصوص بازارهای دارایی در اوقات مختلف سال می‌پردازند. مشهورترین بی‌قاعدگی‌های تقویمی به شرح زیر می‌باشند:

اثر پایان هفته[2]: این بی‌قاعدگی اشاره می‌کند که معمولاً بازده دارایی‌ها در اولین روز کاری هفته[3] منفی می‌باشد، در حالی که در آخرین روز کاری هفته[4]، بازده به طور معنی‌داری مثبت است (Tan & Tat, 1998); (Mills & Coutts, 1995); (French, 1980) و (ابونوری و ایزدی، ۱۳۸۵).

اثر گردش سال[5]: طبق این بی‌قاعدگی، قیمت دارایی‌ها در آخرین ماه هر سال[6] افول می‌کند و در اولین ماه سال بعدی[7] افزایش می‌یابد. بنابراین بازده دارایی‌ها در ماه ژانویه نسبت به ماه‌های دیگر سال بیشتر می‌باشد (Rozeff & Kinney, 1976); (Aggarwal & Rivoli, 1989); (Raj & Thurston, 1994) و (احسانی و ایزدی، ۱۳۹۲).

اثر تعطیلات مناسبتی[8]: این بی‌قاعدگی اشاره می‌کند که معمولاً بازده دارایی‌ها در روزهای قبل و بعد از روز تعطیل مناسبتی۹ متفاوت از سایر روزها هستند (Ariel, 1990); (Kim & Park).

اثرات تقویمی مذکور، به لحاظ تجربی اغلب در بازارهای اوراق بهادار مورد تأیید قرار گرفته‌اند. به همین دلیل، در بازارهای اوراق بهادار مطالعات متعددی در این زمینه وجود دارد (Mills et al, 2000) و (احسانی و ایزدی، ۱۳۹۲). همچنین، در مطالعه جدیدی شارما و نارایان[10] (۲۰۱۴) آزمون کردند که آیا گردش ماه بر بازده بنگاه و تلاطم بازده بنگاه اثر می‌گذارد. آن‌ها با در نظر گرفتن اندازه و موقعیت بخشی[11] بنگاه‌ها از داده‌های سری زمانی ۵۶۰ بنگاه لیست‌شده در بورس اوراق بهادار نیویورک استفاده کردند و دریافتند که گردش ماه بر بازده و

---

1. calendar effects
2. the weekend effect

۳. روز شنبه برای ایران و دوشنبه برای بسیاری از کشورها.

۴. روز چهارشنبه برای ایران و جمعه برای بسیاری از کشورها.

5. turn-of-the-year effect

۶. اسفند برای ایران و دسامبر برای بسیاری از کشورها.

۷. فروردین برای ایران و ژانویه برای بسیاری از کشورها.

8. holiday effect.

۹. منظور از تعطیلات مناسبتی تعطیلی روزهایی از سال است که به دلیل یا دلایل خاصی یک یا چند روز از هفته (به غیر از روزهای آخر هفته) تعطیل می‌باشد. انتظار می‌رود در روزهای قبل و بعد از این تعطیلات، بازده دارایی‌ها تغییر محسوسی داشته باشد.

10. Sharma and Narayan
11. sectoral location

تلاطم بازده بنگاه‌ها اثر می‌گذارد. هر چند، این اثرات برای بنگاه‌های مختلف متفاوت می‌باشد و به موقعیت بخشی بنگاه‌ها و اندازهٔ آن‌ها وابسته است. این یافته‌ها اشاره می‌کند که گردش ماه اثر یکنواختی روی بازده بنگاه و تلاطم بازده بنگاه ندارد.

در بازارهای ارز، آزمون تجربی بی‌قاعدگی‌های تقویمی بسیار محدود بوده است. با این حال، مطالعات موجود بیشتر به وجود اثر روزهای هفته در نرخ‌های ارز، به خصوص ارزهای اصلی در کشورهای توسعه‌یافته اشاره می‌کنند (McFarland et al, 1982); (Hilliard & Tucker, 1992); (So, 1989); (Cornett, Schwarz & Szakmary, 1995).

از آنجایی‌که بی‌نظمی‌های تقویمی در بازارهای ارز کشورهای نوظهور به طور جدی مورد مطالعه قرار نگرفته‌اند بنابراین، شواهد و توضیحات تجربی چندانی در این زمینه برای کشورهای مذکور وجود ندارد، اما با این حال، توضیحات بالقوه‌ای که برای وجود این نوع بی‌نظمی تقویمی ارائه شده است، فرضیه‌های تراکم جریان نقدی اُگدن[1] (۱۹۹۰)، یا پدیده جانشینی پول[2] می‌باشند. از سوی دیگر، چنین مطالعاتی در این کشورها ضروری و مفید به نظر می‌رسد زیرا، بازارهای ارز در این گونه اقتصادها، نقش قابل‌توجهی دارند. این بازارها علاوه بر اینکه توسط افرادی مورد استفاده قرار می‌گیرند که در معاملات بین‌المللی به طور مستقیم فعالیت دارند، همچنین، به وسیلهٔ افرادی که خواهان نگهداری دارایی‌های خود به صورت سپرده‌های ارزی یا اوراق بهادار خارجی هستند نیز به کار گرفته می‌شوند.

در این مطالعه، اثر هفته‌های ماه[3]، به عنوان یکی از اثرات تقویمی مشهور، در بازار ارز ایران طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ مورد بررسی قرار گرفته است. نرخ‌های ارز رسمی و بازار آزاد میان ریال ایران (IR) و دلار ایالات متحده (USD) و یورو اروپا (EUR) در این بررسی، با توجه به میزان مشارکت آن‌ها در حجم معاملات ارزی ایران، مورد استفاده قرار گرفتند.

مطالعاتی که فرضیهٔ بازار کارا را به چالش می‌کشند عموماً ارتجالی[4] و فاقد مبانی نظری هستند. به طور کلی، مدل‌سازی بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی پیشین صورت می‌گیرد. در برخی از تحقیقات به ویژه در مطالعات مربوط به اثرات تقویمی مبانی نظری وجود ندارد. از این رو، تحقیقات در این حوزه بر اساس مدل‌های تجربی مورد استفاده توسط خبرگان

1. cash flow concentration
2. currency substitution
3. week-of-the-month effect
4. ad hoc

صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر، متغیرها، شکل تبعی مدل، و روش تخمین بر اساس مطالعات پیشین و حدس‌های علمی محقق انتخاب می‌شوند.

پرسش اصلی این مقاله این است که آیا هفته‌های ماه، بازدهٔ نرخ‌های ارز را به طور معنی‌داری متأثر می‌سازند. فرضیه تحقیق پاسخ مثبت به سؤال مذکور است؛ یعنی هفته‌های ماه، بازده نرخ‌های ارز را به طور معنی‌داری متأثر می‌سازند. برای پاسخ به پرسش و آزمون فرضیهٔ فوق، از اطلاعات سری زمانی هفتگی نرخ‌های ارز بازارهای رسمی و آزاد طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۲ استفاده شده است. مبادلاتِ نرخ‌های ارز میان ریال ایران (IR) و دلار ایالات متحده (USD) و یوروی اروپا (EUR) در این بررسی مورد توجه قرار گرفتند. برای ارزیابی این بی‌نظمی تقویمی، از مدل‌های آرچ[1] و گارچ[2] نامتقارن در برآوردها استفاده شده است.

نتایج این مطالعه اشاره می‌کند که الگوی هفته‌های ماه در بازارهای ارز ایران وجود دارد. به طور دقیق‌تر و در بازار آزاد ارز، بازده متوسط دلار در هفته‌های اول و چهارم به ترتیب مثبت و منفی بوده و بازده متوسط یورو در هفته‌های اول و دوم مثبت و در هفته‌های چهارم و پنجم منفی بوده است. همچنین، در بازار ارز رسمی، بازده متوسط دلار در هفتهٔ اول و بازده متوسط یورو در هفته‌های اول و دوم مثبت و معنی‌دار بوده است. نگارندگان لازم می‌دانند تا تأکید نمایند که اثر هفته‌های ماه مستقل از سایر بی‌قاعدگی‌های تقویمی است.

شناسایی اثر هفته‌های ماه نه تنها می‌تواند برای محقّقان و پژوهشگران جذابیت‌های علمی به همراه داشته باشد، بلکه برای سرمایه‌گذاران فعال در بازار ارز نیز می‌تواند جذاب و سودآور باشد. همچنین، شناخت چنین پدیده‌هایی می‌تواند از سوی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بازارهای ارز مورد استفاده قرار گیرد.

برای بازارهای ارز، اثر هفته‌های ماه در داخل کشور مورد مطالعه قرار نگرفته است یا نگارندگان بر آن واقف نشده‌اند. در تحقیقات خارجی نیز تنها می‌توان به مطالعهٔ آیدوقان و بوس (۲۰۰۳) اشاره نمود که این مطالعه، برای بازارهای ارز ترکیه صورت گرفته است.

این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. پس از این بخش، کارایی بازار و اثرات تقویمی، تبیین نظری و مرور مطالعات تجربی در بخش دوم آورده شده است. بخش سوم به معرفی مدل و داده‌های مورد استفاده اختصاص دارد. در بخش چهارم مدل برآورد شده و فرضیه‌ها آزمون می‌شود. سرانجام، این مقاله با نتیجه‌گیری در بخش پنجم و معرفی منابع پایان می‌یابد.

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
2. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

۱- کارایی بازار و اثرات تقویمی، تبیین نظری و مرور مطالعات تجربی

۱-۱- کارایی بازار و اثرات تقویمی

طبق فاما[1] (۱۹۷۶)، بازار کارا به بازاری گفته می‌شود که در آن قیمت‌ها به طور کامل و آنی همهٔ اطلاعات موجود را منعکس کنند و فرصت‌های سودآور تماماً مورد استفاده واقع شوند. مشارکت‌کنندگان در بازار رقابتی به طور عقلایی و آنی در برابر اطلاعات عکس‌العمل نشان می‌دهند. در نتیجه، اطلاعات گذشته نمی‌توانند به منظور پیش‌بینی قیمت‌های آینده به‌کار گرفته شوند. البته، بازارهای کارا در برابر اطلاعات جدید یا «اخبار جدید» واکنش نشان می‌دهند، اما طبق تعریف، از آنجایی‌که این «اخبار» تصادفی است، بنابراین واکنش‌ها غیرقابل پیش‌بینی می‌باشد.

فاما (۱۹۷۰) سه شکل از کارایی بازار را مطرح می‌کند که عبارتند از: ۱- کارایی ضعیف؛ ۲- کارایی نیمه‌قوی؛ ۳- کارایی قوی. هر سه با وجود مجموعه اطلاعات جاری تعریف شده‌اند. کارایی ضعیف وضعیتی است که نتوان با قیمت‌های گذشته به پیش‌بینی قیمت‌های آینده پرداخت. کارایی نیمه‌قوی وضعیتی است که مشارکت‌کنندگان بازار به واسطهٔ بکارگیری اطلاعات موجود نزد همگان (اطلاعات عمومی) نتوانند بازده غیرعادی به دست آورند. در نهایت کارایی قوی حالتی است که تمامی اطلاعات موجود، حتی اطلاعات خصوصی، نتوانند در به دست آوردن بازده اضافی مؤثر واقع شوند.

به عبارت دیگر، او معتقد است که در یک بازار کارا، از آنجایی‌که اطلاعات مربوط به تعیین سطح قیمت، به طور آنی در خود آن قیمت منعکس می‌شود، بنابراین امکان کسب بازده غیرعادی یا اضافی وجود نخواهد داشت و کسب بازده بیشتر در بازار کارا، متضمن پذیرفتن ریسک بیشتر (انحراف معیار بیشتر) است. به عبارت دیگر، ریسک و بازده در بازارهای کارا با هم همسو هستند. اما، شواهد تجربی نشان داد که اثرات تقویمی موجب ایجاد بازدهی‌هایی می‌شوند که متناسب با ریسک نیستند. به عبارت دیگر، بازده اضافی ناشی از اثرات تقویمی، پاداشی برای تحمل ریسک بیشتر نبوده است (Coutts et al, 2000). این عبارت با قاعده‌ای که به همسو بودن ریسک و بازده اشاره می‌کند مغایرت دارد. پس وجود اثرات تقویمی می‌تواند شکل ضعیف فرضیهٔ بازار کارا را خنثی نماید (Mills & Coutts, 1995).

---

1. Fama

۱-۲- تبیین نظری

چندین توضیح برای وقوع اثر هفته‌های ماه در بازارهای ارز پیشنهاد شده است که می‌توان مهم‌ترین آن‌ها را در زیر خلاصه نمود.

پدیدهٔ جانشینی پول یکی از علل محتمل اقتصادی اثر هفته‌های ماه در بازارهای ارز می‌باشد که به معنای جانشینی وظایف سنتی پول داخلی توسط ارزهای خارجی است. می‌توان انتظار داشت که این علت موجب شود تا بازده نرخ ارز در هفتهٔ آخر هر ماه به طور معنی‌داری کمتر و در هفتهٔ اول هر ماه به طور معنی‌داری بیشتر باشد (Aydogan & Booth, 2003).

به طور کلی برای پول در اقتصاد سه وظیفه وسیله مبادله، واحد محاسبه و ذخیرهٔ ارزش فرض می‌شود. هنگامی‌که پول ملی یک کشور به علل مختلف از جمله تداوم تورم شدید، کاهش مداوم ارزش پول ملی، بی‌ثباتی اقتصادی، منفی بودن نرخ‌های واقعی بهره، خروج سرمایه به علت مهاجرت‌های قانونی و غیرقانونی و گسترش فعالیت‌های قاچاق، وظایف خود را به خوبی ایفا نکند و پول خارجی عهده‌دار تمام یا بخشی از این وظایف گردد، اصطلاحاً گفته می‌شود جانشینی پول صورت گرفته است (لشکری، ۱۳۸۲). به عبارت دیگر، جانشینی پول به پدیده‌ای اطلاق می‌شود که مردم یک کشور ترجیح دهند در پرتفوی دارایی خود به جای پول داخلی، پول خارجی نگهداری کنند (لشکری و فرزین‌وش، ۱۳۸۲). پدیده جانشینی پول اثرات متعددی بر اقتصاد کشوری که در آن جانشینی پول صورت گرفته است دارد که می‌توان مهم‌ترین آن‌ها را به صورت زیر خلاصه نمود: الف- موجب کاهش درجه نظارت بانک مرکزی بر بخشی از پول در گردش (پولی که به صورت ارز در دست مردم نگهداری می‌گردد) می‌شود بنابراین، تأثیر سیاست‌های پولی کاهش می‌یابد (لشکری، ۱۳۸۶). ب- اگر درجه جانشینی پول بالا باشد تغییرات کوچک در عرضه پول موجب تغییرات بزرگ در نرخ ارز می‌گردد. ج- جانشینی پول آثار اختلالات پولی را از یک کشور به کشور دیگر انتقال خواهد داد. د- جانشینی پول توانایی نرخ‌های شناور ارز را برای فراهم کردن استقلال پولی از بین می‌برد (دائی کریم‌زاده، محمودی و صامتی، ۱۳۹۲).

هنگامی که درجهٔ جانشینی پول در کشوری و طی یک دورهٔ زمانی مشخص، روند افزایشی پیدا نماید طی آن دوره، پول ملی آن کشور به عنوان واحد محاسبه یا ذخیرهٔ ارزش ایفای نقش نمی‌کند. در عوض، بسیاری از قیمت‌ها با ارزهای خارجی بیان می‌شوند و مقایسهٔ قیمت‌ها در مقاطع زمانی مختلف با ارزهای خارجی صورت می‌گیرد. در این شرایط سپرده‌های ارزی حتی در

حساب‌های با بهره نیز تا حدود زیادی جایگزین سپرده‌های پول ملی می‌شوند. بنابراین در روزهای مختلف، به خصوص در روزهایی که پرداخت حقوق صورت می‌گیرد، ارزهای خارجی جانشین پول ملی در معاملات روزانه می‌شوند. علاوه بر این، بنگاه‌های تجاری کوچک از آنجایی‌که دسترسی محدودی به ابزارهای بسیار کوتاه‌مدت حساب‌های با بهره دارند، ذخایر نقدی خود را در شرایط تورمی به صورت ارز نگهداری می‌کنند. سلکوک[1] (۱۹۹۴) وجود شرایط فوق را برای ترکیه تأیید نمود.

می‌توان بی‌نظمی گردش ماه را با استفاده از حجم نقدینهٔ پیرامون گردش ماه توضیح داد. در بسیاری از کشورها «استانداردسازی نظام پرداخت‌ها»[2] موجب وقوع این الگوی تقویمی می‌شود. دریافتی‌های پول نقد در پایان و آغاز ماه‌های تقویمی نظیر دستمزدها، سود تقسیمی سهام، بهره، و پرداخت‌های عمدهٔ دیگر موجب افزایش سرعت سرمایه‌گذاری شده و جریان نامتعارف بازدهی‌ها را پدید می‌آورد (Ogden, 1990).

۱-۳- مروری بر مطالعات تجربی اثر هفته‌های ماه در بازارهای ارز

آیدوقان و بوس[3] (۲۰۰۳) اثر هفته‌های ماه را در بازارهای ارز ترکیه طی دوره ۱۹۸۶-۱۹۹۴ و با استفاده از مدل رگرسیون با متغیرهای مجازی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه، آن‌ها از ارزهای رسمی و بازار آزاد دلار ایالات متحده و مارک آلمان استفاده کردند. همچنین، آن‌ها برای بررسی دقیق‌تر و تحلیل پایداری این بی‌نظمی تقویمی از دو زیردوره طی سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۸۹ و ۱۹۹۰-۱۹۹۴ نیز استفاده نمودند. علت دیگر بکارگیری این دو زیردوره، تغییر رژیم ارزی ترکیه در آگوست ۱۹۸۹ می‌باشد. آن‌ها برای محاسبهٔ بازده هفتگی، از میانگین بازده روزهای مختلف هفته استفاده کردند.

نتایج حاصل نشان می‌دهد که بازده متوسط در نرخ‌های ارز بازار آزاد و برای کل دوره، طی هفتهٔ آخر هر ماه به طور معنی‌داری کمتر و در هفتهٔ اول هر ماه به طور معنی‌داری بیشتر می‌باشد. از آنجایی‌که بازده متوسط نرخ‌های ارز در هفتهٔ آخر ماه قبلی و هفتهٔ اول ماه بعدی نسبت به سایر هفته‌ها متفاوت است، بنابراین به این اثر، اثر گردش ماه[4] نیز گفته می‌شود. آن‌ها تأیید کردند که بازده در هفته‌های اول هر ماه تقریباً دو برابر بیشتر از متوسط بازده در سایر هفته‌های ماه است.

1. Selcuk
2. standardization of payments system
3. Aydogan and Booth
4. turn-of-the-month effect

علاوه بر این بیان نمودند که کاهش در بازدهی‌ها از آغاز تا پایان ماه به صورت پایداری[1] قابل مشاهده است. نتایج برای دو زیردوره کاملاً متفاوت می‌باشد. طی زیردورهٔ اول (۱۹۸۶-۱۹۸۹)، اثر هفته‌های ماه تنها در هفتهٔ آخر ماه (به صورت بازده کمتر نرخ ارز) قابل مشاهده است و بازده نرخ ارز در هفتهٔ اول ماه نسبت به سایر هفته‌ها متفاوت نیست. در زیردورهٔ دوم (۱۹۸۹-۱۹۹۴)، بازده نرخ ارز رسمی و بازار آزاد در هفتهٔ اول ماه به طور معنی‌داری بیشتر هستند و در هفتهٔ آخر ماه کمتر می‌باشند. به اعتقاد آن‌ها، پدیدهٔ جانشینی پول می‌تواند علت محتمل وقوع این پدیده در بازارهای ارز ترکیه باشد.

با توجه به سهم سپرده‌های ارزی به کل سپرده‌ها، جانشینی پول بعد از سال ۱۹۹۲ به سطوح بسیار بالاتری در ترکیه رسید. در سال ۱۹۹۲، سهم سپرده‌های ارزی به چهل درصد افزایش یافت و در پایان سال ۱۹۹۴، سهم سپرده‌های ارزی از میزان سپرده‌های لیر ترکیه پیشی گرفت. در فاصلهٔ سال‌های ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۴، اثر هفته‌های ماه در ترکیه بسیار قوی‌تر بوده است به طوری که، بازده در هفتهٔ اول سه برابر بیشتر از بازده در سایر هفته‌های ماه، برای نرخ‌های ارز بازار آزاد و رسمی می‌باشد.

سلکوک (۱۹۹۴) نشان داد که درجهٔ جانشینی پول در کشور ترکیه در اواسط دههٔ ۱۹۸۰ آغاز شده است و از آن زمان به بعد، روند افزایشی داشته است. طی این دوره، حساب‌های بدون بهرهٔ لیر ترکیه قادر به ایفای نقش وظایف سنتی پول نبودند. سپرده‌های ارزی نیز تا حدود زیادی جایگزین سپرده‌های با بهره لیر ترکیه شده بودند. افزایش نرخ تورم در کشور ترکیه موجب افزایش سهم سپرده‌های ارزی به کل سپرده‌ها در این کشور شده بود، به طوری که در سال ۱۹۹۴، این سهم به بیش از پنجاه درصد رسید.

سلکوک (۱۹۹۷) دریافت که کشش جانشینی بین لیر ترکیه و دلار ایالات متحده بسیار بالا و معنی‌دار است.

سه دستهٔ عمده از پرداخت‌های نقدی از الگوی ماهانه تبعیت می‌کنند که شامل پرداخت حقوق و دستمزد، پرداخت حق‌بیمه‌های تأمین اجتماعی برای کارفرمایان و پرداخت مالیات بر ارزش افزودهٔ بنگاه‌های بازرگانی می‌باشد(Aydogan & Booth, 2003).

تقریباً تمام درآمدهای مربوط به نیروی کار به صورت حقوق ماهانه و در هنگام گردش ماه پرداخت می‌شود. حق‌بیمه‌های تأمین اجتماعی نیز با مشارکت کارگر و کارفرما در آخرین روز ماه

1. steady

به ادارات تأمین اجتماعی پرداخت می‌شود. به همین ترتیب، مالیات بر ارزش افزوده را مصرف‌کنندگان در هنگام خریدهای خود از عموم کالاها به بنگاه‌های اقتصادی می‌پردازند و بنگاه‌ها نیز در آخرین روزهای بعضی از ماه‌ها به اداره جمع‌آوری مالیات کشور پرداخت می‌کنند. پرداخت حق‌بیمه‌های تأمین اجتماعی و مالیات بر ارزش افزوده مواردی از پرداخت‌های نقدی می‌باشند. هنگامی‌که در اواخر ماه، حق‌بیمه‌های تأمین اجتماعی و مالیات بر ارزش افزوده با همدیگر پرداخت می‌شوند، اثر ترکیبی آن‌ها روی تغییرات نرخ ارز از طریق جانشینی پول نمایان‌تر است.

فرزین‌وش و لشکری (۱۳۸۲) وجود پدیدهٔ جانشینی پول را در ایران طی دورهٔ ۱۳۳۸–۱۳۸۰ تأیید نمودند. لشکری (۱۳۸۲) طی دوره ۱۳۳۸–۱۳۸۰، عوامل مؤثر بر درجه جانشینی پول در اقتصاد ایران را اختلاف بین نرخ بهره داخلی و خارجی، نرخ تورم داخلی، نرخ ارز در بازارهای موازی و حجم واردات برشمرد. همچنین در مقاله‌ای دیگر لشکری و فرزین‌وش (۱۳۸۲) تأیید کردند که در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۳۸–۱۳۸۰ روند درجهٔ جانشینی پول صعودی بوده است. سامتی و یزدانی (۱۳۸۹) نیز وجود جانشینی پول در ایران را طی دوره ۱۳۳۸–۱۳۸۶ تأیید کردند.

لشکری و عرب‌مازار (۱۳۸۳) درجه جانشینی پول ایران را با درجه جانشینی پول بیست و شش کشور دیگر[۱] مقایسه نمودند. آن‌ها دریافتند که ایران با سی و هشت و چهار دهم درصد درجه جانشینی، رتبه دوازدهم را دارا می‌باشد.

لشکری (۱۳۸۶) تأیید کرد که طی دوره ۱۳۳۹–۱۳۸۴، دلاری شدن اقتصادهای ایران و آرژانتین یک طرفه است، یعنی پول خارجی جانشین پول داخلی شده ولی در خارج ایران و آرژانتین تقاضایی برای پول داخلی (ریال ایران و پزو آرژانتین) وجود ندارد.

طهرانچیان و نوروزی بیرامی (۱۳۹۰) جانشینی پول در ایران را طی دوره ۱۳۵۲–۱۳۸۷ با استفاده از روش ARDL در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید کردند. آن‌ها دریافتند که شدت جانشینی پول در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. عرفانی، صادقی و پویا (۱۳۹۲) نیز جانشینی پول را در ایران، طی دوره ۱۳۷۰–۱۳۸۸، مورد تأیید قرار دادند.

---

۱. این کشورها عبارتند از: بولیوی، روسیه، آرژانتین، پرو، یمن، تانزانیا، بلغارستان، ارمنستان، عربستان، رومانی، مجارستان، اکراین، ترکیه، اندونزی، لهستان، اردن، استونی، کویت، اسرائیل، قرقیزستان، ونزوئلا، آنگولا، نیکاراگوئه، لتویا، موزامبیک و کاستاریکا.

دائی کریم‌زاده، محمودی و صامتی (۱۳۹۲) جانشینی پول در ایران را طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۱ با بکارگیری روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده مورد تأیید قرار دادند. به نظر آن‌ها تورم حاکم و نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران، پدیده جانشینی پول را موجب می‌شود.

سلامی (۱۳۸۰) نشان داد که در بازارهای ارز ایران، طی دورهٔ ۱۳۷۰-۱۳۷۶ و با استفاده از داده‌های هفتگی نرخ ارز بازار آزاد، وجود کارایی (حتی به شکل ضعیف آن) تأیید نشده است.

۲- داده‌ها و معرفی مدل‌های خودتوضیح واریانس ناهمسان شرطی

در این تحقیق مشاهدات مربوط به نرخ‌های ارز رسمی و بازار آزاد دلار ایالات متحده (USD) و یوروی اروپا (EUR) طی دورهٔ مرداد ماه ۱۳۸۵ تا اسفند ماه ۱۳۹۲ مورد استفاده قرار می‌گیرد. نرخ‌های ارز رسمی از داده‌های بانک مرکزی (قیمت‌های فروش اعلان‌شده توسط بانک مرکزی در معاملات بازار ارز) استخراج و نرخ‌های ارز بازار آزاد از روزنامهٔ دنیای اقتصاد جمع‌آوری شده است.

برای بررسی اثر هفته‌های ماه در این مطالعه، همانند کوهرس و کوهلی[1] (۱۹۹۱) و کوهلی و کوهرس (۱۹۹۲)، از مشاهدات یک روز عادی در هفته (به عنوان نمایندهٔ هفته) به جای میانگین بازده روزهای هفته استفاده شده است[2] تا تورش‌ها در محاسبهٔ بازده به حداقل برسد. داده‌های هفتگی، آخرین قیمت معامله شدهٔ روز دوشنبه و یا آخرین قیمت معامله شدهٔ یک روز قبل (در صورت تعطیلی روز دوشنبه) را شامل می‌شوند.

البته، به منظور اجتناب از وقوع مسائل بالقوهٔ ناشی از اثر گردش هفته، روزهای اول و آخر هفته را در نظر نمی‌گیریم. به این ترتیب، اثر گردش ماه، مستقل از اثر گردش هفته می‌گردد. همچنین، از مشاهدات مربوط به هفته‌های اول و دوم فروردین هر سال، در محاسبهٔ بازده استفاده نشده است تا اثر هفته‌های ماه از اثر گردش سال مستقل گردد. بازده هفتگی ارز به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t = Ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})\times 100 \qquad (۱)$$

1. Kohers and Kohli

۲. از آنجایی‌که اثر هفته‌های ماه مستقل از اثرات تقویمی دیگر است، بنابراین، از مشاهدات یک روز عادی در هفته به جای میانگین بازده روزهای هفته استفاده شده است تا سایر اثرات تقویمی (مانند، اثر تعطیلات مناسبتی یا اثر روزهای هفته و یا حتی اثر ماه‌های سال) در محاسبهٔ بازده هفتگی (از طریق میانگین‌گیری) تأثیرگذار نباشد. در غیر این صورت، نمی‌توان اثر هفته‌های ماه را مستقل از اثرات تقویمی دیگر دانست.

که در آن R_t بازده هفتگی ارز، P_t قیمت ارز در هفتهٔ t و P_{t-1} ارزش ارز در هفتهٔ $t-1$ می‌باشد.

هدف این مطالعه بررسی این موضوع می‌باشد که آیا بازده متوسط ارز در هفته‌های مختلف هر ماه با هم برابر است یا خیر. برای تحلیل اطلاعات و اجرای آزمون فرضیهٔ فوق، استفاده از مدل خانوادهٔ آرچ با توجه به نتایج آزمون آرچ مورد تایید قرار گرفت. این مسئله مؤید وجود ناهمسانی واریانس در بازده لگاریتمی ارز می‌باشد. به این ترتیب، مدل استفاده شده در این تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$R_t = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t = z_t \sigma_t \qquad (۲)$$

در هفته i ام هر ماه $D_{it}, (i = 1,2,...,5)$ برابر یک می‌شود و در غیر این صورت برابر صفر می‌گردد. b_1 تا b_5 بازده متوسط را در هفته‌های اول تا پنجم به ترتیب نشان می‌دهند. برای کاهش تورش، بازدهٔ روز دوشنبه به عنوان نمایندهٔ بازدهٔ هفتگی در نظر گرفته شده است. برخی از ماه‌های سال، شامل چهار روز دوشنبه می‌باشند که در اصطلاح به آن‌ها ماه‌های چهار هفته‌ای اطلاق می‌شود و در بعضی از ماه‌های سال نیز پنج هفته (پنج روز دوشنبه) وجود دارد که تعداد این گونه از ماه‌ها بسیار محدود است. بنابراین، فرضیهٔ صفر در این مطالعه به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 \qquad (۳)$$

مدل‌های پارامتریکی خودتوضیح ناهمسان واریانس شرطی در شرایط وجود یک بازار پایدار، بهترین عملکرد را از خود ارائه می‌دهند. هر چند که مدل‌های آرچ برای مدل‌سازی سری‌های مالی دارای ناهمسانی واریانس تشکیل شده‌اند، ولی معمولاً کارایی آن‌ها در برخورد با پدیده‌های بی‌قاعده، مانند تغییرات شدید در سطوح قیمت بازار و دیگر وقایع به شدت غیرمعمول کاهش می‌یابد. بنابراین، باید نتایج مدل‌های خانوادهٔ آرچ در صورت وجود شوک‌های شدید در قیمت (ارز)، با احتیاط تفسیر شود.

مدل‌های خانوادهٔ آرچ، نخستین بار توسط انگل[1] (۱۹۸۲) و شکل تعمیم‌یافتهٔ آن، که گارچ نام دارد توسط بلرسلو[2] (۱۹۸۶) ارائه شده است. انگل و بلرسلو برای مدل‌های آرچ و گارچ

1. Engle
2. Bollerslev

متقارن، σ_t^2 (واریانس خطی) را بـر حـسب مقـادیر بـا وقفـهٔ $\varepsilon_t^2 = z_t^2\sigma_t^2$ ارائـه داده بودنـد. مدل‌های ARCH(p) و GARCH(p,q) متقارن به ترتیب به‌صورت زیر نشان داده می‌شوند:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{p} a_j z_{t-j}^2 \ \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} a_j z_{t-j}^2 \ \sigma_{t-j}^2 \qquad (۵)$$

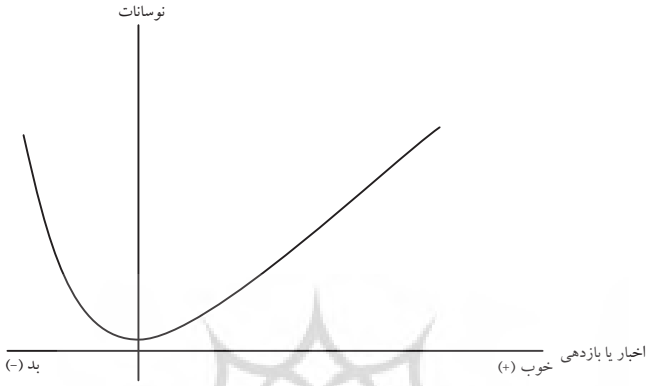
کـه $\omega > 0$، $\alpha_j \geq 0$ و $\beta_i \geq 0$ اسـت. $\sum_{i=1}^{q}\beta_i + \sum_{j=1}^{p}\alpha_j < 1$ شـرط ایـستایی[1] مـدل می‌باشد. در این صورت اثر شوک‌ها در مدل میرا خواهد بود. بازده غیر قابل‌پیش‌بینی در زمـان t، (ε_t) حاصل تفاضل بازده واقعی و بازده مورد انتظار است.

استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ متقارن محدودیت‌هایی به همراه دارد که می‌توان آن‌هـا را ذکر کرد. یکی از اشکالات اساسی مدل‌های آرچ و گارچ متقارن آن است که σ_t^2 تابعی از σ_{t-1}^2 و z_{t-1}^2 می‌باشد و σ_t^2 با تغییر در علامت جبری z_{t-1}، ثابت باقی می‌ماند یعنی، در ایـن الگوهـا اخبار خوب و بد با اندازهٔ برابر ($|\varepsilon_t|$ برابر) اثر یکسانی بـر σ_t^2 دارنـد. ایـن ویژگـی همـان اثـر متقارن است، ولی ممکن است بازار به اخبار خوب و بد با قدر مطلق برابر واکنش متفاوت نـشان دهد (مهرآرا و عبدلی، ۱۳۸۵). به عبارت دیگر، تأثیر اخبار بد یا بازده منفی بر نوسانات نرخ ارز بیشتر از تأثیر اخبار خوب (بازده مثبت) باشد. ایـن رفتـار نامتقـارن در واریـانس شـرطی بـه اثـر اهرمی[2] منسوب است. ولی مدل‌های گارچ متقارن فرض می‌کنند که تنها مقـدار، و نـه علامـت بازدهی‌های گذشته (یعنی؛ منفی یا مثبت بودن اخبار)، در تغییر نوسانات آینده مؤثر می‌باشـند. از آنجایی‌که ابونوری، خانعلی‌پور و عباسی (۱۳۸۸) نشان دادند که در بازار ارز ایران، اثر اخبار منفی بر نوسانات نرخ ارز شدیدتر از اخبار مثبـت اسـت (ابونـوری، خـانعلی‌پـور و عبـاسـی، ۱۳۸۸). بنابراین، لازم است مدل‌های آرچ و گارچ نامتقارن نیز معرفی شوند. البته، بـرای در نظـر گـرفتن این پدیده، انگل و ان‌جی[3] (۱۹۹۳) منحنی تأثیر اخبار نامتقارن را ارائه نمودنـد. در ایـن منحنـی نشان داده می‌شود که اخبار خوب و بد، هر دو نوسانات بازار را تشدید می‌کنند، ولی تأثیر خبرهای بد نسبت به اخبار خوب، با بزرگی یکسان، بر نوسانات بیشتر است.

1. stationary
2. leverage effect
3. Engle and Ng

محدودیت دیگر مدل‌های آرچ و گارچ متقارن، به نامنفی بودن قیودشان مربوط می‌شود. این قیود نامنفی به این دلیل تحمیل شدند تا تضمین نمایند که σ_t^2 در کل دورهٔ t، با احتمال یک، نامنفی باقی می‌ماند.

نمودار ۱- منحنی تأثیر اخبار نامتقارن



منبع: انگل و ان جی (۱۹۹۳)

یکی از مدل‌های آرچ نامتقارن، مدل تارچ یا گارچ آستانه‌ای[1] است که توسط رابِمننجر و زاکوییان[2] (۱۹۹۳) ارائه شد. واریانس شرطی در این مدل به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{P} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^{\tau} \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k} + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (۶)$$

$\varepsilon_{t-j} = 0$ یک آستانه است و تأثیر شوک‌های بزرگ‌تر از آستانه یا اخبار خوب ($\varepsilon_{t-j} > 0$) بر واریانس شرطی نسبت به شوک‌های کوچک‌تر از آستانه یا اخبار بد ($\varepsilon_{t-j} < 0$)، متفاوت است. اگر $\varepsilon_{t-j} < 0$ باشد، $I_{t-k} = \mathbf{1}$ است و در غیر این صورت $I_{t-k} = \mathbf{0}$ می‌باشد. اخبار بد دارای اثر $\alpha_j + \gamma_k$ است، در صورتی که اخبار خوب دارای اثر α_j می‌باشد. اگر $\gamma_k \neq \mathbf{0}$ باشد، می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر اخبار نامتقارن است. اگر $\gamma_k > 0$ باشد، شوک‌های منفی (اخبار بد) روی نوسانات، نسبت به شوک‌های مثبت تأثیر بیشتری خواهند داشت یا به عبارتی، اثر اهرمی وجود دارد. الگوی GARCH حالت خاصی از

1. threshold GARCH
2. RabemananJara and Zakoian

الگوی TGARCH می‌باشد که در آن $\gamma_k = 0$ است.

نوع دیگر مدل آرچ نامتقارن که توسط نلسون[1] (۱۹۹۱) ارائه گردید مدل گارچ نمایی[2] است. انگل (۱۹۸۲) بیان می‌کند که $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$. بنابراین، می‌توان نوشت: $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$. در این مدل، واریانس شرطی به صورت زیر است:

$$\text{Ln}\ (\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{q} \beta_i\ \text{Ln}\ (\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \left| z_{t-j} \right| + \sum_{k=1}^{\tau} \gamma_k z_{t-k} \qquad (۷)$$

سمت چپ معادلهٔ شمارهٔ (۴)، لگاریتم واریانس شرطی را نشان می‌دهد و متضمن این نکته است که σ_t^2 مثبت است و نیازی به ایجاد محدودیت‌هایی در ضرایب نیست. اگر $\gamma_k \neq 0$ باشد، اثر نامتقارن است. اگر $\gamma_k < 0$ باشد، اثر اهرمی وجود دارد یعنی، اخبار بد نسبت به اخبار خوب تأثیر بیشتری روی نوسانات آتی خواهند داشت. بین الگوی معرفی شده توسط نلسون و الگوی گارچ نمایی برآورد شده توسط نرم افزار Eviews دو تفاوت وجود دارد: اول اینکه نلسون فرض می‌کند که ε_t دارای توزیع خطای عمومی[3] (GED) است، در حالی‌که نرم افزار Eviews به ما حق انتخاب بین توزیع نرمال، توزیع t- استیودنت، یا توزیع خطای عمومی (GED) را می‌دهد. دوم اینکه تصریح الگوی معرفی شده توسط نلسون حالت خاصی از الگوی زیر است:

$$\text{Ln}\ (\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{q} \beta_i\ \text{Ln}\ (\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \left| z_{t-j} - E(z_{t-j}) \right| + \sum_{k=1}^{\tau} \gamma_k z_{t-k} \qquad (۸)$$

اگر فرض شود توزیع ε_t نرمال باشد، الگوی گارچ نمایی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\text{Ln}\ (\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{q} \beta_i\ \text{Ln}\ (\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \left| z_{t-j} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{k=1}^{\tau} \gamma_k z_{t-k} \qquad (۹)$$

1. Nelson
2. exponential GARCH
3. Generalized Error Distribution

تیلور[1] (۱۹۸۶) و شوارت[2] (۱۹۸۹) مدل گارچ را بر اساس انحراف معیار معرفی کردند، جایی‌که انحراف معیار به جای واریانس مدل‌سازی می‌گردد. این مدل توسط دینگ با همکاران[3] (۱۹۹۳) با مشخصهٔ آرچ توانی (پارچ)[4] عمومیت یافت. در مدل پارچ، پارامتر توانی δ از انحراف معیار قابل برآورد است و پارامترهای γ انتخابی، برای به دست آوردن عدم تقارن مرتبهٔ بالاتر از r به مدل اضافه شده‌اند:

$$\sigma_t^{\delta} = \omega + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^{\delta} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \left(\left| \varepsilon_{t-j} \right| - \gamma_j \varepsilon_{t-j} \right)^{\delta} \qquad (۱۰)$$

که در آن $\delta > 0$ بوده و به ازای $j = 1, \ldots, r$ نیز $\left|\gamma_j\right| \leq 1$ می‌باشد و برای تمامی $j > r$ و $r \leq p$، $\gamma_j = 0$ است. در یک مدل متقارن γ_j برای تمامی j ها، برابر صفر خواهد بود. بنابراین، در مدل فوق اگر $\gamma \neq 0$ باشد، در آن صورت اثرات نامتقارن وجود خواهند داشت.

الگوی مربع ARCH تعمیم یافته[5] یا GQARCH(1,1) را سنتنا[6] (۱۹۹۲) به صورت زیر ارائه کرد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \left(\varepsilon_{t-1} + \delta \right)^2 + \beta \, \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۱)$$

که در آن $\omega > 0$ و $\alpha, \beta \geq 0$ است. از آنجایی‌که پارامتر تخمین زده شدهٔ δ عموماً منفی است، بنابراین مدل فوق به شوک‌های مثبت و منفی به صورت نامتقارن واکنش نشان می‌دهد. (Sentana, 1992); (Henry, 1998).

۳- برآورد الگو و آزمون اثر گردش ماه

در این پژوهش، اثر هفته‌های ماه در بازارهای ارز ایران مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از مشاهدات هفتگی مربوط به نرخ‌های ارز رسمی و بازار آزاد دلار ایالات متحدهٔ آمریکا و یوروی اروپا طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳۹۲ استفاده شده است. با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در بازدهٔ هفتگی ارز و نتایج آزمون آرچ، از مدل‌های خانواده آرچ در آزمون فرضیه

1. Taylor
2. Schwert
3. Ding et al
4. Power ARCH (PARCH)
5. Generalized Quadratic ARCH
6. Sentena

استفاده گردید. بررسی‌ها توسط معیارهای شوارتز و آکائیک به تأثیر نامتقارن اخبار خوب و بد (شوک‌های مثبت و منفی) بر نوسانات بازده ارز اشاره دارد. به عبارت دیگر، همانند یافته‌های ابونوری، خانعلی‌پور و عباسی (۱۳۸۸)، در بازارهای ارز ایران، اثر اهرمی بر بازدهٔ هفتگی طی دورهٔ مورد بررسی وجود دارد. بنابراین، مدل‌های آرچ نامتقارن در آزمون فرضیه مورد استفاده قرار می‌گیرند.

جدول (۱): نتایج حاصل از برآورد الگوی هفتگی در بازارهای ارز ایران طی دورهٔ (۱۳۸۵-۱۳۹۰)[1]

نام ارز و نام بازار	بازده (های) متوسط مثبت معنی دار	بازده (های) متوسط منفی معنی‌دار	روش برآورد	دوربین – واتسون
دلار ایالات متحده (بازار آزاد)	اول	چهارم	پارچ (۲/۱)	۲/۰۱۴۲۴۱
یورو (بازار آزاد)	اول و دوم	چهارم و پنجم	گارچ نمایی (۱/۱)	۲/۲۰۱۶۰۲
دلار ایالات متحده (بازار رسمی)	اول	–	گارچ نمایی (۱/۲)	۲/۱۷۲۹۵۶
یورو (بازار رسمی)	اول و دوم	–	تارچ (۱/۲)	۱/۸۶۵۷۰۸

منبع: بر اساس اطلاعات سری زمانی هفتگی و محاسبات تحقیق

برخی از ماه‌های سال پنج هفته‌ای می‌باشند (یعنی، شامل پنج روز دوشنبه هستند) که تعداد این ماه‌ها در مقایسه با ماه‌های چهارهفته‌ای محدود است. به دلیل مشاهدات کمتر برای هفتهٔ پنجم، ممکن است مقایسهٔ آن با هفته‌های دیگر ناهمگن گردد. به عبارت دیگر، به علت مشاهدات کمتر، این احتمال وجود دارد تا برآورد الگوی بازده هفتگی در ماه‌های پنج‌هفته‌ای نسبت به برآورد الگوی بازده برای ماه‌های چهارهفته‌ای متفاوت (ضعیف‌تر) باشد. اما، کوهرس و کوهلی (۱۹۹۱) نشان دادند که این مسئله تأثیر چندانی در نتایج بررسی به وجود نمی‌آورد.

نتایج حاصل نشان می‌دهد که بازدهٔ متوسط دلار ایالات متحده (در بازار آزاد) در هفتهٔ اول هر ماه به طور معنی‌داری مثبت و در هفتهٔ چهارم به طور معنی‌داری منفی است و این بازده در سایر هفته‌ها به طور آماری صفر می‌باشد. در بازار آزاد، بازده هفتگی یورو در هفته‌های اول و دوم هر ماه، به طور متوسط مثبت و معنی‌دار و در هفته‌های چهارم و پنجم هر ماه، به طور متوسط منفی و معنی‌دار و در سایر هفته‌ها صفر است. به سایر نتایج نیز به طور خلاصه در جدول (۱) اشاره شده است. این نتایج می‌تواند نشانه‌ای از عدم وجود کارایی در بازارهای ارز ایران طی دورهٔ مورد بررسی باشد.

۱. سطح معنی در تمام حالت‌ها ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه، بررسی وجود اثر هفته‌های ماه بر بازدهٔ ارز دلار ایالات متحده آمریکا و یورو در بازارهای ایران طی دورهٔ ۱۳۸۵–۱۳۹۲ بوده است. با توجه به اینکه واریانس وابسته به زمان است، از مدل‌های خانوادهٔ آرچ در آزمون فرضیه استفاده شده است. نتایج حاصل حاکی از آن است که بازدهٔ متوسط دلار ایالات متحده (در بازار آزاد) در هفتهٔ اول هر ماه به طور معنی‌داری مثبت و در هفتهٔ چهارم به طور معنی‌داری منفی است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود تا فروشندگان دلار ایالات متحده امریکا در بازار آزاد، طی هفتهٔ اول هر ماه، اقدام به فروش ارز خود نمایند و خریداران آن نیز در هفتهٔ چهارم هر ماه به خرید ارز اقدام کنند. همچنین، بازده هفتگی یورو (در بازار آزاد) در هفته‌های اول و دوم، مثبت و معنی‌دار و در هفته‌های چهارم و پنجم، منفی و معنی‌دار است. در بازار رسمی، دلار ایالات متحده در هفتهٔ اول و یورو در هفته‌های اول و دوم، دارای بازدهٔ مثبت و معنی‌داری می‌باشند.

به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود تا در هنگام بررسی عوامل مؤثر بر بازدهٔ هفتگی بازارهای ارز ایران، این اثر را کنترل نمایند.

از آنجایی‌که وجود اثر هفته‌های ماه طی دورهٔ مورد بررسی، می‌تواند نشانه‌ای از عدم وجود کارایی در بازارهای ارز ایران باشد بنابراین، این نتیجه می‌تواند مورد توجه سیاست‌گذاران بازارهای ارز نیز قرار بگیرد.

منابع

الف- فارسی

۱. ابونوری، اسمعیل؛ ایزدی، رضا؛ «**ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵، شماره ۷۲.

۲. ابونوری، اسمعیل؛ خانعلی‌پور، امیر؛ عباسی، جعفر؛ «**اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH**»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۸، شماره ۵۰.

۳. احسانی، محمدعلی؛ ایزدی، رضا؛ «**ارزیابی اثر ماه‌های سال در بازده سهام: شواهد تجربی از بورس اوراق بهادار تهران**»، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۳۹۲، شماره ۱۰.

۴. _____ ؛ «**اثر گردش ماه در بازده سهام: شواهدی از شاخص تپیکس**»، چهارمین همایش ملی دانشجویی اقتصاد ایران (دانشگاه مازندران)، ۱۳۹۲.

۵. دائی کریم‌زاده، سعید؛ محمودی، نجمه؛ صامتی، مجید؛ «**آزمون جانشینی پول در ایران**»، اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران (با رویکرد حمایت از تولید ملی)، ۱۳۹۲.

۶. سامتی، مرتضی و یزدانی، مهدی؛ «**تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول در ایران**»، پژوهش‌نامه علوم اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۳۹.

۷. سلامی، امیر بهداد؛ «**بررسی کارایی بازار ارز ایران ۱۳۷۰-۱۳۷۸ (آزمون شکل ضعیف) مورد: بازار ارز آزاد**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۰.

۸. طهرانچیان، امیرنصور؛ نوروزی بیرامی، معصومه؛ «**آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۹۰، شماره ۴۹.

۹. عرفانی، علیرضا؛ صادقی، خیام؛ پویا، محمد مهدی؛ «**برآورد تابع تقاضای پول ایران با استفاده از شاخص دیویژیا**»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۳۹۲، شماره ۱۳.

۱۰. فرزین‌وش، اسداله؛ لشکری، محمد؛ «**جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران**»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۲، شماره ۲۹.

۱۱. لشکری، محمد؛ عرب‌مازار، عباس؛ «**رتبه درجه جانشینی پول ایران در میان ۲۷ کشور جهان**»، سیاست‌های اقتصادی (نامه مفید)، ۱۳۸۳، شماره ۴۵.

۱۲. لشکری، محمد؛ فرزین‌وش، اسداله؛ «**تخمین حجم دلارهای در گردش و اندازه‌گیری درجه جانشینی پول در ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۲.

۱۳. لشکری، محمد؛ «**تحلیل پدیده جانشینی پول و بررسی عوامل مؤثر بر آن در اقتصاد ایران**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۲، شماره ۹ و ۱۰.

۱۴. _____؛ «**مقایسه دلاری شدن اقتصادهای ایران و آرژانتین**»، جستارهای اقتصادی، ۱۳۸۶، شماره ۷.

۱۵. مهرآرا، محسن؛ عبدلی، قهرمان؛ «**نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی در ایران**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۵، شماره ۲۶.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

ب- لاتین

16. Aggarwal, R. and Rivoli, P; 1989, "**Seasonal and Day of the Week Effects in Four Emerging Stock Markets**", The Financial Review, No. 24.
17. Ariel, R.A; 1990, "**High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes**", Journal of Finance, No. 45 (5).
18. Aydoggan, K. and Booth, G.G; 2003, "**Calendar Anomalies in the Turkish Foreign Exchange Markets**", Applied Financial Economics, No.13.
19. Bollerslev, T; 1986, "**Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity**", Journal of Econometrics, No. 31.

20. Cornett, M.M., Schwarz, V. and Szakmary, A.C; 1995, "**Seasonalities and Intraday Return Patterns in the Foreign Currency Futures Market**", Journal of Banking and Finance, No. 19.
21. Coutts, J.A., Kaplanidis, C. and Roberts, J; 2000, "**Security Price Anomalies in an Emerging Market: the Case of the Athens Stock Exchange**", Applied Financial Economics, No. 10(5).
22. Ding, Z., Granger, C. W. J. and Engle, R. F; 1993, "**A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model**", Journal of Empirical Finance, No. 1.
23. Engle, R.F; 1982, "**Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation**", Econometrica, No. 50.
24. Engle, R.F. and Ng, V.K; 1993, "**Measuring and Testing the Impact of News on Volatility**", Journal of Finance, No. 48.
25. Fama, E.F; 1970, "**Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**", Journal of Finance, No. 25.
26. Fama, E.F; 1976, "**Efficient Capital Markets: Reply**", Journal of Finance, No. 33.
27. French, K.R; 1980, "**Stock returns and the weekend effect**", Journal of Financial Economics, No. 8.
28. Henry, O; 1998, "**Modeling the Asymmetry of Stock Market Volatility**", Applied Financial Economics, No. 8.
29. Hilliard, J.E. and Tucker, A.L; 1992, "**A Note on Weekday, Intraday, and Overnight Patterns in the Interbank Foreign Exchange and Listed Currency Options Markets**", Journal of Banking and Finance, No. 16.
30. Kim, C.W. and Park J.W; 1994, "**Holiday effects and stock returns: further evidence**", Journal of Financial and Quantitative Analysis, No. 29 (1).
31. Kohers, T. and Kohli, R.K; 1991, "**Week-of-the-Month Effect in Pacific Basin Stock Markets: Evidence of a New Seasonal Anomaly**", Global Finance Journal, No. 2(1/2).
32. McFarland, J.W., Richardson Pettit, R. and Sung, S.K; 1982, "**The Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Trading Day Effects and Risk Measurement**", Journal of Finance, No. 37.
33. Mills, T.C. and Coutts, J.A; 1995, "**Calendar Effects in the London Stock Exchange FT- SE Indices**", The European Journal of Finance, No. 1.
34. Mills, T.C., Siriopoulos, C., Markellos, R.N. and Harizanis, D; 2000, "**Seasonality in the Athens Stock Exchange**", Applied Financial Economics, No. 10(2).
35. Nelson, D.B; 1991, "**Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach**", Econometrica, No. 59(2).

36. Ogden, J; 1990, "**Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common Explanation for the Monthly and January Effects**", Journal of Finance, No. 45.
37. RabemananJara, R. and Zakoian, J.M; 1993, "**Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility**", Journal of Applied Econometrics, No. 8.
38. Raj, M. and Thurston, D; 1994, "**January or April? Tests of Turn of the Year Effect in the New Zealand Stock Market**", Applied Economics Letters, No. 1.
39. Rozeff, M.S. and Kinney, W.R; 1976, "**Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns**", Journal of Financial Economics, No. 3(4).
40. Schwert, W; 1989, "**Stock Volatility and Crash of `87**", Review of Financial Studies, No. 3.
41. Selcuk, F; 1994, "**Currency Substitution in Turkey**", Applied Economic*s*, No. 26.
42. Selcuk, F; 1997, "**GMM Stimation of Currency Substitution in a High-Inflation Economy: Evidence from Turkey**", Applied Economic Letters, No. 4.
43. Sentana, E; 1995, "**Quadratic ARCH Models**", Review of Economic Studies, No. 62.
44. Sharma, S.S. and Narayan, P.K; 2014, "**New Evidence on Turn-of-the-Month Effects**", Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, No. 29.
45. So, J.C; 1987, "**The Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Trading Day Effects and Risk Measurement - A Comment**", Journal of Finance, No. 42.
46. Tan, R.S.K. and Tat, W.N; 1998, "**The Diminishing Calendar Anomalies in the Stock Exchange of Singapore**", Applied Financial Economics, No. 8 (2).
47. Taylor, S; 1986, ***Modeling Financial Time Series***, New York: John Wiley & Sons.
48. www.cbi.ir

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی