Archive of SID

فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی
سال نوزدهم، شماره ۷۴، پاییز ۱۳۹۸، صفحات ۱۶۴- ۱۱۱

حباب سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز ایران و بحران‌های ارزی رویکرد تغییر رژیم مارکف با احتمالات انتقال متغیر

علی طیب‌نیا*، محسن مهرآرا** و آزاده اختری***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۲۶

چکیده

هدف این مقاله شناسایی حباب‌های سفته‌بازی عقلایی و شاخص‌های هشداردهی زود هنگامی است که در بازه زمانی متلاطم اسفند ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۷ در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال نقشی موثر داشته‌اند. انحراف نرخ ارز از مقادیر بنیادین که با عنوان حباب شناخته می‌شود، ممکن است در نتیجه حمله سفته‌بازی به ارزش ارز کشور به وقوع پیوندد که در صورت عدم دفاع مقامات از ارزش پول، منجر به بحران ارزی شود. از این رو، تشخیص صحیح زمان وقوع دوره‌های حبابی به منظور مداخله بهنگام در بازار ارز و جلوگیری از انحراف نرخ ارز از ارزش بنیادین آن، اهمیت زیادی برای سیاست گذاران دارد. برای این منظور، الگوسازی حباب‌های سفته‌بازی عقلایی، مبتنی بر مدل تغییر رژیم مارکف با احتمالات انتقال متغیر با سه رژیم انفجاری، آرام و فروپاشی که نسبت به تمامی مدل‌های رقیب از دقت بالاتری در تشخیص زمان وقوع حباب برخوردار است، انجام یافته که در آن، شاخص تحریم و تغییرات ذخایر ارزی، شاخص‌های هشداردهی زودهنگام مدل هستند. شاخص تحریم، عامل ایجاد تقاضای سفته‌بازی در بازار غیررسمی ارز در بازه زمانی مورد مطالعه است که همراه با مداخلات بانک مرکزی در جهت کاهش فشار بر بازار ارز، قادر به توضیح حباب‌های سفته‌بازی ارزی اخیر بوده‌اند. نتایج تخمین حاکی از تایید وجود حباب سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال است. براساس نتایج، بازه‌های زمانی شناسایی شده برای رژیم انفجاری ۹۰/۵، ۹۰/۱۰ –۹۰/۹، ۹۰/۷، ۹۱، ۹۲/۴، ۹۱/۱۱ – ۹۱/۱۰ و ۹۷/۶ – ۹۷/۱ بوده که بیانگر آن است که رژیم‌های انفجاری دقیقا بر دوره‌های وقوع بحران ارزی منطبق هستند در حالی که رژیم‌های فروپاشی، تمایل به همزمانی با دوره‌های پس از بحران دارند. رژیم‌های آرام نیز با دوره‌هایی که بازدهی نرخ ارز از روند افزایشی ملایمی برخوردار است، منطبق هستند. با بازبینی الگو نسبت به انواع تصریح‌های ممکن و ترکیب‌های متغیرهای کنترل، الگوی طراحی شده از استحکام کافی برخوردار است.

طبقه‌بندی JEL: *F31,G1,C24*

کلیدواژه‌ها: *حباب سفته‌بازی عقلایی، تغییر رژیم مارکف، نرخ ارز غیررسمی، احتمالات انتقال متغیر.*

---

* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران- نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: taiebnia@ut.ac.ir

** استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: mmehrara@ut.ac.ir

*** دانشجوی دکترای دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: akhtari@ut.ac.ir

- این مقاله از رساله دکتری آزاده اختری با عنوان مدیریت ریسک درآمدهای نفتی و حباب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز ایران به راهنمایی علی طیب نیا و محسن مهرآرا و با مشاوره قهرمان عبدلی و نفیسه بهرادمهر استخراج شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

نرخ ارز، مهم‌ترین قیمت و بازار ارز، بزرگ‌ترین بازار مبادلاتی در سطح بین‌الملل و ملی برای هر کشور است. تلاطمات این بخش به طور مستقیم قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی، فعالیت‌های کسب‌وکار در بخش‌های صادرات و واردات، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری خارجی در کشور و قیمت‌های داخلی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اهمیت این موضوع در اقتصاد ایران به دلیل نقش مهم درآمدهای ناشی از صادرات نفت در تنظیم بودجه دو چندان است. مرور عملکرد بازار ارز در ایران طی دهه اخیر نشان می‌دهد که این بازار همواره در معرض شوک‌های شدیدی قرار داشته است. با وجود اینکه بانک مرکزی به واسطه فروش ارزهای حاصل از صادرات نفت از جایگاه انحصاری و قیمت‌گذاری در این بازار برخوردار بوده است، اما فعالان بازار همواره در معرض ریسک نوسانات این متغیر کلیدی قرار داشته‌اند. بنابراین، شناسایی علل نوسانات نرخ ارز که یکی از متغیرهای مهم در اقتصاد است، اهمیت فراوانی دارد. با وجود آنکه چندین مدل نظری کلان به طور بالقوه عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز را شناسایی کرده‌اند، اما مطالعات تجربی از اواسط دهه ۱۹۸۰ نشان داده‌اند که این مدل‌ها قدرت پیش‌بینی بهتری از مدل ساده گام تصادفی ندارند (میز و روگوف[1]، ۱۹۸۳ و چئونگ[2] و همکاران ۲۰۰۵). بنابراین، نوسانات نرخ ارز را نمی‌توان تنها با تغییرات عوامل بنیادین[3] آن توضیح داد، بلکه عواملی مانند نوع انتظارات عوامل بازار نیز نقش مهمی در توضیح نوسانات نرخ ارز ایفا می‌کنند. این موضوع در ادبیات مالیه بین‌الملل به معمای انفصال[4] معروف است (مروت و فریدزاد، ۱۳۹۴).

انتظارات عوامل بازار از قیمت‌های آتی که نشان‌دهنده وقوع انتظارات خود محقق‌شونده بازیگران بازار است و براساس احساساتی همچون ترس، هیجانات، حرص و طمع فعالان مالی هدایت می‌شود، توسط مدل‌های ساده قیمت‌گذاری دارایی قابل توضیح نیست و تنها مدل‌های رفتار سفته‌بازی قادر به توضیح چنین رفتارهایی در بازارهای دارایی

1- Meese and Rogoff

2- Cheong

۳- در رویکرد تجزیه و تحلیل بنیادین مسیر آتی نرخ ارز از طریق مطالعه عوامل اقتصادی تااثیرگذار بر این متغیر ترسیم می شود و نااثیر عوامل اقتصادی عرضه و تقاضای ارز مورد بررسی قرار می گیرد و اساس پیش بینی بر مبنای وقایع و رخدادهای واقعی پایه گذاری شده است.

4- Disconnect Puzzle

www.SID.ir

Archive of SID

هستند. ویژگی اصلی این مدل‌ها آن است که در آن قیمت دارایی با شتاب به سمت بالا حرکت می‌کند که از آن به صعود افسارگسیخته یا تشکیل حباب تعبیر می‌شود که این حرکت با رفتاری معکوس در جهت عکس و با شتاب در ادامه دنبال می‌شود که از آن به سقوط ناگهانی یا فروپاشی[1] حباب تعبیر می‌شود.

انحراف نرخ ارز از مقادیر بنیادین آن که اغلب به حباب‌های عقلایی[2] نسبت داده شده، ممکن است در نتیجه حمله سفته‌بازی به ارزش ارزی آن کشور به وقوع پیوندد که با مسیر انفجاری[3] (بحران ارزی) آغاز می‌شود و منجر به فاصله نرخ ارز از سطوح تعادلی بنیادین و کاهش شدید ارزش آن پول شده یا مقامات را مجبور به دفاع از ارزش پول از طریق فروش ذخایر یا افزایش نرخ بهره داخلی می‌کند. کروگمن[4] در مطالعه خود استدلال می‌کند که بحران تراز پرداخت‌ها (ارزی) در بیشتر موارد پیامد طبیعی رفتار عقلایی و حداکثرکننده سود سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران در بازار ارز و به شدت متاثر از انتظارات آنان است، زیرا این گروه با تغییر در انتظارات خود ترکیب سبد دارایی خود را تغییر داده و سهم پول داخلی را به علت افزایش بازدهی انتظاری نگهداری ارزهای خارجی و ایجاد سود سرمایه‌گذاری و جذاب شدن نگهداری ارز در سبد دارایی خود کاهش و ارز خارجی را جایگزین آن می‌کنند، اما بحران سقوط ارزش پول ملی از چند جهت اثرات مخربی بر اقتصاد ایران بر جای گذاشته است که عبارتند از: فشار مستقیم بر مصرف‌کننده به خاطر افزایش تورم وارداتی، فشار بر تولیدکننده به دلیل افزایش هزینه واردات مواد اولیه، واسطه‌ای و ماشین‌آلات، فشار بر اقتصاد به دلیل سرعت بسیار بالای وقوع و گسترش بحران‌های پولی و عدم امکان تعدیل و تطبیق تولید، مصرف و صادرات و استفاده از مزیت کاهش قیمت کالاهای صادراتی و افزایش رقابت‌پذیری در سطح جهانی بلافاصله بعد از بحران، فشار بر ذخایر ارزی بانک مرکزی به عنوان بزرگ‌ترین تامین‌کننده ارز موردنیاز بخش‌های مختلف اقتصادی و تخلیه ذخایر ارزی کشور، فشار بر بانک مرکزی به دلیل فعالیت‌های سفته‌بازانه در بازار ارز و به وجود آمدن تقاضا با کشش نامحدود از طرف

1- Collapsing

۲- حباب‌های عقلایی بر مبنای انتظارات عقلائی زمانی ایجاد می‌شوند که تصمیمات جاری بازیگران هم به قیمت جاری بازار و هم به انتظارات آنها از قیمت های آتی بستگی داشته باشد (آبسفلد و راگاف، ۱۹۹۷).

3- Explosive

4- Krugman

www.SID.ir

Archive of SID

کارگزاران اقتصادی برای ارز به عنوان یک دارایی در پورتفوی خانوار و در نتیجه عدم امکان تامین تقاضا و الزام اقدام بانک مرکزی به چندنرخی کردن ارز، ایجاد رانت برای بخش‌هایی از اقتصاد به علت دسترسی بر ارزی پایین‌تر از نرخ آزاد، مختل شدن کارکرد بازار سایر دارایی‌ها در کشور و اجبار بانک مرکزی به افزایش نرخ بهره برای مقابله با حمله سوداگرانه و فشار وارد بر سرمایه‌گذاری داخلی به علت افزایش در نرخ بهره است.

با توجه به آثار سوء وقوع بحران‌های ارزی (تشکیل حباب‌ها) در اقتصاد ایران، این مقاله به دنبال شناسایی امکان وقوع حباب‌های سفته‌بازی عقلایی و تعیین دقیق زمان تشکیل و فروپاشی حباب‌های عقلایی که به صورت دوره‌ای دچار فروپاشی می‌شوند و عوامل موثر در ایجاد حباب‌های عقلایی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال است. بنابراین، با توجه به اعمال تحریم‌های نفتی و بانکی همه‌جانبه در دهه اخیر در این مقاله[1] به بررسی وجود حباب‌های سفته‌بازی عقلایی[2] و علت تشکیل این نوع حباب[3] و تاریخ دقیق تشکیل و فروپاشی این حباب‌ها در بازه زمانی اسفند ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۷ که سه حالت اوج‌های قابل توجه و ناگهانی، فروپاشی و ثبات نسبی نسبت به دو حالت مقابل، در نرخ غیررسمی ارز ایران مشاهده

۱- در بازه زمانی مرداد ۹۲ تا اردیبهشت ۹۵، حباب های منفی نفتی و بدهی‌های انباشته دولت در قالب بدهی‌های بانک هایی همچون بانک مسکن که وظیفه آن تأمین هزینه های عمرانی ساخت مسکن مهر است، بروز کرده است که در نهایت بانک ها به استقراض از بانک مرکزی روی آورده و این فرایند افزایش پایهٔ پولی، نقدینگی و افزایش نرخ ارز و تشکیل حباب ذاتی مثبت در نرخ غیر رسمی ارز را به دنبال داشته است. حباب ذاتی، حبابی است که از تغییرات عوامل بنیادین قیمت دارایی شکل می گیرد و انتظارات از قیمت های آتی در تعیین قیمت دارایی در این دوره موثر نیست.

۲- حباب‌های منفی نفتی با تاثیرگذاری محدودتر بر درآمدهای ارزی وکاهش کمتر عرضه ارز، قادر به ایجاد چنین انتظاراتی نسبت به افزایش های آتی نرخ ارز و ایجاد حباب سفته بازی در نرخ ارز نیستند. همچنین با افزایش بدهی دولت و بانک های تجاری به بانک مرکزی و افزایش حجم پول، فشار بر بازار ارز در جهت افزایش این نرخ است. چون بدهی دولت به بانک مرکزی همیشه در حال افزایش بوده و بر نرخ ارز بنیادین موثر است، بنابراین، نمی‌تواند توجیهی برای آغاز حباب سفته بازی در بازار ارز باشد. براساس نظریه اقتصاد رفتاری و مطالعه رفتار بازیگران بازار ارز، افزایش در کسری بودجه و بدهی های انباشته دولت نمی تواند رفتار سفته بازی را تحریک کند.

۳- به علت بودجه عدم تأمین زودهنگام کسری بودجه به علت بدهی‌های معوقه دولت و تأمین با وقفه آن با انتشار اوراق مشارکت و تأمین آن توسط بانک های تجاری بدون امکان استقراض از بانک مرکزی، حباب‌های منفی نفتی بدهی‌های دولت و کسری بودجه پایدار است و کاهش در قیمت‌های نفت و کسری بودجه منجر به ایجاد حباب‌های ذاتی مثبت در بازار ارز می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود، می‌پردازیم. همچنین با توجه به مداخله بانک مرکزی در برخی از مقاطع بازه زمانی با هدف کاهش فشار بازار ارز و تثبیت آن، با طراحی الگویی جدید، الگوی وابسته به حالت[1] تغییر رژیم سه رژیمی بروکس[2] و کاتساریس[3] (۲۰۰۵) را به گونه‌ای تغییر می‌دهیم که در آن بازه ناخالص شاخص تحریم‌های اعمال شده در حوزه نفتی و بانکی و بازه ناخالص ذخایر ارزی بانک مرکزی[4] در معادلات حالت و فاصله بازدهی ناخالص نرخ ارز از میانگین آن و بازه ناخالص شاخص تحریم به عنوان شاخص‌های هشداردهی زودهنگام[5] در احتمالات انتقال الگوی تغییر رژیم مارکف لحاظ شوند.

با توجه به اهداف فوق، مقاله حاضر در بخش دوم به مرور مبانی نظری حباب‌های عقلایی و شناسایی آن‌ها با مدل‌های مبتنی بر تغییر رژیم می‌پردازد. در بخش سوم، مروری بر ادبیات شناسایی حباب‌های عقلایی با روش‌های مستقیم و غیرمستقیم انجام می‌گیرد. در بخش چهارم، الگوی تغییر رژیمی نوینی برای تشخیص حباب‌های سفته‌بازی عقلایی نرخ غیررسمی ارز و منطبق بر ساختار اقتصاد ایران معرفی خواهد شد. در بخش پنجم، روش‌شناسی تحقیق و داده‌های تحقیق معرفی می‌شوند. در بخش ششم که بخش نتایج است در ابتدا به برآورد نرخ غیررسمی ارز بنیادین با بهره‌گیری از رویکرد نرخ ارز تعادلی رفتاری[6] پرداخته می‌شود که روش برآوردی نرخ غیررسمی ارز بنیادین، روش تصحیح خطای برداری و رابطه هم‌انباشتگی مدل تصحیح خطا است. در ادامه با استفاده از روش تغییر رژیم مارکف با احتمال‌های متغیر در طول زمان[7] به بررسی وجود و زمان وقوع حباب‌های سفته‌بازی عقلایی که به صورت دوره‌ای دچار فروپاشی می‌شوند در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال می‌پردازیم و درنهایت با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی نسبت به مدل‌های رقیب آشیانه‌ای[8]، استحکام الگوی طراحی شده تغییر رژیم مارکف مورد بررسی قرار می‌گیرد.

1- State Dependent
2- Brooks
3- Katsaris
۴- خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی بیانگر توان مداخله بانک در ورود مستقیم در بازار با خرید و فروش ارز است.
5- Early Warning System
6- The Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER)
7- Time Varying Transition Probabilities(TVTP)
8- Nested Models

www.SID.ir

Archive of SID

۲- مدل و مبانی نظری

حباب عقلایی ممکن است زمانی روی دهد که قیمت دارایی تحت تاثیر انتظارات از قیمت آینده دارایی قرار گیرد. منظور از این انتظارات، آن انتظاراتی از حرکت آتی قیمت هستند که موجب می‌شوند قیمت دارایی از عوامل بنیادین تعیین‌کننده آن به صورت دائمی و یا موقت فاصله بگیرد. در یک مدل قیمت‌گذاری دارایی ساده با این فرض که افرادی که سرمایه‌گذاری می‌کنند، ریسک خنثی بوده و انتظارات عقلایی داشته و نرخ تنزیل ثابت و بازی در تعادل باشد، قیمت دارایی با وجود حباب عقلایی طبق رابطه (۱) محاسبه می‌شود.

$$e_t = (1+R)^{-1}E_t(e_{t+1}|I_t) + f(X_t) \qquad (۱)$$

که در این رابطه R، نرخ بازدهی موردانتظار تعادلی[۱]، e_t قیمت دارایی، $E(0)$ انتظارات ریاضی شرطی، I_t، مجموعه اطلاعاتی و $f(X_t)$ برداری از عوامل بنیادین است. با حل معادله (۱) به سمت جلو خواهیم داشت:

$$e_t = \left[\sum_{j=0}^{T}(1+R)^{-j}\,E_t\left(f(X_{t+j})\right)\right] + (1+R)^{-(T+1)}E_t(e_{T+1}) \qquad (۲)$$

راه‌حل کلی معادله (۲) شامل دو بخش است؛ بخش اول راه‌حل بنیادین، e_t^f است که دارای مفهوم اقتصادی بوده و با اعمال شرایط تراگردی مناسب به‌دست می‌آید (رابطه (۳) و (۴)).

$$\lim_{T\to\infty}(1+R)^{-(T+1)}E_t(e_{T+1}) = 0 \qquad (۳)$$

$$e_t^f = \sum_{j=0}^{T}(1+R)^{-j}\,E_t\left(f(X_{t+j})\right) \qquad (۴)$$

۱- نرخ بازدهی مورد انتظار تعادلی همان نرخ تنزیل می باشد. نرخ تنزیل، فرصت سرمایه گذاری است که با آن سودهای آینده تنزیل خواهد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

از آن جهت که قیمت دارایی در معادله (۴) تنها تابعی از رفتار جاری و انتظاری عوامل بنیادین مؤثر در تعیین قیمت دارایی است، معادله (۴) جواب بنیادین است، اما این تنها جواب معادله (۱) نبوده و هر چیدمانی از قیمت‌های دارایی که بتواند در رابطه (۱) صدق کند و شرط تراگردی را برآورده نسازد، جواب‌های معادله (۱) خواهد بود.

$$e_t \neq e_t^f \implies e_t = B_t + e_t^f \qquad (۵)$$

بنابراین، راه‌حل کلی معادله (۱) برابر با معادله (۵) است که در آن بخش دوم، جزء حباب، B_t است که ضرورتاً مجموعه‌ای از انتظارات خودمحقق‌شونده و ناپایدار است که شرایط تعادل بلندمدت در آن برقرار نیست (بلانچارد[1] و کان[2]، ۱۹۸۰). با توجه به رابطه (۱) و (۵)، رابطه (۶) را خواهیم داشت.

$$B_t = (1 + R)^{-1} E_t(B_{t+1}) \qquad (۶)$$

بخش حباب این راه‌حل معمولاً با تحمیل شرایط تراگردی که مانع انحراف انفجاری از مسیر بنیادین می‌شود از بین می‌رود. اگر شرایط تراگردی اعمال نشود، جزء حباب ممکن است به راه‌حل انفجاری منجر شود. به‌ویژه، هنگامی که زمان به بی‌نهایت میل می‌کند، B نیز به بی‌نهایت میل می‌کند (رابطه (۷)).

$$B_{t+1} = (1 + R)^{(t+1)} B_0 \qquad (۷)$$

بنابراین، اگر B_0، غیرصفر باشد، این عبارت به صورت پیوسته افزایش یا کاهش می‌یابد و x از راه‌حل بنیادین آن فاصله می‌گیرد. این نوع حباب، حباب معین است که تا بی‌نهایت رشد می‌کند. وجود حباب معین موجب خواهد شد که ریشه انفجاری در سری زمانی نرخ ارز شکل بگیرد و بنابراین، نرخ ارز و عامل بنیادین انباشته نبوده و توسط عامل

1- Blanchard
2- Kahn

www.SID.ir

Archive of SID

غیرایستای حباب از هم فاصله گیرند[۱]. اما چنین حباب‌های معینی، غیرمحتمل هستند زیرا نوعاً حباب‌ها پدیده‌های موقتی هستند که در نهایت دچار فروپاشی می‌شوند. از جمله حباب‌هایی که در بازار دارایی (سهام، ارز و طلا) به کرات به وقوع می‌پیوندند آن‌هایی هستند که به صورت دوره‌ای یا تصادفی دچار فروپاشی می‌شوند و یا آنکه پس از دوره‌ای تجدید حیات می‌یابند. اگر معادله تفاضل برای B_t، یک معادله تصادفی باشد، آنگاه در هر نقطه‌ای از زمان این احتمال وجود دارد که حباب دچار فروپاشی شود.

بلانچارد و واتسون[۲] (۱۹۸۲) در تحقیقی بسیار برجسته، ثابت می‌کنند که حباب‌ها قادر به توضیح رفتارهایی در قیمت دارایی هستند که توسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی که عوامل بنیادین را در تعیین قیمت موثر می‌دانند، قابل توضیح نبوده است. بنابراین، آن‌ها دو نوع حباب را تعریف می‌کنند: ۱- حباب‌های معین و ۲- حباب‌های تصادفی؛ در حالت اول، حباب‌ها به صورت نمایی رشد می‌کنند که به معنای عدم امکان حباب‌های منفی و وجود قیمت‌های منفی در آینده است. در حالت دوم، زمانی که حباب شکل می‌گیرد با احتمال π به رشد خود ادامه می‌دهد و با احتمال $1-\pi$ دچار فروپاشی می‌شود.

۱-۲- مدل بلانچارد و واتسون

در مدل حباب سفته بازی که توسط بلانچارد (۱۹۷۹) و بلانچارد و واتسون (۱۹۸۲) ارائه شد در هر دوره جزء، حباب ممکن است باقی بماند و به رشد خود ادامه دهد (حالت (s)) و یا حباب دچار فروپاشی کامل شود (حالت (c)). احتمال آنکه بازده در رژیم زنده ماندن حباب باشد، ثابت است، $P(S_{t+1}=s|S_t=s)=q$ و احتمال آنکه بازده در رژیم فروپاشی حباب باشد، $P(S_{t+1}=c|\ S_t=c)=1-q$ است. B، اندازه مطلق حباب و R نرخ بهره بدون ریسک را نشان می‌دهد. زمانی که حباب می‌ترکد، ناپدید شده و قیمت‌های دارایی مجدد به مقادیر بنیادین بازمی‌گردند. اگر حباب باقی بماند سرمایه‌گذاران لازم است به خاطر ریسک مازادی که تجربه می‌کنند پاداش بیشتری را دریافت کنند. فرآیند تعادلی که حباب موردانتظار را در زمان $t+1$ تولید می‌کند به صورت رابطه (۸) است.

۱- در چنین مواردی آزمون های هم انباشتگی به عنوان آزمونی برای رد وجود حباب پیشنهاد شده‌اند.

2- Watson

www.SID.ir

Archive of SID

$$E_t(B_{t+1}|C) = 0 \qquad (۸)$$
$$E_t(B_{t+1}) = (1-q)E_t(B_{t+1}|C) + qE_t(B_{t+1}|S)$$
$$E_t(B_{t+1}|S) = \frac{B_t * (1+R)}{q}$$

این مدل بعدها توسط ون نوردن[1] و شالر[2] (۱۹۹۳) گسترش یافت تا اندازه فروپاشی‌ها و احتمالات آن‌ها را به صورت تابعی از اندازه حباب در نظر بگیرد. چالش‌های مدل بلانچارد و واتسون آن است که حباب هرگز نمی‌تواند دوباره رشد کند و اینکه وجود تنها یک حباب در کل دوره پوشش داده شده با احتمال فروپاشی ثابت در طول زمان موجود است.

۲-۲- مدل ون نوردن و شالر

شالر و ون نوردن (۲۰۰۲)، مدلی را برای حباب‌های سفته‌بازی به صورت دوره‌ای فروپاشنده توسعه دادند که امکان حباب‌های مثبت و منفی و احتمالات فروپاشی متغیر در طول زمان را ایجاد می‌کرد. نقطه قوت دیگر مدل آن‌ها کاهش احتمال بودن در رژیم زنده ماندن (s) با افزایش اندازه حباب است. $q(b_t)$ ، احتمال بودن در حالت زنده ماندن حباب و
$1\text{-}q(b_t)$ احتمال بودن در حالت فروپاشی حباب است.
احتمال بودن در رژیم زنده ماندن (s) به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود.

$$P(S_{t+1} = s|S_t = s) = q(B_t) \quad . \quad \frac{d}{d|B_t|}q(B_t) < 0 \qquad (۹)$$

که در آن با افزایش اندازه قدر مطلق حباب، احتمال بودن در رژیم زنده ماندن کاهش می‌یابد. رابطه (۱۰) با تابع احتمال پروبیت برای تضمین آن که احتمال q در بازه مورد نظر است، پیشنهاد شده است.

$$q(B_t) = \Omega\left(B_{q0} + B_{qb} \mid B_t \mid\right) \qquad (۱۰)$$

1- Van Norden
2- Schaller

www.SID.ir

Archive of SID

ارزش مورد انتظار حباب در حالت فروپاشی (C) تابعی از اندازه حباب است که امکان فروپاشی جزئی در آن وجود دارد به طوری که مدل را می‌توان به منظور اهداف تضمینی به صورت رابطه (۱۱) خطی کرد.

$$E_t(B_{t+1}|s_t = C) = u(B_t) \qquad u(0) = 0 \quad , \quad 0 \le u' \le 1 \qquad (۱۱)$$

ارزش موردانتظار حباب در حالت زنده ماندن برابر است با رابطه (۱۲):

$$E_t(B_{t+1}|s_t = S) = \frac{B_t(1+R)}{q(B_t)}\left(\frac{1-q(B_t)}{q(B_t)}u(B_t)\right) \qquad (۱۲)$$

علاوه بر جایگزینی q مدل بلانچارد و واتسون با $q(B_t)$، ارزش مورد انتظار حباب در حالت s هم‌اکنون به اندازه عامل $(1 - q(B_t))u(B_t)$ که برابر با ارزش حال مورد انتظار حباب در زمان T+1 در حالت C است و منعکس‌کننده ارزش مورد انتظار بالاتر آن در حالت c است، کاهش می‌یابد. در رژیم زنده ماندن، زمانی که حباب رشد می‌کند و احتمال فروپاشی افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران برای ریسک خود به جبران بزرگ‌تری نیاز دارند.

تمامی نمادهای این مدل مشابه مدل بلانچارد و واتسون است که از ذکر مجدد آن‌ها اجتناب می‌شود.

با توجه به آنکه تفاوت ارزش نرخ ارز در دوره آتی از ارزش انتظاری آن (تغییرات ناخواسته در لگاریتم نرخ ارز که برابر با تفاضل نرخ ارز در دوره آتی و انتظار از آن در این دوره است) برابر با یک جز خطا است که ناشی از انحراف نرخ ارز از مقدار بنیادین برآورد شده است. اگر حباب نرخ ارز در دوره آتی قابل پیش‌بینی باشد و چنانچه انتظار از حباب دوره آتی برابر با مقدار تحقق یافته آن نشود این انحراف برابر با جز خطا به علاوه تفاضل مقدار حباب در دوره آتی از انتظار مقدار حباب در این دوره است. بنابراین، این مفهوم به شکل رابطه (۱۳) تصریح می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

$$e_{t+1} - E_t(e_{t+1}) = R_{t+1} = \varepsilon^*_{t+1} + \left[B_{t+1} - \frac{B_t}{a}\right] \qquad (۱۳)$$

که در آن ε^*_{t+1} تغییرات در نرخ ارز بنیادین است. اگر حباب در زمان $t+1$ فرو بپاشد در حالت c قرار داریم (رابطه (۱۴):

$$E_t(B_{t+1}|c) = u(B_t) \quad \text{و} \quad (B_{t+1}|c) = E_t(B_{t+1}|c) + \varepsilon^c_{t+1} \qquad (۱۴)$$

که در آن انتظار از اندازه مطلق حباب در زمان $t+1$، تابعی از اندازه حباب در زمان t است.

ارزش موردانتظار حباب در دوره $t+1$ برابر با مجموع وزنی انتظار از اندازه حباب در دو حالت ممکن خود که زنده ماندن و فروپاشی است، می باشد

$$E_t(B_{t+1}) = qE_t(B_{t+1}|s) + (1-q)E_t(B_{t+1}|c)$$

بنابراین در مدل شالر و ون نوردن، بازده ناخالص سهام در رژیم فروپاشی و زنده ماندن به صورت رابطه (۱۵) است.

$$(re_{t+1}|s_t = C) = \varepsilon^*_{t+1} + u(B_t) + \varepsilon^C_{t+1} - \frac{B_t}{(1+R)^{-1}} \qquad (۱۵)$$

$$(re_{t+1}|s_t = S) = \frac{1-q(B_t)}{(1+R)^{-1}q(B_t)} * [B_t - (1+R)^{-1}u(B_t)] + \varepsilon^*_{t+1} + \varepsilon^S_{t+1}$$

با خطی‌سازی رابطه (۱۵) و احتمال زنده ماندن نسبت به اندازه مطلق حباب، ارزش انتظاری بازده ناخالص نرخ ارز در رژیم زنده ماندن و فروپاشی و احتمال زنده ماندن و فروپاشی تابعی از مقداری ثابت و اندازه مطلق حباب خواهد شد که در آن $\Phi(x)$ تابع لاجیت است که تابعی صعودی نسبت به x است. محدودیت‌های ذکر شده برای وجود حباب تصادفی بر ضرایب β_{CB} و β_{SB} اعمال می‌شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

$$E(re_{t+1}|s_t = S) = \beta_{S0} + \beta_{SB}B_t \quad , \quad E(re_{t+1}|s_t = C) = \beta_{C0} + \beta_{CB}B_t \qquad (۱۶)$$

$$Pr(S_{t+1} = S) = \Phi(\beta_{q0} + \beta_{qB}B_t) \quad , \quad Pr(S_{t+1} = C) = 1 - Pr(S_{t+1} = S)$$

$$\beta_{SB} > 0 \quad , \quad \beta_{CB} < 0 \quad , \quad \Phi(x) \equiv (1 + e^{x})^{-1}$$

یکی از ویژگی‌های رگرسیون تغییر رژیم، آن است که چنین مدل‌هایی تنها با یک نامگذاری مجدد خاص از پارامترها که اثر تعویض نام‌های رژیم‌های s و c را دارند، شناسایی می‌شوند. در این حالت این برابری دلالت بر این دارد که:

$$llf(\beta_{S0}.\beta_{SB}.\beta_{C0}.\beta_{CB}.\beta_{q0}.\beta_{qB1}.\beta_{qB2}.\sigma_S.\sigma_C) = llf(\beta_{C0}.\beta_{CB}.\beta_{S0}.\beta_{SB}.-\beta_{q0}.-\beta_{qB1}.-\beta_{qB2}.\sigma_S.\sigma_C)$$

مدل ون نوردن و شالر در حالتی که شرایط روبه‌رو برقرار باشد به مدل رژیم نوسانات تبدیل می‌شود (رابطه (۱۷)).

$$\beta_{SB} = \beta_{CB} = \beta_{qB} = 0 \qquad (۱۷)$$
$$Pr(S_{t+1} = S) = \Phi(\beta_{q0})$$

همچنین این مدل در حالتی که شرایط روبه‌رو برقرار باشد به مدل خطی تبدیل می‌شود (رابطه (۱۸)).

$$re_{t+1} = \beta_0 + \beta_B B_t + e_{t+1} \qquad (۱۸)$$
$$\beta_{S0} = \beta_{C0} \quad , \quad \beta_{SB} = \beta_{CB} \quad , \quad \beta_{qB} = 0$$

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۲- مدل تعمیم‌یافته نسبت به حجم بروکس و کاتساریس

بروکس و کاتساریس (۲۰۰۵) اشاره می‌کنند که سرمایه‌گذاران می‌توانند افزایش در حجم معامله شده را به عنوان نشانه‌ای از اینکه سایر سرمایه‌گذاران در تلاش هستند تا دارایی حبابی خود را برای جلوگیری از زیان فروپاشی حباب بفروشند مورد توجه قرار دهند که این فرآیند درنهایت منجر به فروپاشی حباب خواهد شد. در واقع افزایش در حجم معاملات، علامتی است که نشان می‌دهد تغییر از رژیم زنده ماندن به رژیم فروپاشی قریب‌الوقوع است به طوری که احتمال بودن در رژیم فروپاشی افزایش می‌یابد. همچنین سرمایه‌گذاران به این علت که افزایش حجم معادلات روندی پر ریسک است، درخواست جبران بیش‌تر و بازدهی بالاتری در رژیم زنده ماندن می‌کنند. بنابراین، بروکس و کاتساریس[۱] (۲۰۰۵) با در نظرگرفتن عبارت حجم غیرنرمال در معادلات بازده‌های ناخالص رژیم زنده ماندن و فروپاشی و در تابع احتمال این مدل را گسترش دادند. الگوی تغییر رژیم آن‌ها دارای سه حالت آرام[۲] انفجاری و فروپاشی[۳] است و طبق مدل انتظار می‌رود که در رژیم آرام در زمان $t+1$ حباب با نرخ میانگین ثابت (نرخ بهره بدون ریسک)، $1+R$، رشد کند. در این رژیم، حباب فرونمی‌پاشد و بنابراین سرمایه‌گذاران انتظارات در مورد انحرافات بزرگ در قیمت دارایی را ندارند. احتمال بودن در رژیم آرام با $\eta(b_t.\, s_t^{f.a})$ که وابسته به اندازه نسبی حباب و انحراف قیمت دارایی از میانگین شش ماهه بنیادین آن است، نمایش داده می‌شود. احتمال بودن در رژیم‌های غیرآرام برابر با $1-\eta_t$ است که در حالت غیرآرام، دو رژیم پایه انفجاری و فروپاشنده به ترتیب با احتمال‌های q_t و $1-q_t$ به وقوع می‌پیوندد. رژیم انفجاری به‌عنوان تابعی از اندازه نسبی حباب $b_t = {B_t}/{p_t}$ و حجم معاملات غیر نرمال v_t، تصریح می‌شود. اگر رژیم فروپاشنده در زمان $t+1$ اتفاق بیفتد، رابطه $u(b_t)p_t$ بیانگر ارزش انتظاری حباب در زمان در زمان $t+1$ است به طوری که ارزش مورد انتظار حباب به ترتیب در حالت‌های آرام، انفجاری و فروپاشی برابر است با (رابطه (۱۹)):

(۱۹)

۱- این مدل از این پس بی– کی نامیده می‌شود.

2- Dormant
3- Collapsing

www.SID.ir

Archive of SID

$$E_t(B_{t+1}) = \begin{cases} (1+R)B_t & \text{با احتمال} \quad \eta(b_t . s_t^{f.a}) \\ \dfrac{(1+R)B_t}{q(b_t . v_t)} - \dfrac{(1-q(b_t . v_t))}{q(b_t . v_t)}\, u(b_t)p_t & \text{با احتمال} \quad (1-\eta(b_t . s_t^{f.a}))\, q(b_t . v_t) \\ u(b_t)p_t & \text{با احتمال} \quad (1-q(b_t . v_t))(1-\eta(b_t . s_t^{f.a})) \end{cases}$$

اندازه مورد انتظار حباب تحت رژیم انفجاری تابعی کاهشی از احتمال بودن در رژیم انفجاری است؛ یعنی هر چه احتمال بودن در رژیم انفجاری بیشتر باشد، اندازه انتظاری نسبی حباب در دوره بعد کوچک‌تر می‌شود. احتمال بودن در رژیم‌های آرام و انفجاری به صورت منفی با اندازه حباب مرتبط هستند. زمانی که اندازه حباب به رشد خود در رژیم آرام ادامه می‌دهد، احتمال ورود به رژیم انفجاری افزایش یافته و η_t کوچک‌تر است و زمانی که اندازه حباب به رشد خود در رژیم انفجاری ادامه می‌دهد، احتمال فروپاشی حباب افزایش یافته و q_tکوچک‌تر است. متغیرهای موثر شرطی در تخمین احتمالات انتقال برای رژیم آرام، $S_t^{r_a . \bar{r}_a}$ ، فاصله میان بازده واقعی دارایی و متوسط بازده شش ماهه گذشته مقدار بنیادین دارایی و b_t ، اندازه نسبی حباب است. $S_t^{r_a . \bar{r}_a}$ ، بزرگ‌تر (کوچک‌تر) معادل احتمال کوچک‌تر (بزرگ‌تر) باقی ماندن در رژیم آرام است. این در حالی است که متغیرهای موثر شرطی در تخمین احتمالات انتقال برای رژیم انفجاری b_t، اندازه نسبی حباب و v_t مقدار حجم معاملات غیر نرمال هستند. v_t بزرگ‌تر احتمال بودن در رژیم انفجاری و انتقال به رژیم فروپاشی یا آرام را افزایش می‌دهد.

با فرض آنکه سودها از یک فرآیند گام تصادفی هندسی همراه با جمله رانش[1] پیروی می‌کنند، می‌توان نشان داد که بازده ناخالص موردانتظار در زمان t+1 که در آن حالت‌های D، S c به ترتیب برابر با رژیم‌های آرام، انفجاری و فروپاشی است، چنین است (رابطه ۲۰):

$$E_t\left(r_{t+1} \mid s_t = D\right) = (1+R) \qquad (۲۰)$$

$$E_t\left(r_{t+1} \mid s_t = S\right) = \left[(1+R)(1-b_t) + \frac{(1+R)b_t}{q(b_t . v_t)} - \frac{(1-q(b_t . v_t))}{q(b_t . v_t)}\, U(b_t)\right]$$

1- Drift

www.SID.ir

Archive of SID

$$E_t(r_{t+1} \mid s_t = c) = [(1+R)(1-b_t) + u(b_t)]$$

معادلات بازده مورد انتظار به شدت غیرخطی توسط بسط مرتبه اول تیلور حول نقطه دلخواه v_0، b_0 خطی شده‌اند و مدل رگرسیون تغییر رژیم خطی قابل تخمین بروکس و کاتساریس چنین است (رابطه (۲۱)):

$$r_{D.t+1} = B_{Do} + \varepsilon_{D.t+1} \qquad (۲۱)$$

$$r_{s.t+1} = B_{s0} + B_{s.b}b_t + B_{s.v}V_t + \varepsilon_{s.t+1}$$
$$r_{c.t+1} = B_{C0} + B_{c.b}b_t + \varepsilon_{c.t+1}$$
$$P\left(r_{t+1} \mid S_t = S\right) = q(b_t . v_t)(1 - \eta(b_t . s_t^{f.a})) = \Omega(B_{q0} + B_{qb}\,|b_t| + B_{qv}V_t)$$
$$P\left(r_{t+1} \mid s_t = D\right) = n\left(b_t . s_t^{f.a}\right) = \Omega(B_{no} + B_{nb}\,|b_t| + B_{ns}s_t^{f.a})$$

که در آن Ω تابع چگالی نرمال تجمعی است. برقراری قیود ذیل تضمین‌کننده صحت الگوی تغییر رژیم طراحی شده توسط بروکس و کاتساریس برای بروجود حباب‌های عقلایی در بازار سهام است.

$$\beta_{c.B} < 0 .\ \beta_{S.B} > \beta_{C.B} .\ \beta_{S.V} > 0 .\ \beta_{q.B} < o .\ \beta_{q.V} < 0 .\ \beta_{n.B} < 0 .\ \beta_{n.S} < 0$$

۳- ادبیات موضوع

یکی از اصلی‌ترین مباحث در حوزه حباب قیمت دارایی از جمله ارز، مدل‌سازی رفتار نرخ ارز و روش تعیین زمان وقوع دوره‌های حباب است. مطالعاتی که درخصوص حباب‌های سفته‌بازی عقلایی در بازارهای مالی مختلف انجام پذیرفته، مباحث بحث برانگیزی را ایجاد کرده است که عمده آن بر بحث روش‌شناسی تمرکز دارد. دو شاخه از ادبیات برای کشف حضور حباب‌های سفته‌بازی به صورت تجربی وجود دارد؛ یکی روش مستقیم و دیگری

www.SID.ir

Archive of SID

روش غیرمستقیم. روش غیرمستقیم در ابتدا توسط شیلر[1] (۱۹۸۱) ارائه شد و توسط فیلیپس[2] و همکاران (۲۰۱۱) و فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) مجدد مورد استفاده قرار گرفت. در این روش حباب‌ها از طریق خصوصیات سری زمانی قیمت‌ها و سود با بررسی وجود ریشه‌های خودهمبسته انفجاری[3] و اثبات عدم وجود رابطه هم انباشتگی بین قیمت‌ها و سود مشخص می‌شوند. این در حالی است که در ادبیات تجربی کلاسیک، سه رویکرد متفاوت برای بررسی غیرمستقیم حباب‌های سفته‌بازی وجود دارد؛ روش اول آزمون کرانه واریانس است که به آزمون نوسان نیز شهرت دارد. این روش در ابتدا توسط شیلر برای مطالعه نوسانات اوراق قرضه بلندمدت ارائه شد و سپس توسط دیبا[4] و گروسمن[5] (۱۹۸۸) توسعه داده شد. مشکل انکارناپذیر این نوع از آزمون‌های حباب آن است که اثرات حباب در قیمت دارایی قابل تشخیص از اثرات عوامل بنیادین دارایی نیست و به بیان فلاد[6] و هودریک[7] (۱۹۹۰)، خطای تصریح در عوامل بنیادین منجر به تشخیص نادرست حباب می‌شود. روش اقتصادسنجی دوم بر مبنای آزمون هاسمن[8] (۱۹۷۸) است و به آزمون تصریح هاسمن شهرت دارد. مشکل عمده به کارگیری این روش در وابستگی شدید به مدل انتخابی تعیین قیمت دارایی است. سومین روش بررسی حباب‌های سفته‌بازی عقلایی که از متداول‌ترین روش‌های تشخیص حباب است براساس آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی بنا شده است.

دیبا و گروسمن (۱۹۸۸) و همیلتون[9] و وایتمن[10] (۱۹۸۵) استفاده از آزمون‌های ایستایی و هم‌انباشتگی را به منظور آزمون عدم وجود حباب‌های سفته‌بازی عقلائی توصیه کردند. همانطور که مک دونالد[11] (۱۹۹۸) اشاره می‌کند، این روش شامل آزمون احتمال هم‌انباشتگی بین قیمت دارایی و عوامل بنیادین است، اما این نوع از آزمون‌ها در تشخیص حباب‌هایی که به صورت دوره ایی دچار فروپاشی می‌شوند با مشکل مواجه هستند.

1- Shiller
2- Phillips
3- Explosive Autoregressive roots
4- Diba
5- Grossman
6- Flood
7- Hodrick
8- Hausman
9- Hamilton
10- Whiteman
11- MacDonald

www.SID.ir

Archive of SID

اوانز[۱] (۱۹۹۱) اولین کسی بود که به این مشکل در تشخیص حباب اشاره کرد. شبیه‌سازی های مونت کارلو که توسط اوانز (۱۹۹۱) گزارش شد، نشان داد که آزمون های استاندارد ریشه واحد و هم‌انباشتگی معمولا حضور حباب ها را حتی زمانی که چنین حباب‌هایی عامدانه ایجاد شده‌اند، رد می کند. یافته‌های اوانز درخصوص بازار سهام بود، اما می‌توان آن را به تغییرات نرخ ارز نیز تعمیم داد.

سارنو[۲] و تیلور[۳] (۲۰۰۲) تاکید می کنند که مفهوم حباب‌هایی که به صورت دوره ایی دچار فروپاشی می‌شوند در تحلیل رفتار نرخ ارز با اهمیت است؛ زیرا این حباب‌ها در مدت زمان محدودی دچار فروپاشی می‌شوند. همچنین اوانز (۱۹۹۱) نشان داد که آزمون‌های ریشه واحد زمانی که چند تغییر رژیم در نمونه وجود دارد، عدم وجود حباب را نشان می‌دهد.

برخی از مطالعاتی که با روش غیرمستقیم به بررسی وجود حباب در نرخ ارز در داخل و خارج پرداخته‌اند چنین هستند: در بخش مطالعات خارجی، کارمزا[۴] (۱۹۹۶) با استفاده از مدل ارزش فعلی و بهره‌گیری از مدل مبتنی بر شبیه‌سازی، رایتز[۵] و وسترهوف[۶] (۲۰۰۳) با ارائه مدلی مبتنی بر شبیه‌سازی، چان[۷] و همکاران (۲۰۰۳) با ارائه مدلی مبتنی بر متغیرهای ابزاری و ساختار ARIMA، مالدونادو[۸] و همکاران (۲۰۱۲) با ارائه تصریحی غیرخطی از اندازه حباب و مشخص‌سازی درون‌زای سطح مقادیر بنیادین در فرآیندهای تصادفی و هو[۹] و اوکسلی[۱۰] (۲۰۱۷) با روش GSADF[۱۱]معرفی شده توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی وجود حباب در بازار ارز پرداخت اند. در مطالعات صورت گرفته بیشتر وجود حباب نرخ ارز در کشورهای توسعه نیافته تایید شده است.

1- Evans
2- Sarno
3- Taylor
4- Charemza
5- Reitz
6- Wester Hoff
7- Chan
8- Maldonado
9- Hu
10- Oxley
11- generalized sup ADF

www.SID.ir

Archive of SID

در بخش مطالعات داخلی، منصف و همکاران (۱۳۹۳) با تشکیل یک مدل فضا حالت[1] و به‌کارگیری روش فیلتر کالمن[2] به بررسی حباب عقلایی در بازار ارز ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ پرداختند. براساس نتایج، طی دوره موردنظر در بازار ارز ایران حباب وجود داشته و سهم حباب در نرخ ارز با روش حداقل مربعات معمولی در طول این دوره ثابت بوده است. راسخی و همکاران (۱۳۹۶) از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته راست دنباله[3] برای تشخیص حباب‌ها در بازار ارز ایران استفاده کرده‌اند. طبق نتایج، بازار ارز ایران رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را تجربه کرده است. در برخی از دوره‌ها رفتار انفجاری به دلیل وجود حباب‌های سفته‌بازی و در برخی دوره‌های دیگر علت حباب‌ها عامل بنیادین بوده است.

در روش مستقیم که مبتنی بر آزمون‌های تغییر رژیم در قیمت دارایی است، یک مدل ضمنی برای حباب‌هایی که به صورت دوره ایی دچار فروپاشی می‌شوند، طراحی می‌شود و پارامترهای این فرآیند از طریق روش حداکثر راستنمایی یا بیزین تخمین زده می‌شوند. در این روش، دو زیر شاخه در ادبیات وجود دارد: اولین روش مربوط به اوانز (۱۹۹۱) است که در آن احتمالات انتقال رژیم با متغیرهای حالت مانند اندازه حباب و حجم معاملات در بازار سهام رابطه دارند. این شاخه از ادبیات در مقالات ون نوردن و شالر (۱۹۹۳ و ۲۰۰۲) ون نوردن و ویگفاسن[4] (۱۹۹۸)، بروکس و کاتساریس (۲۰۰۵) و اندرسون[5] و همکاران (۲۰۱۰) گسترش یافته است. در روش دوم احتمالات انتقالات رژیم‌ها کاملاً برون‌زا و از فرآیند مارکف چند حالته ناشی می‌شوند. مقالاتی که به بررسی وجود حباب سفته‌بازی با این روش پرداخته‌اند فالوپ[6] و یو(۲۰۱۴) شی[7] و سان[8] (۲۰۱۶) است.

اوانز (۱۹۸۶) وجود حباب‌های سفته‌بازی در نرخ ارز دلار استرلینگ را برای دوره ۱۹۸۱-۱۹۸۴ آزمون می‌کند. در این مقاله نشان داده می‌شود که کاهش ارزش دلار در مقابل پوند را نمی‌توان از طریق اختلاف نرخ بهره یا نرخ‌های تورم بین دو کشور توضیح

1- State-Space Model
2- Kalman Filter
3- RTADF
4- Vigfusson
5- Anderson
6- Fulop
7- Shi
8- Song

www.SID.ir

Archive of SID

داد. نتیجه‌گیری مقاله این است که حباب یافت شده در نرخ ارز یاد شده در طول دوره ۱۹۸۱-۱۹۸۴ از طریق انتظارات عقلائی قابل توضیح است. میس[1] (۱۹۸۶) نیز معتقد است که تغییرات در ارزش دلار نسبت به مارک آلمان و پوند انگلیس در دهه ۸۰ به دلیل حضور حباب‌های سفته‌بازی بوده است. فرانکل[2] و فروت[3] (۱۹۹۰) عقلانیت نرخ‌های ارز را آزمون کرده و تلاش می‌کنند تا انحرافات مشاهده شده در دلار آمریکا را از ژانویه ۱۹۸۴ تا فوریه ۱۹۸۵ بر مبنای عوامل بنیادین اقتصاد کلان توضیح دهند. آن‌ها از دو روش برای بررسی این رویداد استفاده کردند که اولی مربوط به تغییر در تکنولوژی و سلایق و دومی به وجود حباب‌های سفته‌بازی بازمی‌گردد.

همیلتون و همکاران (۱۹۹۰) در مطالعه‌ای برجسته نرخ ارز را با استفاده از فرآیند تغییر رژیم مارکف الگوسازی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که این نوع از مدل‌ها هم در بازه درون و برون نمونه ای عملکرد بهتری را از مدل‌های گام تصادفی دارند.

یکی از مقالات اصلی در توسعه مدل‌های تغییر رژیم مارکف، ون نوردن (۱۹۹۶) است که با استفاده از داده‌های ۱۹۹۱ تا ۱۹۷۷ و برای ین ژاپن، مارک آلمان و دلار کانادا در مقابل دلار آمریکا صورت پذیرفت. این مطالعه آزمون جدیدی را برای وجود حباب‌های سفته‌بازی با فرض آنکه حباب‌ها نوع خاصی از تغییر رژیم را از خود نشان می‌دهند، ارائه کرد. کایرکاس[4] (۱۹۹۸) عملکرد پیش‌بینی فرآیند تغییر رژیم مارکف نسبت به مدل گام تصادفی برای سه ارز مختلف مورد بررسی قرار داد و دریافت مدل تغییر رژیم مارکف در دوره‌های کوتاه برون‌نمونه‌ای عملکرد بهتری از مدل گام تصادفی دارد.

برونتی[5] و همکاران (۲۰۰۸) از مدل‌های تغییر رژیم و گارچ برای مدل‌سازی نرخ ارز استفاده می‌کنند و دو نوع رژیم را در نظر می‌گیرند: رژیم معمولی و رژیم آشفته. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نرخ ارز موثر واقعی و نقدینگی نقش مهمی را در فهم آشفتگی‌های نرخ ارز بازی می‌کنند. فریرا[6] (۲۰۰۶) حضور حباب‌ها در نرخ ارز کشورهای صنعتی را از طریق مدل‌های تغییر رژیم مارکف بررسی کرد. نتایج نشان می‌داد عدم خطی بودن و

1- Messe
2- Frankel
3- Froot
4- Kirikos
5- Brunetti
6- Ferreira

www.SID.ir

Archive of SID

وجود رژیم‌های مختلف بیانگر آن است که مدل‌های خطی پولی برای آزمون تغییرات در نرخ‌های ارز کافی نیستند. اندرسون و همکاران (۲۰۱۰) حضور حباب‌هایی را که به صورت دوره‌ای دچار فروپاشی می‌شوند را در شاخص سهام استاندارد اند پورز ۵۰۰ با استفاده از روش تغییر رژیم و داده های ماهانه ژانویه ۱۹۷۳ تا ژوئن ۲۰۰۴ آزمون کردند. نویسندگان از مدل تغییر رژیم تعمیم یافته استفاده کردند که از حجم معاملات به عنوان شاخص تکنیکال برای بهبود قابلیت مدل در لحاظ تغییرات موقتی بازده بهره می‌برد. نتایج نشان می‌داد که حجم معاملات غیرنرمال، پیش‌بینی کننده معناداری از بازده است. پاناپولو[1] و پاناتلیدیس[2] (۲۰۱۵) طبق مطالعه‌ای برمبنای مطالعه ون نوردن (۱۹۹۶) شواهدی از حباب‌هایی که به صورت دوره‌ای دچار فروپاشی می‌شوند در پوند انگلیس-دلار آمریکا در بعد از دوره ۱۹۷۳ یافتند. آن‌ها از مدل‌های دو رژیمی و سه رژیمی بهره بردند که در این مدل‌ها بازده آتی نرخ ارز به اندازه حباب بستگی دارد. همچنین از شش متغیر توضیحی شاخص هشداردهی زودهنگام مبتنی بر تحلیل تکنیکال و چهار ملاک حباب متفاوت استفاده کردند، نتایج نشان می‌داد مدل‌های تغییر رژیم در پیش‌بینی نرخ ارز نسبت به مدل‌های گام تصادفی بهتر عمل کرده و مدل‌های سه رژیمی دارای برتری نسبت به مدل‌های دو رژیمی هستند.

نقطه قوت آزمون‌های تغییر رژیم قدرت قابل توجه آن‌ها در تعیین حباب‌هایی است که به صورت دوره‌ای دچار فروپاشی می‌شوند. همچنین روش‌های تغییر رژیم قدرت بیشتری در تشخیص حباب‌ها دارند. این مدل‌ها از آنجا که امکان تغییر در میانگین و واریانس را دارند، امکان تعیین نقاط دور افتاده فرین در سری زمانی را فراهم کرده و با شکست‌های چندگانه سازگار هستند و از مهم‌ترین و مرتبط‌ترین مدل‌ها در تعیین حباب در اقتصادسنجی هستند. با توجه به ادبیات داخلی، تاکنون مطالعه‌ای درخصوص حباب‌های سفته‌بازی با استفاده از روش‌های تغییر رژیم مارکف صورت نپذیرفته است. بنابراین، از آنجا که مدل‌های تغییر رژیم مارکف همانطور که ذکر شد دارای برتری‌هایی نسبت به روش‌های دیگر ازجمله آزمون‌های ریشه واحد در تشخیص و تعیین زمان وقوع حباب هستند، تاکنون مطالعه‌ای با استفاده از این روش درخصوص وجود حباب در بازار ارز ایران

1- Panopoulou
2- Pantelidis

www.SID.ir

Archive of SID

صورت نگرفته است. این مقاله قصد دارد وجود حباب‌های سفته‌بازی در بازار غیررسمی ارز ایران را با روش تغییر رژیم مارکف مطالعه و بررسی کند.

٤- الگوی طراحی شده برای شناسایی حباب‌های سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز ایران (تلفیق رویکرد تغییر رژیم مارکف و تغییر رژیم وابسته به حالت)

با توجه به آنکه با توجه به آنکه تامین بخش اعظمی از درآمدهای ارزی کشور از محل صادرات نفت است به نظر می‌رسد که عامل اصلی شکل‌گیری و افزایش تلاطمات ارزی و ورود تقاضای سوداگری به بازار ارز، اعمال تحریم‌های همه‌جانبه نفتی و بانکی ایالات متحده و اروپا علیه ایران بوده باشد. نکته دیگری که براساس شواهد تاریخی بر تلاطمات ارزی دهه اخیر تاثیر داشته، اتخاذ سیاست‌هایی همچون یکسان‌سازی نرخ ارز و یا افزایش نرخ ارز رسمی به منظور کاهش فاصله آن با نرخ ارز بازار آزاد و یا مداخله مستقیم در بازار با خرید و فروش ارز بوده است. همچنین میزان مداخله بانک مرکزی با هدف تثبیت تلاطمات ارزی به علت دسترسی به بخش اعظمی از درآمدهای ارزی دولت در مقایسه با سایر کشورهای در حال توسعه در حجم وسیع تری رخ داده است که این وقایع در جدول (۱) گزارش شده‌اند.

با توجه به اعمال تحریم‌های نفتی و بانکی همه جانبه در بازه زمانی اسفند ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۷ و قدرت بانک مرکزی برای مداخله در بازار ارز ایران با طراحی الگویی نوین و تلفیق مدل وابسته به سه حالت انفجاری، آرام و فروپاشی بروکس و کاتساریس با الگوی تغییر رژیم مارکف به بررسی وجود حباب عقلایی در بازه زمانی متلاطم اسفند ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۷ در نرخ غیررسمی ارز پرداخته خواهد شد. در طراحی الگوی سه رژیمه مارکف برای شناسایی حباب سفته‌بازی در نرخ غیررسمی ارز ایران علاوه بر اندازه نسبی حباب که معیاری از تمایل به سفته‌بازی بیشتر در رژیم‌های انفجاری است، شاخص تحریم‌های اعمال شده در حوزه نفتی و بانکی و خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی[1] در معادلات حالت و شاخص تحریم و فاصله بازدهی نرخ ارز از میانگین شش ماهه آن به عنوان شاخص هشداردهی زودهنگام در احتمالات انتقال الگوی تغییر رژیم مارکف لحاظ

۱- خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی بیانگر توان مداخله بانک در ورود مستقیم در بازار با خرید و فروش ارز است.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شوند. نقطه تمایز دیگر مدل طراحی شده با مدل بی-کی آن است که متغیرهای موثر شرطی در تخمین احتمالات انتقال برای رژیم انفجاری، اندازه نسبی حباب و شاخص تحریم‌های بانکی و نفتی موثر هستند. حضور شاخص تحریم در احتمال باقی ماندن در رژیم انفجاری به عنوان سیگنالی برای باقی ماندن حباب در آن رژیم عمل می‌کند. این متغیر در معادله احتمال انتقال رژیم آرام وارد نمی‌شود به آن علت است که در آن رژیم و در آن بازه زمانی شاخص وزنی تحریم، نوسان چندانی را تجربه نمی‌کند.

جدول (۱): شواهد تاریخی از تحریم‌های تاثیر گذار نفتی و بانکی بر اقتصاد ایران و وقوع بحران‌های ارزی

تاریخ اعمال تحریم	شواهد تاریخی[1] برای رفتار انفجاری نرخ ارز
۱- ۱۰ /۱۳۹۰/۱۰: تحریم واردات خرید یا انتقال محصولات نفتی از ایران ۲- ۱۳۹۰/۲: اضافه شدن تقاضای سفته‌بازی ارز به تقاضای معاملاتی ۳- ۱۳۸۹/٤: تحریم شرکت‌های خریدار نفت ایران توسط آمریکا ٤- حذف فاصله نرخ بازار آزاد با نرخ رسمی با افزایش ۱۱ درصدی نرخ‌های ارز توسط بانک مرکزی در خرداد ۱۳۹۰ و افزایش نوسان در نرخ ارز بازار آزاد.	مرداد و مهر ۱۳۹۰ اواخر آذر و دی و اوایل بهمن ۱۳۹۰
۱- ۹۱/٤/۱۰:اعمال تحریم اتحادیه اروپا (نهادهای مالی ایران، بانک مرکزی، شرکت‌های بیمه، صادرات نفت و گاز، محصولات پتروشیمی و فرآورده‌های نفتی، تبادلات مالی نظیر سوئیفت و نقل و انتقال درآمدهای ارزی) ۲- ۹۱/۸/ ۲ مصادف با تاریخ ۲۰۱۲/۱۱/۸: اعمال تحریم شرکت ملی نفت ایران توسط ایالات متحده و تحریم شرکت‌های خریدار نفت از ایران توسط آمریکا ۳- ۹۱/۹/۲۲ مصادف با تاریخ ۲۰۱۲/۲/۱۲: تحریم بانک مرکزی ایران توسط ایالات متحده ٤- کاهش شدت تلاطمات با اتخاذ سیاست یکسان‌سازی و وضع ترتیبات جدید ارزی در اوایل بهمن ماه ۱۳۹۱ توسط بانک مرکزی ۵- افزایش روزافزون تقاضای سوداگرانه ارز، افزایش بازده انتظاری نگهداری ارز و بالا رفتن سود سرمایه انتظاری خرید ارز	مهر ماه ۱۳۹۱ بهمن و اسفند ۱۳۹۱
۱- ۹۲/۲/۲: تحریم مربوط به شرکت پتروشیمی جم تلاطم‌ها و رفتارهای انفجاری کوچکی را ایجاد کرد.	تیر ماه ۱۳۹۲
۱- ۹۶/۱۱: انتشار اخبار مربوط به خروج آمریکا از برجام مصادف با ۲۰۱۸/۲ ۲- ۲/۱۸/ ۹۷: خروج آمریکا از برجام مصادف با تاریخ ۸/ ۲۰۱۸/۵	اواخر اسفند و فروردین ۱۳۹۷ تا شهریور ۱۳۹۷

منبع: گزارش های کنگره آمریکا در سال ۲۰۱۸ با عنوان تحریم های ایران

۱- شواهد تاریخی از تحریم های تاثیرگذار نفتی و شرکت‌های تابعه نفتی و تحریم بانک مرکزی بر گزارشات کنگره آمریکا در سال ۲۰۱۸ منطبق است و رفتارهای انفجاری مشاهده شده در نرخ ارز غیررسمی براساس روند تاریخی نرخ ارز غیررسمی دلار به ریال گزارش شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین، ارزش مورد انتظار حباب در دوره بعد به صورت رابطه (۲۲) خواهد بود.

(۲۲)

$$B_{t+1} = \begin{cases} (1+R)B_t & \text{با احتمال } n(b_{jt}.s_{jt}^{f.a}) \\ \left[(1+R)/q_{(bj_t.Tj_t)}\right]B_t - 1/q_{(b_t.T_t)}\left[g(b_t)e_t\right] & \text{با احتمال } (1-n(b_{jt}.s_{jt}^{f.a}))q_{(bj_t.Tj_t)} \\ g(b_t)e_t/1-q_{(bj_t.Tj_t)} & \text{با احتمال } (1-n(b_{jt}.s_{jt}^{f.a}))(1-q_{(bj_t.Tj_t)}) \end{cases}$$

در این معادلات، $S_t^{r_a.\bar{r}_a}$ ، فاصله میان بازده نرخ غیررسمی ارز از متوسط بازده شش ماهه گذشته آن و b_t ، اندازه نسبی حباب، $\frac{T_{t+1}}{T_t}$ بازده ناخالص شاخص تحریم هستند. q_{jt} و n_{jt} به ترتیب برابر با احتمال رفتن به رژیم انفجاری و رژیم آرام را نشان می‌دهند.

مدل تغییر رژیم مارکف که برای بررسی فرآیند حباب سفته‌بازی در نرخ غیررسمی ارز ایران طراحی شده است برای بازده‌های ناخالص مورد انتظار نرخ ارز در هر رژیم مدل‌سازی می‌شود. بازده‌های ناخالص مورد انتظار نرخ ارز به صورت رابطه (۲۳) است.

$$E_t(re_{t+1}) = E_t\left[\frac{e_{t+1}}{e_t}\right] \quad (۲۳)$$

بازده ناخالص انتظاری در رژیم آرام طبق معادله پیشرو تصریح می‌شود (رابطه‌های (۲۴)، (۲۵) و (۲۶)).

$$E_t(re_{t+1}|S_{t+1}=2) = 1+R+\lambda(Re_t) \quad (۲۴)$$

(۲۵)

$$E_t(re_{t+1}|S_{t+1}=1) = (1+R)+\left(\frac{1}{q_{jt}}\right)\left[(1-q_{jt})(1+R)b_t - g(b_t)\right] + \vartheta(Re_t)$$

www.SID.ir

Archive of SID

(۲۶)

$$E_t(re_{t+1}|S_{t+1}=3)=[(1+R)+\ g(b_t)]/(1-q_{jt})-(1+R)b_t\ +\lambda(Re_t)$$

که در این معادلات R برابر با نرخ بهره بدون ریسک و Re برابر با حجم ذخایر ارزی بانک مرکزی است. معادله بازده نرخ ارز در رژیم آرام با بازده ناخالص ذخایر ارزی $\frac{re_{t+1}}{re_t}$ و نرخ بهره بدون ریسک ارتباط دارد. رابطه بازدهی در رژیم آرام دلالت بر آن دارد که بازدهی مورد انتظار برای نرخ ارز برابر با بازدهی نرخ ارز بنیادین به علاوه بازدهی خالص ذخایر ارزی است. بازدهی مورد انتظار نرخ ارز در رژیم انفجاری و رژیم فروپاشی تابعی از اندازه نسبی حباب b_t، بازده ناخالص ذخایر ارزی $\frac{re_{t+1}}{re_t}$ ، و شاخص تحریم در دوره بعدی $\frac{T_{t+2}}{T_{t+1}}$ و نرخ بهره بدون ریسک ارتباط دارد. بازده‌های مثبت بزرگ، نشان‌دهنده احتمال بودن در رژیم انفجاری و بازده‌هایی که به طور معناداری پایین باشند، دلالت بر احتمال بالاتر بودن در رژیم فروپاشی است. درنهایت بازده‌های پایدار، نشان‌دهنده احتمال بالای قرارداشتن در رژیم آرام است. در این الگو تشخیص فرآیند حباب به صورت مستقیم، منوط به معادلات بازده است؛ زیرا بازده مورد انتظار حباب که برابر با $1+R$ در رژیم آرام است در رژیم انفجاری بزرگ‌تر از $1+R$ است و در رژیم فروپاشی کمتر از $1+R$ است. این مساله به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند که به درستی بر مبنای بازده تحقق یافته خود تعیین کنند که در کدام رژیم قرار دارند. خطی‌سازی معادلات بازده مورد انتظار توسط بسط مرتبه اول تیلور حول نقطه دلخواه T_0 ، b_0 ، $S_0^{r_a.\bar{r}_a}$ و $R(Re_0)$ به شکل رابطه (۲۷) تصریح می‌شود.

(۲۷)

$$\frac{e_{t+1}}{e_t}=re_{t+1}=\begin{cases}\beta_{2.0}+\beta_{2.Re}R(Re_t)+\varepsilon_{2.t}\\ \beta_{1.0}+\beta_{1.b}b_t+\beta_{1.Re}R(Re_t)+\beta_{1.T}R(T_{t+1})+\varepsilon_{1.t}\\ \beta_{3,0}+\beta_{3,b}b_t+\beta_{3,Re}R(Re_t)+\beta_{3,T}R(T_{t+1})+\varepsilon_{3,t}\end{cases}$$

www.SID.ir

Archive of SID

معادلات بازده خطی شده در رژیم آرام با $R(Re_t)$، بازدهی ناخالص ذخایر ارزی وابسته است این در حالی است که بازده‌های خطی شده در رژیم‌های انفجاری و فروپاشی علاوه بر $R(Re_t)$ به $R(T_{t+1})$، بازده ناخالص شاخص تحریم در دوره قبلی و اندازه نسبی حباب (b_t)، وابسته است.

به منظور آنکه مدل از قدرت توضیح‌دهندگی برخوردار باشد باید ضرایب معادلات بالا علامت مورد انتظار ذیل را داشته باشند:

$$\beta_{1.0} > \beta_{2.0} > \beta_{3.0} \quad . \quad \beta_{1.b} > \beta_{3.b}$$
$$, \quad \beta_{3.b} < 0 \quad , \quad \beta_{1.T} > 0 \quad , \quad \beta_{3.T} < 0$$
$$, \quad \beta_{1.R} < 0 \quad , \quad \beta_{2.R} < 0 \quad , \quad \beta_{3.R} > 0$$

انتظار می‌رود میانگین بازدهی ناخالص نرخ ارز (ضریب ثابت تخمین) برای دوره انفجاری بزرگ‌تر از دوره آرام و میانگین بازدهی ناخالص نرخ ارز برای دوره فروپاشی کوچک‌تر از رژیم آرام باشد. انتظار می‌رود رژیم آرام به اندازه مطلق یا نسبی حباب وابسته نباشد در حالی که دو رژیم انفجاری و فروپاشی طبق مطالعه ون نوردن و شالر (۱۹۹۶) و بروکس و کاتساریس (۲۰۰۵) به ترتیب به اندازه مطلق و اندازه نسبی حباب وابسته است. در مطالعه بروکس و کاتساریس این علامت در رژیم انفجاری مثبت بوده و در رژیم فروپاشی منفی است و انتظار می‌رود ضریب رژیم انفجاری بزرگ‌تر از ضریب رژیم فروپاشی باشد.

انتظار می‌رود اعمال تحریم‌های همه‌جانبه نفتی و بانکی، منجر به اثراتی ناگهانی، شدید و افزایشی در بازده ناخالص نرخ ارز شود. بنابراین، با توجه به آنکه متغیر تحریم نااطمینانی در بازار ارز را گسترش می‌دهد، بازدهی مورد انتظار برای جبران نااطمینانی در این رژیم افزایش می‌یابد. در رژیم فروپاشی نیز دقیقا با رویدادی مشابه و افزایش نااطمینانی ناشی از کمبود عرضه ارز سفته‌بازان تمایل به دریافت بازدهی بیشتر می‌کنند. با توجه به آنکه طبق تعریف رژیم آرام، رژیمی آرام و با بازدهی متوسط ثابت است اعمال تحریم‌ها تنها منجر به گذار از حالت آرام به حالت انفجاری می‌شود.

میزان مداخله بانک مرکزی در بازار ارز از دیگر متغیرهای تاثیرگذار در تعیین نرخ ارز است؛ به آن علت که بانک مرکزی برای هدایت نرخ ارز در مسیر مورد نظر، مقابله با فعالیت‌های سفته‌بازی و یا کاهش نوسانات نرخ ارز می‌تواند از بازارهای نقد و از طریق

www.SID.ir

Archive of SID

اوراق مشتقه اقدام کند، اما نکته‌ای که باید به آن توجه شود آن است که میزان مداخله بانک به قدرت بانک مرکزی و میزان ذخایر بانک مرکزی وابسته است. با توجه به مطالعه پانوپولو و پانتلدیس (۲۰۱۵) از ذخایر به عنوان شاخص قدرت بانک مرکزی علاوه بر اندازه نسبی حباب در الگوسازی حباب‌هایی که به صورت دوره‌ای فرو می‌پاشند، استفاده شده است. به پیروی از این مطالعه و با توجه به اینکه میزان دخالت این نهاد در مقایسه با سایر کشورها به علت تامین بخش اعظمی از درآمدهای ارزی کشور از محل صادرات نفت و فروش ارز دولتی توسط بانک مرکزی در حجم وسیع‌تری رخ داده است در این مقاله بازده ناخالص ذخایر ارزی به عنوان متغیر توضیحی در سه رژیم انفجاری، فروپاشی و آرام وارد می‌شود و نتایج با مدل آشیانه‌ای که در آن ذخایر در سه رژیم از قدرت توضیح‌دهندگی برخوردار نبوده است، مقایسه می‌شود. در صورت اعمال سیاست فروش ذخایر ارزی توسط بانک مرکزی به منظور کاهش فشار بر بازار ارز در رژیم‌های انفجاری و آرام با افزایش ذخایر و افزایش توان بانک مرکزی برای مداخله در بازار ارز که منجر به افزایش بازده ناخالص ذخایر ارزی می‌شوند، بازده ناخالص نرخ ارز به علت امکان فروش بیشتر ارز توسط بانک مرکزی، کاهش می‌یابد.

در رژیم فروپاشی بازده ناخالص نرخ ارز کاهش می‌یابد و به مرور زمان از شدت کاهش نرخ ارز کاسته می‌شود؛ یعنی در ابتدای رژیم فروپاشی شدت کاهش نرخ ارز بیشتر بوده و به مرور زمان از شدت آن کاسته می‌شود. علت این پدیده آن است که به مرور زمان با کاهش نرخ ارز و افزایش تمایل خریداران بازار (بانک‌های تجاری، سفته‌بازان و صرافان) و کاهش تمایل فروشندگان به فروش، عرضه و تقاضا در بازار متعادل تر شده و از شدت کاهش قیمت کاسته می‌شود. مداخله بانک مرکزی برای جلوگیری از تداوم سقوط شدید و بی‌ثبات‌کننده نرخ ارز، از طریق خرید ارز در اقتصاد ایران صورت نگرفته است از آن جهت که همواره نرخ غیررسمی ارز به علت وجود حباب‌های سفته‌بازی ناشی از تحریم‌ها و وجود حباب‌های ذاتی[1] ناشی از انباشت کسری بودجه دولت و پایداری بدهی‌های دولت

۱- تغییرات پایدار درآمدهای نفتی و کسری بودجه همچون حباب های منفی نفتی پایدار وکسری بودجه پایدار خواه به دلیل کاهش درآمدهای نفتی و یا افزایش در هزینه های دولت، همچون مسکن مهر باشد از آن جهت که از عوامل تعیین کننده نرخ ارز بنیادین هستند، منجر به رفتار غیرخطی نرخ ارز غیررسمی با درآمدهای نفتی و کسری بودجه می‌شود که وجود حباب ذاتی در نرخ ارز غیررسمی را تایید می کند.

www.SID.ir

Archive of SID

بالاتر از نرخ ارز بنیادین قرار داشته و خرید ارز توسط بانک مرکزی به منظور افزایش بهای آن موضوعیت ندارد. در رژیم آرام نیز با توجه به احتمال بالای گذار از آن به رژیم انفجاری و فروش ارز توسط بانک، انتظار می‌رود که با افزایش ذخایر بازدهی ناخالص نرخ ارز کاهش یابد.

در مدل تغییر رژیم مارکف احتمالات انتقال به این صورت رابطه (۲۸) تصریح می‌شود.

$$P[S_{t+1} = i|S_t = j.X_t] \equiv P_{ijt} \quad i.j = 1.2.3 \tag{۲۸}$$
$$P_{1jt} \equiv P[S_{t+1} = D|S_t = j.X_t] = n_{jt}$$
$$P_{2jt} \equiv P[S_{t+1} = S|S_t = j.X_t] = (1 - n_{jt})q_{jt}$$
$$P_{3jt} \equiv P[S_{t+1} = C|S_t = j.X_t] = (1 - n_{jt})(1 - q_{jt})$$

که در آن ۱، ۲ ، ۳ به ترتیب برابر با رژیم‌های انفجاری، آرام و فروپاشی هستند به طوری که احتمال انتقال از هر یک از سه رژیم به رژیم آرام، انفجاری و فروپاشی در دوره بعد به ترتیب توسط رابطه (۲۹) تصریح می‌شود

(۲۹)

$$n_{jt} = \begin{cases} \alpha_{n.0.1} + \alpha_{n.b.1} b_t + \alpha_{n.T.1} RT_t + \alpha_{n,s^{r_a \cdot \bar{r}_a}.1} S_t^{r_a \cdot \bar{r}_a} + \gamma_{1.t} \\ \alpha_{n.0.2} + \alpha_{n.b.2} b_t + \alpha_{n.T.2} RT_t + \alpha_{n,s^{r_a \cdot \bar{r}_a}.2} S_t^{r_a \cdot \bar{r}_a} + \gamma_{2.t} \\ \alpha_{n.0.3} + \alpha_{n.b.3} b_t + \alpha_{n.T.3} RT_t + \alpha_{n,s^{r_a \cdot \bar{r}_a}.3} S_t^{r_a \cdot \bar{r}_a} + \gamma_{1.t} \end{cases}$$

$$q_{jt} = \begin{cases} \alpha_{n.0.1} + \alpha_{n.b.1} b_t + \alpha_{n.T.1} RT_t + \delta_{1.t} \\ \alpha_{n.0.2} + \alpha_{n.b.2} b_t + \alpha_{n.T.2} RT_t + \delta_{2.t} \\ \alpha_{n.0.3} + \alpha_{n.b.3} b_t + \alpha_{n.T.3} RT_t + \delta_{3.t} \end{cases}$$

که در آن b_t، اندازه نسبی حباب و RT_t ، بازده ناخالص شاخص تحریم و $S_t^{r_a \cdot \bar{r}_a}$ فاصله بازدهی نرخ غیررسمی ارز از میانگین شش ماهه، هستند.

به منظور آنکه مدل از قدرت توضیح‌دهندگی برخوردار باشد باید ضرایب معادلات انتقال به رژیم‌های آرام و انفجاری مدل طراحی شده در این مقاله، علامت مورد انتظار ذیل را داشته باشند که علامت ضرایب اندازه نسبی حباب و فاصله بازده از میانگین در احتمالات

www.SID.ir

Archive of SID

انتقال با توجه به تئوری‌های موجود در تشخیص حباب سفته‌بازی عقلایی(بلانچارد و واتسون و بروکس و کاتساریس) تعیین شده است و ضرایب مربوط به شاخص تحریم نیز با توجه به شواهد تاریخی اثرگذاری تحریم‌ها در ایجاد رژیم‌های انفجاری، آرام و فروپاشی تعیین شده‌اند.

$$\begin{Bmatrix}\alpha_{n.b.j} < 0\\ \alpha_{n.s.j} < 0\\ \alpha_{n.T.j} < 0\end{Bmatrix} \quad j = 1 \qquad (۳۰)$$
$$\begin{Bmatrix}\alpha_{n.b.j} > 0\\ \alpha_{n.s.j} < 0\\ \alpha_{n.T.j} < 0\end{Bmatrix} \quad j \neq 1$$

رابطه (۳۰)، تضمین می‌کنند که احتمال باقی ماندن حباب در رژیم آرام زمانی که $S_t^{r_a \cdot \bar{r}_a}$ و b_t افزایش می‌یابند، کاهش می‌یابند و زمانی که T_t افزایش می‌یابد، کاهش می‌یابد. همچنین احتمال انتقال حباب از رژیم فروپاشی و انفجاری به رژیم آرام هنگامی که $S_t^{r_a \cdot \bar{r}_a}$ افزایش می‌یابند، کاهش می‌یابد و هنگامی که b_t افزایش می‌یابد، افزایش می‌یابند و احتمال انتقال حباب از رژیم فروپاشی و انفجاری به رژیم آرام، هنگامی که T_t افزایش می‌یابد،کاهش می‌یابد. با افزایش شاخص تحریم T_t ، احتمال انتقال از رژیم انفجاری و فروپاشی به رژیم آرام کاهش می‌یابد؛ زیرا با افزایش در شاخص تحریم احتمال انتقال از رژیم فروپاشی به رژیم انفجاری به دلیل افزایش بازده ناخالص نرخ ارز در نتیجه افزایش‌های مستمر نرخ ارز، افزایش می‌یابد (رابطه (۳۱)).

$$\begin{Bmatrix}\alpha_{q.b.j} < 0\\ \alpha_{q.T.j} > 0\end{Bmatrix} \quad j = 2 \quad \begin{Bmatrix}\alpha_{q.b.j} > 0\\ \alpha_{q.T.j} > 0\end{Bmatrix} \quad j = 1 \quad \begin{Bmatrix}\alpha_{q.b.j} < 0\\ \alpha_{q.T.j} > 0\end{Bmatrix} \quad j = 3 \qquad (۳۱)$$

احتمال باقی ماندن حباب در رژیم انفجاری با افزایش اندازه نسبی حباب b_t به علت احتمال قریب‌الوقوع ترکیدن و ورود به رژیم فروپاشی کاهش می‌یابد و احتمال باقی ماندن در رژیم انفجاری با افزایش شاخص تحریم، T_t بیشتر می‌شود. این در حالی است که احتمال انتقال از رژیم آرام به رژیم انفجاری با افزایش اندازه نسبی حباب، افزایش و احتمال انتقال از رژیم فروپاشی به رژیم انفجاری با افزایش اندازه نسبی حباب کاهش

www.SID.ir

Archive of SID

می‌یابد (تئوری ون نوردن و شالر، ۱۹۹۶، بروکس و کاتساریس، ۲۰۰۵ و پانوپولو و پانتلدیس، ۲۰۱۵). با افزایش بازده ناخالص شاخص تحریم، احتمال انتقال از رژیم فروپاشی به رژیم انفجاری با افزایش‌های شدید در نرخ ارز و بازدهی ناخالص آن افزایش می‌یابد. با توجه به آنکه بازده ناخالص شاخص تحریم منجر به رفتار غیرایستا و نوسانات شدید در نرخ ارز شده و رژیم آرام، رژیمی با بازدهی متوسط ثابت است، احتمال انتقال از رژیم آرام به رژیم انفجاری نیز در نتیجه افزایش بازده ناخالص شاخص تحریم‌ها و افزایش شدید در بازدهی ناخالص نرخ ارز افزایش می‌یابد.

۵- روش‌شناسی

۵-۱- روش تغییر رژیم مارکف با احتمالات متغیر در طول زمان

از مدل تغییر رژیم مارکف و مدل‌های گسترش یافته آن برای مطالعه رفتارهای غیرخطی در داده‌های اقتصادی استفاده می‌شود. در این مدل‌ها، انتقال از یک حالت به حالت دیگر به عنوان تغییر رژیم در نظر گرفته می‌شود و احتمال تغییر رژیم از داده‌ها به دست می‌آید. در مدل اصلی همیلتون (۱۹۸۹) احتمال انتقال از یک حالت به یک حالت دیگر ثابت در نظر گرفته می‌شود. به هرحال احتمالات انتقال ثابت فرضی بسیار محدودکننده است؛ زیرا به این معنا است که متغیرهای اقتصادی نمی توانند در احتمالات انتقال اثر بگذارند. یکی از توسعه هایی که در مدل همیلتون (۱۹۸۹) صورت پذیرفته، فراهم کردن امکان متغیر بودن احتمالات انتقال است. همانطور که توسط فیلاردو (۱۹۹۴) و دیبولد و همکاران (۱۹۹۹) مورد اشاره قرار گرفته، مدل‌های تغییر رژیم با احتمالات انتقال متغیر در طول زمان از نظر انعطاف‌پذیری بر مدل‌های احتمالات انتقال ثابت دارای مزیت هستند. در مدل‌های تغییر رژیم با احتمالات متغیر در طول زمان، احتمالات انتقال این امکان را دارند که با متغیرهای اطلاعاتی مانند قدرت اقتصادی ، انحراف مقادیر واقعی از مقادیر بنیادین و سایر شاخص‌های پیش رو تغییر کنند. بنابراین، در مدل‌های تغییر رژیم مارکف با احتمالات متغیر در طول زمان محاسبه احتمال انتقال از یک دوره به دوره دیگر به صورت درون زا صورت می‌پذیرد. در ادامه این مدل به طور خلاصه برای حالت دو رژیمی توضیح داده می‌شود که منطق آن قابل تعمیم به تعداد رژیم‌های بالاتر است.

www.SID.ir

Archive of SID

فرض کنید $(s_t)_{t=1}^{T}$ فرآیند مارکف از مرتبه اول و با ماتریس احتمال انتقال دو حالته است که در شکل (۱) آمده است. همانطور که در شکل نیز مشخص است، احتمالات انتقال در طول زمان متغیر بوده و در قالب توابع لاجستیک به شکل $x'\beta_i \, , i = 1.0$ است که در این رابطه بردار شرطی x_{t-1} دارای ابعاد $k * 1$ و شامل متغیرهای اقتصادی است که بردار احتمالات انتقال را تحت تاثیر قرار می‌دهد. می‌توان دو مجموعه از پارامترهایی که احتمالات انتقال را شکل می‌دهند به صورت برداری با ابعاد $2k * 1$ نوشت و به صورت $\beta = (\beta_0'. \beta_1')'$ نشان داد.

شکل (۱): تابع احتمال انتقال

		T زمان	
		حالت 0	*حالت* 1
$T-1$ زمان	حالت 0	p_t^{00}	$p_t^{01} = (1 - p_t^{00})$
		$P(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 0. x_{t-1}; \beta_0)$	$P(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 0. x_{t-1}; \beta_0)$
		$\frac{\exp(x_{t-1}'\beta_0)}{1 + \exp(x_{t-1}'\beta_0)}$	$1 - \frac{\exp(x_{t-1}'\beta_0)}{1 + \exp(x_{t-1}'\beta_0)}$
		... ...	... ...
	حالت 1	$p_t^{10} = (1 - p_t^{11})$	p_t^{11}
		$P(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 0. x_{t-1}; \beta_1)$	$P(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 0. x_{t-1}; \beta_1)$
		$1 - \frac{\exp(x_{t-1}'\beta_1)}{1 + \exp(x_{t-1}'\beta_1)}$	$\frac{\exp(x_{t-1}'\beta_1)}{1 + \exp(x_{t-1}'\beta_1)}$

فرض کنید سری زمانی $\{y_t\}_{t=1}^{T}$ بستگی به $\{s_t\}_{t=1}^{T}$ طبق رابطه (۳۲) دارد:

$$(y_t \mid s_t = i; \alpha_i) \sim i.i.d \; N(\mu_i. \sigma_i^2) \qquad (۳۲)$$

در این رابطه $\alpha_i = (\mu_i. \sigma_i^2)'. i = 0.1$. بنابراین چگالی شرطی y_t به صورت رابطه (۳۳) خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

$$f(y_t|s_t = i;\alpha_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i}\exp\left(\frac{-(y_t-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2}\right)\ i = 0.1\ \ (35) \qquad (۳۳)$$

برای تسهیل محاسبات، دو مجموعه پارامترها را بر روی هم انباشته کرده و بـرداری بـا چهـار سطر و یک ستون به‌دست می‌آوریم: $\alpha = (\alpha_0'.\alpha_1')'$ و مقداری که در تابع راستنمایی تـلاش برای مشخص کردن آن است، $P(s_1)$ است که $P(S_1 = s_1)$ را نشان می‌دهد.

$$P(s_1) = P\left(s_1|\underline{x_T};\theta\right) = P(s_1;\beta) \qquad (۳۴)$$

در این رابطه $P(s_1)$ احتمال بلندمدت $S_1 = s_1$ است که در ادامه با β مشخص می‌شود. اگر $\theta = (\sigma'.\beta')'$ برداری از همـه پارامترهـای مـدل باشـد،تابع راسـتنمایی بـا اسـتفاده از داده‌های کامل[۱] عبارت خواهد بود از:

(۳۵)

$$f\left(\underline{y_T}.\underline{s_T}|\underline{x_T};\theta\right) = f(y_1.s_1|\underline{x_T};\theta)\prod_{t=2}^{T} f\left(y_t.s_t|\underline{y}_{t-1}.\underline{s}_{t-1}.\underline{x_T};\theta\right)$$

$$= f(y_1|s_1.\underline{x_T};\theta)\,P(s_1)\prod_{t=2}^{T} f\left(y_t|\,s_t.\underline{y}_{t-1}.\underline{s}_{t-1}.\underline{x_T};\theta\right)P\left(s_t|\underline{y}_{t-1}.\underline{s}_{t-1}.\underline{x_T};\theta\right)$$

$$= f(y_1|s_1;\alpha)\,P(s_1)\prod_{t=2}^{T} f(y_t|\,s_t;\alpha)\,P(s_t|s_{t-1}.x_{t-1};\beta)$$

f در این رابطه نشان دهنده تابع چگالی است. تابع لگاریتم راستنمایی را در عمل نمی توان به‌دست آورد؛ زیرا که داده‌های کامل قابل مشاهده نیستند. بنابراین، تابع لگاریتم راستنمایی داده‌های ناکامل را می‌توان با جمع تمام سری‌های حالات ممکن به‌دست آورد:

۱- منظور از داده‌های کامل (Complete Data) این فرض است که $\{y_t\}$ و $\{s_t\}$ هر دو قابل مشاهده هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\log f\left(\underline{y}_T \middle| \underline{x}_T; \theta\right) = \log\left(\sum_{s_1=0}^{1}\sum_{s_2=0}^{1}\dots\sum_{s_T=0}^{1} f\left(\underline{y}_T \cdot \underline{s}_T \middle| \underline{x}_T; \theta\right)\right) \qquad (۳۶)$$

بنابراین به دنبال پیشنهاد همیلتون (۱۹۹۰) برای حالت احتمالات انتقال ثابت از الگوریتم EM[۱] برای حداکثرسازی تابع احتمال داده‌های کامل استفاده می‌شود.

۵-۲- داده‌ها

در این مطالعه دو داده اصلی وجود دارد؛ اولی نرخ ارز بنیادین و دومی نرخ ارز غیررسمی. در تحلیل بنیادین ناثیر عوامل اقتصادی بر عرضه و تقاضای ارز مورد بررسی قرار می‌گیرند. نرخ بهره، تورم، تراز تجاری، تراز بودجه دولت، سیاست‌های پولی، توان بانک مرکزی برای مداخله در بازار ارز، نرخ رشد اقتصادی و عوامل سیاسی از جمله عوامل بنیادین هستند که بیشترین تاثیر را بر نرخ ارز داشته و مسیر حرکت بنیادین آن را تعیین می‌کنند[۲]. در این مطالعه برای محاسبه نرخ ارز بنیادین از مجموعه‌ای از متغیرهای بنیادین استفاده می‌شود که عبارتند از شکاف تراز تجاری با لحاظ درآمدهای نفتی، شکاف تراز بودجه دولت، ذخایر ارزی بانک مرکزی، شکاف تورم داخل و خارج و شاخص تحریم‌های بانکی و نفتی اعمال شده بر اقتصاد ایران[۳]. شکاف تراز تجاری با لحاظ درآمدهای نفتی برابر با مجموع خالص صادرات غیرنفتی و درآمدهای نفتی، شکاف تراز بودجه دولت برابر با رویکرد مازاد بودجه؛ یعنی درآمدهای دولت منهای هزینه‌های دولت و ذخایر ارزی بانک مرکزی برابر با تقسیم معادل ریالی خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر نرخ ارز رسمی است. شکاف

۱- الگوریتم EM روشی پایدار و قابل اعتماد برای حداکثرسازی تابع لگاریتم راستنمایی داده‌های ناکامل از طریق حداکثرسازی تکراری تابع لگاریتم راستنمایی از داده های کامل مورد انتظار به شرط داده های قابل مشاهده است.

۲- برای مطالعه بیشتر به کتاب پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز ورتابیان و همکاران مراجعه شود.

۳- در برخی از مطالعات از نرخ بهره (سود بانکی) به عنوان متغیر بنیادین استفاده می‌شود که در این مطالعه با توجه به دستوری بودن این متغیر در ایران و تغییرات پایین آن با توجه به تواتر ماهانه ساختار داده‌ها، مورد استفاده قرار نمی‌گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

تورم داخل و خارج[1] عبارت است از تفاضل تغییرات لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به عنوان تورم داخل و تغییرات لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا به عنوان تورم خارج و شاخص تحریم‌های بانکی و نفتی اعمال شده بر اقتصاد ایران به صورت رابطه (۳۷) محاسبه می‌شود.

$$T_t^w = \sum_{t=1}^{t=M} \sum_{i=1}^{I} w_i^w T_{ti}^w \qquad (۳۷)$$

در این عبارت T_{ti}^w ، شاخص تحریم به ازای تحریم تحمیل شده i است که دارای مقدار یک از زمان اعمال تحریم و مقدار صفر قبل و بعد از لغو تحریم (در صورت لغو تحریم مثلا پس از اجرای برجام) است. w_i^w وزن و اهمیت تحریم i را نشان می‌دهد به طوری که تحریم‌های نفتی که از اهمیت بیشتری برخوردارند، وزن بالاتری نسبت به سایر تحریم‌ها به خود اختصاص می‌دهند.

داده مربوط به متغیرهای درآمد نفتی، شکاف تراز بودجه دولت و خالص صادرات غیر نفتی از داده‌های آماری معاونت اقتصادی وزارت اقتصاد، داده‌های مربوط به ذخایر ارزی بانک مرکزی از نماگرهای اقتصادی، شاخص قیمت مصرفکننده و نرخ ارز رسمی از سایت بانک مرکزی ایران، شاخص قیمت مصرف‌کننده ایالات متحده از اطلاعات اداره کار ایالات متحده و برای محاسبه شاخص تحریم از گزارش کنگره آمریکا درخصوص اعمال تحریم‌های ایران استفاده شده است. برای محاسبه نرخ ارز غیررسمی، نرخ روزانه دلار آمریکا از سایت شبکه اطلاع‌رسانی سکه، طلا و ارز به‌دست آمده و متوسط ماهانه به عنوان نرخ ارز دلار ماهانه استخراج شده است. داده‌های سری زمانی به غیر از شکاف تورم داخل و خارج و شاخص تحریم‌ها، همگی به صورت لگاریتمی و در بازه زمانی اسفند ۱۳۸۹

۱- در برخی مطالعات از شکاف نقدینگی داخل و خارج به جای این متغیر استفاده می‌شود، اما در این مطالعه به دلیل همبستگی بالا بین این دو متغیر و قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر، شکاف تورم داخل و خارج و از همه مهم‌تر درجه انباشتگی متغیر شکاف نقدینگی داخل و خارج که از مرتبه ۲ بوده در حالی که شکاف تورم داخل و خارج I(1) است. بنابراین با توجه به درجه انباشتگی از مرتبه اول سایر متغیرها، گزینه مناسب‌تری برای محاسبه رابطه انباشتگی و نرخ ارز بنیادین است از شکاف تورم داخل و خارج به عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

تا شهریور ۱۳۷۹ و با تواتر ماهانه مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. از آنجا که پیش‌شرط بررسی داده‌های سری زمانی در مدل‌های اقتصادسنجی بررسی درجه انباشتگی این متغیرها است، جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های مورد استفاده در این مطالعه را نشان می‌دهد.

جدول(۲): بررسی درجه انباشتگی متغیرهای مدل با آزمون KPSS

آزمون KPSS سطح	عرض از مبدا		عرض از مبدا و روند	
متغیرها	آماره LM	مقدار بحرانی	آماره LM	مقدار بحرانی
شکاف تورم داخل و خارج	۰/۴۸	۰/۴۶۳	۰/۱۵	۰/۱۴۶
شکاف تجاری	۰/۵۲	۰/۴۶۳	۰/۲۸	۰/۱۴۶
شکاف تراز بودجه دولت	۰/۴۹	۰/۴۶۳	۰/۱۶	۰/۱۴۶
ذخایر ارزی بانک مرکزی	۰/۴۷	۰/۴۶۳	۰/۲۱	۰/۱۴۶
نرخ ارز غیررسمی	۰/۹۷	۰/۴۶۳	۰/۱۶	۰/۱۴۶
آزمون KPSS تفاضل	عرض از مبدا		عرض از مبدا و روند	
مرتبه اول	آماره LM	مقدار بحرانی	آماره LM	مقدار بحرانی
شکاف تورم داخل و خارج	۰/۱۶	۰/۴۶۳	۰/۱۳	۰/۱۴۶
شکاف تجاری	۰/۱۷	۰/۴۶۳	۰/۱۰	۰/۱۴۶
شکاف تراز بودجه دولت	۰/۳۴	۰/۴۶۳	۰/۰۳	۰/۱۴۶
ذخایر ارزی بانک مرکزی	۰/۰۵	۰/۴۶۳	۰/۰۴	۰/۱۴۶
نرخ ارز غیررسمی	۰/۲۱	۰/۴۶۳	۰/۱۱	۰/۱۴۶

منبع: یافته های پژوهش

٦- نتایج تخمین

٦-۱- برآورد نرخ ارز تعادلی بلند مدت

همانطور که از نتایج جدول(۲) مشخص است، تمامی داده‌ها در سطح نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین با توجه به درجه یکسان هم‌انباشتگی در سطح متغیرها می‌توان به بررسی و آزمون روابط هم‌انباشتگی بین متغیرها پرداخت. تاکنون روش‌های متعددی برای تعیین نرخ ارز تعادلی در کارهای تجربی مطرح شده است. با این حال سه گروه از مطرح‌ترین این روش‌ها عبارتند از: روش نرخ ارز تعادلی ساختاری[1]،

1- The Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER)

www.SID.ir

Archive of SID

روش بالسا– ساموئلسون[1] و روش نرخ ارز تعادلی رفتاری. روش تعادلی رفتاری مستقیما نرخ ارز را براساس یک رابطه اقتصادی میان نرخ ارز و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی تعیین می‌کند. به عبارت دیگر، نرخ ارز اسمی وقتی از نظر رفتاری در تعادل است که حرکات آن توسط متغیرهای اساسی مربوطه توضیح داده شود. رابطه سیستمی میان نرخ ارز اسمی و عوامل تعیین‌کننده آن را می‌توان از طریق رگرسیون معادله (۳۸) توضیح داد.

$$\log(e_t) = \beta' F_t + \varepsilon_t \qquad (۳۸)$$

که در آن e_t نرخ ارز اسمی(غیررسمی) در زمان t، F_t بردار متغیرهای بنیادین در زمان t، ε_t جزء اخلال ایستا با میانگین صفر در زمان t و β ضریب برداری است که باید تخمین زده شود. وقتی رابطه هم انباشتگی در این رابطه اقتصادی شناسایی شد، نرخ ارز تعادلی از طریق جانشین کردن مقادیر دائمی متغیرهای اساسی در رابطه (۳۸) به جای F_t به دست می‌آید. میزان انحراف نرخ ارز نیز با استفاده از تفاوت میان نرخ ارز تعادلی محاسبه شده و نرخ ارز واقعی قابل محاسبه است. برای به‌دست آوردن رابطه (۳۸) از روش هم‌انباشتگی جوهانسون– جوسلیوس در قالب مدل تصحیح خطای برداری استفاده می‌شود[2] که فرم کلی رابطه برآورد شده عبارت است از:

$$\begin{aligned} &D(\log(e_{t+1})) \\ &= \gamma_0' \cdot \left[\log(e_t) - \widehat{\beta}' F_t\right] + \gamma_1' \cdot D(F_{t+1}) + \gamma_2' \cdot D(X_{t+1}) + u_{t+1} \end{aligned}$$

که در آن D اپراتور وقفه مرتبه اول، $\log(e_t) - \widehat{\beta}' F_t$ جزء تصحیح خطا یا به عبارت دیگر، رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت، β ضریب تخمین زده شده از معادله قبل، X بردار متغیرهای برون‌زا که اثر کوتاه‌مدت بر نرخ ارز واقعی دارند و γها پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند.

1- Balsa-Samuelsun (B-S)

۲– با توجه به متداول بودن ادبیات مدل تصحیح خطای برداری و تلخیص مقاله از توضیح آن در متن مقاله خودداری می‌شود. خوانندگان برای مطالعه بیشتر در این خصوص می‌توانند به اندرز (Enders,1995) مراجعه کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

مزایای این روش در مقایسه با دو روش رقیب استواری بر پایه داده‌ها، استفاده از چند متغیر توضیحی و قدرت توضیح‌دهندگی آن نسبت به مدل بالسا- ساموئلسون، استفاده از یک رابطه تخمینی و کمتر بودن نااطمینانی ناشی از تخمین و مناسب بودن برای کشورهای در حال توسعه است که در آن امکان ارائه مدل‌های بزرگ و پیچیده کمتر فراهم است. در این تحقیق از روش نرخ ارز تعادلی رفتاری به علت ویژگی مطلوب آن به منظور برآورد میزان انحراف نرخ ارز بازار از میزان تعادلی آن استفاده شده است. با توجه به مطالعات تجربی انجام شده و بررسی عوامل اثرگذار بر نرخ ارز اسمی در این مطالعه نرخ ارز اسمی تعادلی اقتصاد ایران تابعی از ۵ متغیر بنیادین در نظر گرفته شده و ضرایب رابطه بلندمدت در قالب جدول (۳) آورده شده است. همچنین نمودار لگاریتم نرخ غیررسمی ارز و بنیادین در نمودار (۱) ارائه شده است.

جدول (۳): تصریح نرخ بنیادین ارز با استفاده از مدل تصحیح خطا و روش حداکثر درست نمایی جوهانسون-جوسیلیوس

نوع متغیر	وابسته	توضیحی						
نام متغیر	نرخ غیر رسمی ارز	شکاف لگاریتم هزینه ها و درآمدهای دولت	شکاف لگاریتم مجموع صادرات نفتی و غیر نفتی و واردات	شاخص تحریم های نفتی و بانکی	لگاریتم ذخایر دلاری بانک مرکزی	شکاف لگاریتم تورم داخل و خارج	روند	عرض از مبدا
ضریب	-	۱/۴۱۵	-۰/۵۶۳	۰/۱۹۸	۲/۱۸۹	۰/۹۲	۰/۰۱۶	۰/۵۵۴
آماره t	-	-۲/۳۲	۲/۸۱	-۲/۲	-۵/۳۳	-۹/۳۵	-۱۶/۷۱	-

توضیحات: تمامی اعداد جدول در ممیزم هزارم به بالا گرد شده‌اند.

منبع: یافته‌های پژوهش

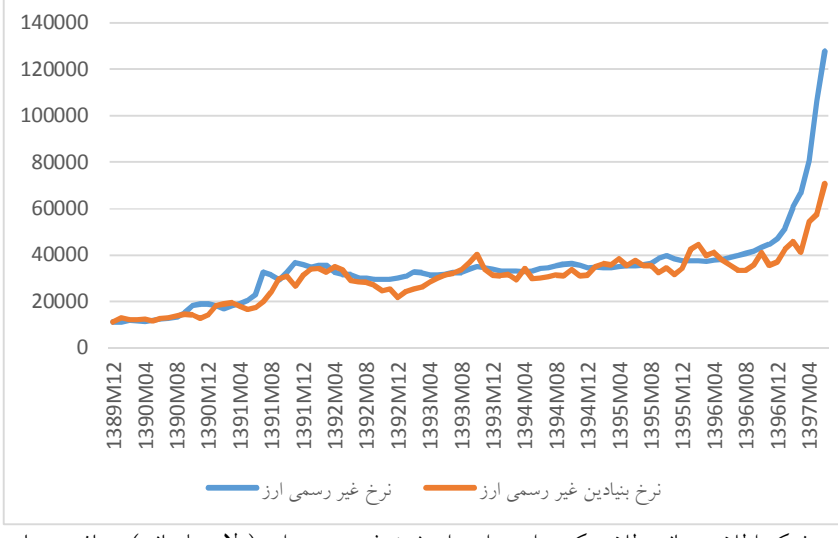
انتظار می‌رود با افزایش شکاف تورم داخل و خارج، شکاف تراز بودجه و شاخص تحریم‌ها نرخ غیررسمی ارز افزایش یابد و با افزایش شکاف تراز تجاری نرخ غیررسمی ارز کاهش یابد که ضرایب رابطه بلندمدت نیز این موضوع را تایید می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

انتظار داریم که با افزایش ذخایر بانک مرکزی به علت افزایش قدرت بانک مرکزی برای مداخله و فروش ارز به منظور تثبیت نرخ ارز در مواقع بحران، نرخ ارز کاهش یابد، اما ضریب معنادار رابطه بلندمدت نشان‌دهنده روند هم حرکت نرخ ارز با ذخایر بانک مرکزی است. علت اقتصادی این پدیده آن است که افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی در عین آنکه قدرت مداخله بانک را افزایش می‌دهد با افزایش پایه پولی و به دنبال آن حجم پول تقاضای سوداگری در بازارهای دارایی را افزایش و با افزایش نرخ تورم و ارزان شدن کالای خارج نسبت به داخل نرخ ارز را افزایش می‌دهد. تمامی ضرایب در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند.

نمودار (۱): نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال و نرخ بنیادین برآوردی ارز دلار به ریال



منبع: شبکه اطلاع رسانی طلا، سکه و ارز برای داده نرخ غیر رسمی ارز (دلار سلیمانیه) و یافته های پژوهش برای برآورد نرخ بنیادین غیر رسمی ارز

۶-۲- بررسی وجود حباب سفته‌بازی عقلایی با الگوی تغییر رژیم مارکوف با احتمالات انتقال متغیر

دو روش متفاوت مستقیم برای بررسی حباب سفته بازی وجود دارد؛ مدل تغییر رژیم وابسته به حالت و مدل تغییر رژیم مارکف. رژیم‌های الگوسازی شده برای رفتار حباب سفته‌بازی در این

www.SID.ir

Archive of SID

مقاله عبارتند از: ۱- رژیم آرام، ۲- رژیم انفجاری و ۳- رژیم فروپاشی. احتمالات انتقال متغیر در طول زمان برای هر یک از نه انتقال ممکن در تغییر رژیم مارکف مورداستفاده قرار می‌گیرد. تحت فرض نرمال بودن، جملات اخلال مدل تغییر رژیم مارکف با حداکثر راستنمایی شرطی تخمین زده می‌شود که تابع لگاریتم راستنمائی شرطی به صورت رابطه (۳۹) است و در آن θ بردار پارامترهای مدل و f تابع چگالی احتمال نرمال استاندارد برای هر یک از بازده‌های نرخ غیررسمی ارز است، انجام می‌پذیرد. تابع لگاریتم راستنمایی، متوسط موزون تابع لگاریتم راستنمایی در هر رژیم است که وزن‌های اعمال شده در این تابع احتمالات انتقال هستند و احتمالات انتقال غیرقابل مشاهده با استفاده از فیلتر همیلتون (۱۹۸۹) به‌دست آمده‌اند. تمامی تخمین‌های مدل با استفاده از نرم‌افزار متلب[1] شده است.

(۳۹)

$$\ln L(re_{t+1}|re_t.\theta.X_t) = \sum_{t=1}^{T} \ln[\sum_{i=1}^{3}\sum_{j=1}^{3} f(re_{t+1}|S_{t+1}=i.S_t=j.re_t.\theta.X_t)P(S_{t+1}=i.S_t=j|re_t.\theta.X_t)$$

جدول (٤): ضرایب معادلات حالت مدل معرفی شده و مدل بی-کی

	ضرایب معادلات حالت										
ضرایب	$\beta_{1.0}$	$\beta_{2.0}$	$\beta_{3.0}$	$\beta_{1.b}$	$\beta_{3.b}$	$\beta_{1.R}$	$\beta_{2.R}$	$\beta_{3.R}$	$\beta_{1.T}$	$\beta_{3.T}$
علامت مورد انتظار	+	+	+	+	−	−	−	+	+	+
ضرایب مدل سه رژیمی مارکف تخمین زده شده	۰/۸٤	۰/۰۷	۰/۲۵	۰/۵۵	−۰/۰٤	−۰/٦۷	−۰/۰۸	۱/۰۰۵	۰/۱٦	۰/۷٦
ضرایب مدل سه رژیمی بروکس و کاتساریس	۰/۳۲	−۰/۰۷	۱/٤	۰/۲۷۸	۰/۸۳۵	−۰/۰٦	۰/۰۸	−۱/٤۲	۰/۰۸	−۱/۰

انحراف معیار رژیم‌های انفجاری، آرام و فروپاشی در مدل تخمین زده شده به ترتیب ۰/۰۰۳۵، ۰/۰۰۸ و ۰/۰۰۱ و انحراف معیار متناظر آن‌ها در مدل بروکس و کاتساریس به ترتیب ۰/۰۰۲۵، ۰/۰۰۱٤ و ۰/۰۰۳۲ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۵): ضرایب معادلات انتقال به حالت آرام مدل معرفی شده و مدل بی-کی

	ضرایب انتقال به حالت آرام (آرام)										
ضرایب	$\alpha_{n.0.1}$	$\alpha_{n.0.2}$	$\alpha_{n.0.3}$	$\alpha_{n.b.1}$	$\alpha_{n.b.2}$	$\alpha_{n.b.3}$	$\alpha_{n.T.1}$	$\alpha_{n.T.2}$	$\alpha_{n.T.3}$	$\alpha_{n.sp.1}$	$\alpha_{n.sp.2}$	$\alpha_{n.sp.3}$
علامت مورد انتظار				−	+	−	−	−	-	−	−	−
ضرایب مدل سه رژیمی مارکف تخمین زده شده	−٤/۸	−۱۲/٦	−۱/۳	−۱۰/۸	٤/۷	٤/۷	−۰/۵٦	−٤	−۲	−۱/۹	−۲۵/۸	−۸/۲٤
ضرایب مدل سه رژیمی بروکس و کاتساریس	−٦/۲	−٦/۲	−٦/۲	−۱۷/۷	−۱۷/۷	−۱۷/۷	−۰/۸۵	−۰/۸۵	−۰/۸۵	۱۰/۷	۱۰/۷	۱۰/۷

منبع: یافته‌های پژوهش

1- MATLAB

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (٦): ضرایب معادلات انتقال به حالت انفجاری مدل معرفی شده و مدل بی-کی

ضرایب انتقال به حالت انفجاری									
ضرایب	$\alpha_{q.0.1}$	$\alpha_{q.0.2}$	$\alpha_{q.0.3}$	$\alpha_{q.b.1}$	$\alpha_{q.b.2}$	$\alpha_{q.b.3}$	$\alpha_{q.T.1}$	$\alpha_{q.T.2}$	$\alpha_{q.T.3}$
علامت مورد انتظار				−	+	−	+	+	+
ضرایب مدل سه رژیمی مارکف تخمین زده شده	−۹/۷۵	۱۳/۵٦	−٦۲/٤۵	−۲/۹۸	۱۲/۰٤	−۹۵/۲	۱۱/۰۳	۱/۲۵	**۷۲/۱**
ضرایب مدل سه رژیمی بروکس و کاتساریس	−۱۹/۵٤	−۱۹/۵	−۱۹/۵	−۲٦/۷	−۲٦/۷	−۲٦/۷	۲۷/۱۳	۲۷/۱۳	**۲۷/۱۳**

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۷): آماره‌های نسبت راستنمایی، آکاییک و بیزین شوارتز مدل معرفی شده و مدل بی-کی

	مدل سه رژیمی مارکف (مدل غیر مقید)	مدل سه رژیمی بی-کی (مدل مقید)
Log-liklihood	۲۲۰/۸	۱۵۰/۱۵
آماره آکائیک	−۳۳۷/٦	−۲۷٦/۳
آماره بیزین شوارتز	−۲۹۳/٦	−۲٤٤/۸
تعداد پارامترهای تخمین زده شده	۳۲	۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

مدل تغییر رژیم مارکف سه رژیمی ارائه شده در این مقاله تعمیمی از مدل استاندارد تغییر رژیم بی-کی است که اگر قیود تساوی ضرائب معادلات احتمال انتقال از سه حالت ممکن در زمان t به ترتیب به حالت‌های آرام انفجاری و فروپاشی در زمان t+1 اعمال شود، مدل مربوطه همان مدل بی-کی است. مدل بی-کی را می‌توان در مقابل مدل تغییر رژیم مارکف مورد استفاده در این مقاله تحت فرض صفر اعمال محدودیت‌های زیر بر پارامترها که نشان‌دهنده مدل بی-کی است در مقابل فرضیه جایگزین اینکه یکی از محدودیت‌ها برقرار نباشد، آزمون کرد که این مقایسه توسط آزمون نسبت راستنمایی صورت می‌پذیرد.

$$\alpha_{n.0.1} = \alpha_{n.0.2} = \alpha_{n.0.3} \quad , \quad \alpha_{n.b.1} = \alpha_{n.b.2} = \alpha_{n.b.3} \quad . \quad \alpha_{n.s.1} = \alpha_{n.s.2} = \alpha_{n.s.3}$$

$$\alpha_{q.b.1} = \alpha_{q.b.2} = \alpha_{q.b.3} \quad . \quad \alpha_{q.v.1} = \alpha_{q.v.2} = \alpha_{q.v.3} \, , \alpha_{q.0.1} = \alpha_{q.0.2} = \alpha_{q.0.3}$$

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۸): آماره نسبت راستنمایی برای انتخاب بهترین الگوی تغییر رژیم در توضیح حباب‌های سفته‌بازی عقلایی

آماره کای-دو	درجه آزادی	مقدار آماره نسبت راستنمائی	تقابل مدل‌ها برای انتخاب روش صحیح تخمین
$\chi^2(20)$ =۳۱/٤۱	۲۰	۱٤۱/۳	مدل (B.K) در برابر مدل(۱)

* مقادیر بحرانی گزارش شده از جدول کای-دو برای سطح اعتماد ۹۵ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آزمون استحکام حداکثر راستنمایی و با توجه به آنکه مقدار آماره این آزمون برای مدل بی-کی آشیان کرده در مدل (۱) از مقدار بحرانی آماره کای-دو بزرگ‌تر است. بنابراین، مدل غیر مقید سه رژیمی که در آن احتمالات انتقال از فرآیند مارکف مرتبه اول پیروی می‌کنند در برابر مدل مقید بی-کی بهترین الگوی طراحی شده است. با وجود رد مدل بی- کی در مقابل مدل تغییر رژیم مارکف، برخی نقاط مشترک در نتایج در هر دو مدل‌ها وجود دارد. هر دو مدل بر سهم حباب‌ها در ایجاد رژیم های انفجاری، فروپاشی و آرام در بازده دارایی توافق دارند که این مهم توسط تحقق علامت ضرایب مورد انتظار جدول (۴) که ضرایب بتا معادله (۲۷) می باشند، برآورده شده است؛ به طوری که ضرایب علامت‌های یکسان ولی مقادیر متفاوت در هر دو مدل را نشان می‌دهند.

با توجه به آنکه یکی از اهداف این مقاله شناسایی حباب‌های سفته‌بازی عقلایی و تعیین زمان دقیق تشکیل و فروپاشی حباب‌های چندگانه در نرخ غیررسمی ارز است با بررسی احتمالات هموار شده گزارش شده توسط نرم‌افزار، زمان‌های دقیق تغییر رژیم در این الگو که دارای سه رژیم انفجاری، آرام و فروپاشی است، شناسایی شده که این نتایج به ترتیب در جدول (۹) و نمودار (۲) گزارش می‌شوند.

جدول (۹): زمان‌های دقیق شناسایی شده قرارگیری نرخ غیررسمی ارز در رژیم‌های آرام، انفجاری و فروپاشی توسط الگوی تغییر رژیم مارکوف طراحی شده و زمان‌های تغییر رژیم

نام رژیم	آرام	انفجاری	فروپاشی
بازه زمانی	۹۰/٤ – ۸۹/۱	۹۰/۵	۹۰/٦
		۹۰/۷	۹۰/۸
		۹۰/۱۰ – ۹۰/۹	۹۰/۱۱
	۹۱/٦ – ۹۰/۱۲	۹۱/۷	۹۱/۹ – ۹۱/۸

www.SID.ir

Archive of SID

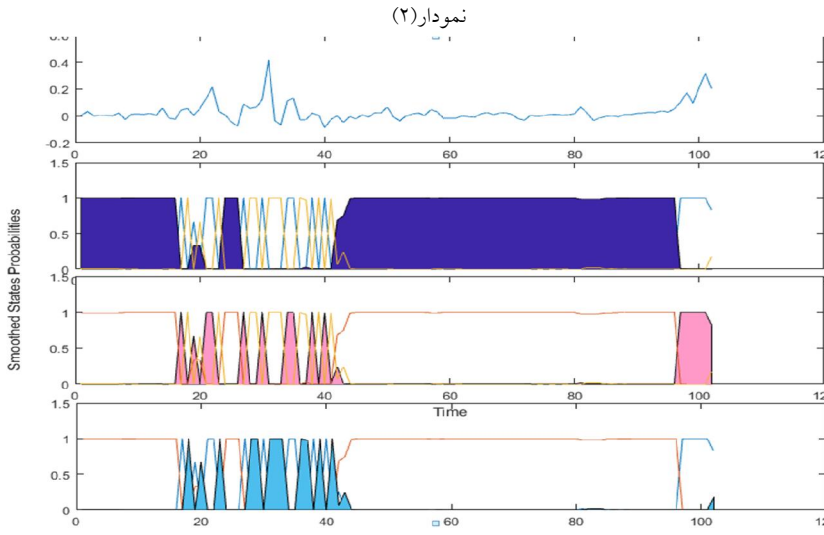
		۹۱/۱۰ – ۹۱/۱۱	۹۲/۱ – ۹۱/۱۲
		۹۲/۲	۹۲/۳
	۹۲/٦ – ۹٦/۱۲	۹۲/٤	۹۲/٥
		۹۷/۱ – ۹۷/٦	–
طول زمان باقی ماندن در هر رژیم (ماه)	۷/۷٦۸۸	۱/۱۰۸۳	۱/٤۹۲۳

منبع: یافته های پژوهش بر اساس برآورد رژیم های آرام، انفجاری و فروپاشی بر اساس روش تغییر رژیم مارکوف با احتمالات انتقال متغیر با نرم افزار مطلب

پس از مقایسه نتایج مجموعه نمودارهای (۲) و جدول (۹) در بازه زمانی مورد مطالعه که هر دو حاکی از زمان های برآوردی بودن در رژیم های انفجاری، فروپاشی و آرام شناسایی شده توسط نرم‌افزار متلب برای بررسی امکان وجود حباب در نرخ غیررسمی ارز با روش تغییر رژیم مارکوف با احتمالات انتقال متغیر در طول زمان با جدول (۱) که بیانگر شواهد تاریخی رفتارهای انفجاری و فروپاشی ارز و ارتباط آن با دوره‌های اعمال تحریم‌های نفتی و بانکی موثر بر نرخ غیررسمی ارز و رخدادهای تاثیرگذار داخلی بر این نرخ است، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رژیم های انفجاری گزارش شده توسط نرم‌افزار دقیقا بر دوره‌های وقوع بحران‌های ارزی براساس شواهد تاریخی منطبق هستند. در حالی که رژیم‌های فروپاشی پس از دوره وقوع بحران‌های ارزی به وقوع پیوسته‌اند. همچنین رژیم آرام در فاصله زمانی بهار ۱۳۹۴ تا زمستان ۱۳۹۶ که مصادف با تصویب برجام و افزایش درآمدهای نفتی است در بازار غیررسمی ارز از قابلیت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار(۱-۲): بازده ناخالص نرخ غیررسمی ارز

نمودار(۲-۲): احتمال قرارداشتن در رژیم آرام شناسایی شده توسط نرم افزار مطلب در هر نقطه از زمان

نمودار(۳-۲): احتمال قرارداشتن در رژیم ا نفجاری شناسایی شده توسط نرم افزار مطلب در هر نقطه از زمان

نمودار(٤-۲): احتمال قرارداشتن در رژیم فروپاشی شناسایی شده توسط نرم افزار مطلب در هر نقطه از زمان

منبع: یافته‌های پژوهش

٦-۳- بررسی استحکام مدل طراحی شده تغییر رژیم مارکف

برای بررسی استحکام الگوی طراحی شده ابتدا باید این الگو را در برابر الگوهای رقیبی که دارای تصریح‌هایی متفاوت از تصریح مارکوف هستند و یا از ترکیبات دیگری از متغیرهای کنترل استفاده می‌کنند، آزمون کرد. با توجه به آنکه انتظار می‌رود بازده ناخالص نرخ غیررسمی ارز و نوع خاص تصریح مدل به شاخص تحریم‌ها و خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی وابسته باشد. بنابراین، انواع دیگری از تصریح را بدون لحاظ این دو متغیر در معادلات حالت رژیم و در احتمالات انتقال معرفی می‌کنیم. همچنین امکان ایجاد تصریح‌هایی دیگر با عدم لحاظ فاصله بازده از متوسط ۶ ماهه گذشته آن نیز وجود دارد.

برای این منظور از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی (LR) برای بررسی صحت الگوی مارکف طراحی شده این مقاله در مقابل ۵ مدل آشیان کرده[1] در آن استفاده کرده‌ایم که

۱- آزمون LR تنها برای انتخاب بین مدل‌هایی که در درون هم آشیان کرده‌اند، قابلیت کاربرد دارد. بنابراین، بررسی با این آزمون بر انتخاب میان مدل اصلی و مدلی که برخی از ضرایب مدل اصلی در آن برابر با یکدیگر یا برابر با صفر

www.SID.ir

Archive of SID

اولین مدل، براساس جداول (۱۰) و (۱۱) مدل طراحی شده در این مطالعه و مدل‌های دوم تا ششم مدل‌هایی ساده‌تر هستند که در آن‌ها مورد به مورد به بررسی قدرت توضیحی دو شاخص هشداردهی زودهنگام که شاخص تحریم و فاصله بازده واقعی از بازده متوسط شش ماهه است و قدرت توضیحی متغیر ذخایر ارزی کشور در توضیح نوسانات ارزی پرداخته شده است. از آزمون (LR) برای محاسبه ارزش آماره احتمال و تصمیم‌گیری برمبنای آنکه مدل مقید تحت فرضیه صفر را به نفع مدل غیرمقید تحت فرضیه یک رد کنیم، استفاده می‌شود که در آن l_R، حداکثر راستنمایی مدل مقید و l_g حداکثر راستنمایی مدل غیر مقید هستند.

$$LR = D = -2\log(l_R/l_g)$$

توزیع احتمال آماره آزمون توزیع کای-دو با درجه آزادی $df_2 - df_1$ است که در آن df_1 درجه آزادی مدل غیرمقید $(n - k_1)$ و df_2 درجه آزادی مدل مقید $(n - k_2)$ است.

با توجه به آزمون حداکثر راستنمایی و با توجه به آنکه مقدار آماره این آزمون برای ۵ مدل آشیان کرده در مدل ۱، از مقدار بحرانی آماره کای-دو بزرگتر می‌باشد، لذا مدل غیر مقید سه رژیمی که در آن احتمالات انتقال از فرآیند مارکف مرتبه اول پیروی می‌کنند، بهترین الگوی طراحی شده می‌باشد.

علامت‌های ضرایب تخمین زده شده تغییر رژیم مارکف و ۵ مدل رقیب آشیان کرده در مدل طراحی شده در این مقاله در الگو سازی حباب‌هایی که به صورت دوره ایی فرو می‌پاشند، در جدول (۱۰) گزارش شده اند.

هستند (مدل های مقید) امکان‌پذیر است. فرآیند انتخاب مدل صحیح بر این اساس است که اگر فرضیه صفر (مدل مقید) در مقابل فرضیه مقابل (مدل غیر مقید) رد شود، مدل اصلی بهترین مدل است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۱۰): آماره نسبت راستنمایی برای انتخاب بهترین مدل حباب‌های سفته‌بازی عقلایی در نرخ ارز دلار به ریال

آماره کای-دو	درجه آزادی	مقدار آماره نسبت راستنمائی	
$\chi^2(3)$= ۷/۸۱	۳	٤٥/٥٦	مدل (۲) در برابر مدل(۱)
$\chi^2(4)$= ۹/٤۸	٤	۳۹/۰۸	مدل (۳) در برابر مدل(۱)
$\chi^2(11)$= ۱۹/٦٧	۱۱	٤۱/٥	مدل (٤) در برابر مدل(۱)
$\chi^2(2)$= ٥/۹۹	۲	٤۲/٥۸	مدل (٥) در برابر مدل(۱)
$\chi^2(8)$= ۱٥/٥	۸	۱٦/۹	مدل (٦) در برابر مدل(۱)

*مقادیر بحرانی گزارش شده از جدول کای-دو برای سطح اعتماد ۹۵ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آنکه برای تحقق حباب سفته‌بازی الزاما باید دو شرط ذیل برقرار باشد:

$$\beta_{1.b} > \beta_{3.b} \quad , \quad \beta_{3.b} < 0 .$$

بررسی علامت و اندازه مطلق این دو ضریب در ۶ تصریح ممکن از الگوی پیشنهادی بیانگر آن است که تنها تصریح مدل پیشنهادی در این مدل الزامات تحقق حباب سفته‌بازی را در الگوی مبتنی بر تلفیق دو روش تغییر رژیم وابسته به حالت و مارکوف دارا است. علاوه بر این رد شدن تصریح دوم در برابر تصریح اول بیانگر تایید قدرت بالای خالص ذخایر بانک مرکزی در توضیح نوسانات نرخ غیررسمی ارز است. رد شدن تصریح سوم نیز در برابر تصریح اول بیانگر قدرت بالای متغیر تحریم در توضیح نوسانات ارزی و احتمالات انتقال به رژیم‌های انفجاری و آرام است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۱۱): تقابل مدل‌ها برای انتخاب تاثیرگذارترین متغیرهای توضیحی بر اساس برآوردهای آماری

ضرایب معادلات حالت														
ضرایب	$\beta_{1.0}$	$\beta_{2.0}$	$\beta_{3.0}$	$\beta_{1.b}$	$\beta_{3.b}$	$\beta_{1.R}$	$\beta_{2.R}$	$\beta_{3.R}$	$\beta_{1.T}$	$\beta_{3.T}$	LL	AIC	BIC	n.p'
علامت مورد انتظار	+	+	+	+	−	−	−	+	+	+				
(۱)	۰/۸٤	۰/۰۷	۰/۲۵	۰/۵۵	−۰/۰٤	−۰/٦۷	−۰/۰۸	۱/۰۰۵	۰/۱٦	۰/۷٦	۲۲۰/۸۲	−۳۷۷	−۲۹۳	۳۲
(۲)	−۱۵/۳	۰/۰۰۸	−۰/۱٤	۰/۲	۰/۵۳	−	−	−	۰/۰٦	۰/۱۲	۱۹۸/۰٤٤	−۳۳۹	−۲٦۳	۲۹
(۳)	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	−۰/٤۵	۰/٤۰٦	۲/۰٦	−	−	−	−	−	۲۰۱/۲۸	−۳٤٦	−۲۷۳	۲۸
(٤)	−۰/٤٦	۰/۰۰٤	۰/۱۲	۰/٦٦	۰/۵۲	−	−	−	۰/۳۸	−۰/۱۲	۲۰۰/۰۷	−۳٤۲	−۲۵۹	۲۱
(۵)	۱/۰۳۵	۰/۰۱٤	۲/٦۵	۰/۵٦	۰/۸۸	−۰/۸٤	۰/۰۰۸	−۲/۷۳	−۰/۱۹	۰/۰۳۹	۱۹۹/۵	−۳۳۹	−۲٦۰	۳۰
(٦)	۰/۹۱	−۰/۰۳	−۱/۳٦	۰/٦۳	۰/۷۳	−۰/۷۵	۰/۰۳	۰/۹۸	−۰/۱۸	۰/۳	۲۱۳/۳۷	−۳٤٤	−۲٦۵	۲٤

مدل (۱): الگوی تغییر رژیم مارکف با ۳ رژیم طراحی شده در این مقاله (مدل غیر مقید)

مدل(۲): الگوی تغییر رژیم مارکف طراحی شده مقاله بدون متغیر ذخایر ارزی در معادلات حالت

مدل (۳): الگوی تغییر رژیم مارکف طراحی شده مقاله بدون متغیر ذخایر ارزی و شاخص تحریم در معادلات حالت و احتمالات انتقال

مدل (۴): الگوی تغییر رژیم مارکف طراحی شده مقاله که در آن متغیر حالت تنها به مقدار ذخایر وابسته نیست و احتمالات انتقال تنها به اندازه نسبی حباب وابسته هستند.

مدل (۵): الگوی تغییر رژیم مارکف طراحی شده مقاله که در آن فاصله بازده تا میانگین در احتمال انتقال وارد نشده است.

مدل (۶): الگوی تغییر رژیم مارکف طراحی شده که در آن بدون شاخص تحریم در معادلات حالت وجود دارند، اما شاخص تحریم و فاصله بازده تا میانگین در احتمالات انتقال وجود ندارند.

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تلاطمات ارزی در کشورهایی با بازار ارز غیرکارا همچون ایران تاثیرات نامطلوبی را بر عملکرد متغیرهای اقتصادی و ثبات اقتصاد بر جای می‌گذارند. تلاطمات این بخش به طور مستقیم فعالیت‌های کسب و کار در بخش‌های صادرات و واردات، قدرت رقابت پذیری بنگاه‌های داخلی، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری خارجی در کشور و قیمت‌های داخلی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین اهمیت این موضوع در اقتصاد ایران به دلیل نقش مهم درآمدهای ناشی از صادرات نفت در تنظیم بودجه دو چندان است. خلاصه‌ای از عملکرد بازار ارز در ایران طی دهه اخیر در جدول (۱) گزارش شده است که نشان می‌دهد که بازار ارز با سه بحران ارزی طولانی مدت در پاییز و زمستان ۱۳۹۰، زمستان ۱۳۹۱ و بهار و تابستان ۱۳۹۷ مواجه بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

در حالی که بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که قیمت‌های دارایی منعکس‌کننده مقادیر ناشی از عوامل بنیادین بازار هستند، اما بسیاری از بازیگران بازار دارایی معتقدند که عوامل بنیادین تنها بخشی از کل داستان هستند. با فرض صحت دیدگاه گروه دوم با بحثی تحت عنوان، رویدادهای برون‌زا همچون انگیزه سفته‌بازی در بازار دارایی مواجه خواهیم بود و تئوری ساده قیمت‌گذاری دارایی نمی‌تواند قیمت بازار را مشخص سازد. طبق تئوری حباب‌های عقلایی و مدل قیمت‌گذاری دارایی، تنها یک سری برای مقدار مسیر قیمت بنیادین وجود دارد و بقیه مسیرها دارای حباب‌های قیمتی خواهند بود. در چنین شرایطی، مدل‌های اقتصادی که به منظور پیش بینی قیمت‌های جاری بازار توسط بنگاه‌ها ایجاد شده‌اند، نیازمند قیدهای بیشتری هستند که امکان جداسازی مسیر قیمتی بنیادین را از مسیرهای حبابی فراهم آورد. این پدیده محققان را بر آن داشته تا مدل‌هایی را به منظور درک و مدلسازی رفتار دارایی (نرخ ارز) طراحی کنند. این مقاله به دنبال شناسایی منشا تلاطمات ارزی و امکان وجود حباب سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال با طراحی الگویی نوین است که تلفیقی از مدل وابسته به حالت بروکس و کاتساریس و مدل تغییر رژیم مارکف با احتمالات انتقال متغیر در طول زمان در بازه زمانی اسفند ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۷ که اوج‌های ناگهانی، فروپاشی و ثبات نسبی در نرخ غیررسمی ارز ایران مشاهده می‌شود، است.

مزیت مطلق روش تغییر رژیم مارکوف با احتمالات انتقال متغیر نسبت به تمامی روش‌های تشخیص حباب آن است که وجود حباب تصادفی را می‌پذیرد و شرایطی را نشان می‌دهد که در آن تئوری توزیع مجانبی تخمین پارامترها تحت فرض مقابل حباب‌های نرخ ارز، مورد تایید قرار می‌گیرد. آزمون‌های حباب، فرضیه صفر مرکب عدم وجود حباب و عوامل بنیادین بازار را که به شکل صحیحی تصریح شده‌اند، آزمون می‌کنند که باید نسبت به سری‌های داده و معادلاتی که شامل مدل اقتصادی می‌شوند، برون‌زا باشند. بنابراین، آزمون حباب عقلایی با روش تغییر رژیم مارکوف برای نرخ ارز غیررسمی، بیانگر صحت مدل تعادلی رفتاری انتخابی در این مقاله نیز است.

در طراحی الگوی سه رژیمه مارکف برای شناسایی حباب سفته‌بازی در نرخ غیررسمی ارز ایران علاوه بر اندازه نسبی حباب که معیاری از تمایل به سفته‌بازی بیشتر در رژیم‌های انفجاری است، شاخص تحریم‌های اعمال شده در حوزه نفتی و بانکی و خالص ذخایر

www.SID.ir

Archive of SID

ارزی بانک مرکزی در معادلات حالت و شاخص تحریم و فاصله بازدهی نرخ ارز از میانگین شش ماهه آن به عنوان شاخص هشداردهی زودهنگام در احتمالات انتقال الگوی تغییر رژیم مارکف لحاظ می‌شوند. نقطه تمایز دیگر مدل طراحی شده با مدل بی-کی آن است که متغیرهای موثر شرطی در تخمین احتمالات انتقال برای رژیم انفجاری، عبارتند از اندازه نسبی حباب و شاخص تحریم‌های بانکی. حضور شاخص تحریم در احتمال باقی ماندن در رژیم انفجاری، سیگنالی برای باقی ماندن حباب در آن رژیم است. این متغیر در معادله احتمال انتقال رژیم آرام وارد نمی‌شود بدان علت که در آن رژیم و در آن بازه زمانی، شاخص وزنی تحریم، نوسان چندانی را تجربه نمی‌کند.

نتایج تخمین حاکی از تایید وجود حباب سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال است. براساس نتایج، در دهه اخیر، شاخص تحریم، عامل پیشرو در ایجاد تقاضای سفته‌بازی در بازار ارز بوده و این شاخص به همراه تقاضای سفته‌بازی و مداخلات بانک مرکزی، قادر به توضیح تلاطمات ارزی اخیر بوده‌اند. با توجه به آنکه متغیر تحریم، نااطمینانی در بازار ارز را گسترش می‌دهد، از این رو، بازدهی مورد انتظار برای جبران نااطمینانی در این رژیم افزایش می‌یابد. در رژیم فروپاشی نیز دقیقا با رویدادی مشابه و افزایش نااطمینانی ناشی از کمبود عرضه ارز، سفته‌بازان تمایل به دریافت بازدهی بیشتر می‌کنند.

با توجه به آنکه طبق تعریف، رژیم آرام، رژیمی با بازدهی متوسط ثابت است، اعمال تحریم‌ها تنها منجر به گذار از حالت آرام به حالت انفجاری می‌شود. با افزایش ذخایر و افزایش توان بانک مرکزی برای مداخله به علت امکان فروش بیشتر ارز، بازدهی ناخالص نرخ ارز در مقایسه با زمانی که ذخایر کمتر است، کاهش می‌یابد و در رژیم فروپاشی با توجه به آنکه خرید ارز انجام می‌گیرد، انتظار می‌رود که با افزایش ذخایر به دلیل تمایل کمتر بانک به خرید ارز در رژیم فروپاشی، بازدهی ناخالص نرخ ارز افزایش یابد. احتمال باقی ماندن حباب در رژیم انفجاری با افزایش اندازه نسبی حباب به علت احتمال قریب الوقوع ترکیدن و ورود به رژیم فروپاشی کاهش می‌یابد و احتمال باقی ماندن در رژیم انفجاری با افزایش شاخص تحریم، بیشتر می‌شود. این در حالی است که احتمال انتقال از رژیم آرام به رژیم انفجاری با افزایش اندازه نسبی حباب، افزایش و احتمال انتقال از رژیم فروپاشی به رژیم انفجاری با افزایش اندازه نسبی حباب کاهش می‌یابد. با افزایش شاخص

www.SID.ir

Archive of SID

تحریم‌ها، احتمال انتقال از رژیم فروپاشی به رژیم انفجاری با افزایش‌های شدید در نرخ ارز و بازدهی ناخالص آن افزایش می‌یابد. با توجه به آنکه شاخص تحریم منجر به رفتار غیر ایستا و نوسانات شدید در نرخ ارز شده و رژیم آرام، رژیمی با بازدهی متوسط ثابت است، احتمال انتقال از رژیم آرام به رژیم انفجاری نیز در نتیجه افزایش شاخص تحریم‌ها و بازدهی ناخالص نرخ ارز افزایش می‌یابد.

تشخیص صحیح زمان وقوع دوره‌های حبابی به منظور مداخله بهنگام در بازار ارز و جلوگیری از انحراف نرخ ارز از ارزش بنیادین آن، اهمیت زیادی برای سیاست‌گذاران دارد. براساس نتایج بازه‌های زمانی شناسایی شده برای رژیم انفجاری، این رژیم‌ها دقیقا بر دوره‌های وقوع بحران ارزی منطبق هستند در حالی که رژیم‌های فروپاشی، تمایل به همزمانی با دوره‌های پس از بحران را دارند. رژیم‌های آرام نیز با دوره‌هایی که بازدهی نرخ ارز از روند افزایشی ملایمی برخوردار است، منطبق هستند. با بازبینی الگو نسبت به انواع تصریح‌های ممکن و ترکیب‌های متغیرهای کنترل، الگوی طراحی شده از استحکام کافی برخوردار است. با توجه به معناداری ضرایب اندازه نسبی حباب در الگوی طراحی شده و برآورده شدن قیدهای لازم در ضرایب تخمین زده شده وجود حباب سفته‌بازی عقلایی در نرخ غیررسمی ارز ایران تایید می‌شود که حاکی از آن است که سفته‌بازی یکی از عوامل تعیین‌کننده بی ثباتی بازار ارز است.

یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که مدل‌های تغییر رژیم مارکف می‌توانند پویایی‌های رفتار نرخ ارز را توضیح داده و زمان روی دادن حباب‌ها را تشخیص دهند. اثبات وجود و تشخیص وقوع حباب ها، کاربردهای مفیدی می‌تواند داشته باشد. وجود مدل‌هایی که قابلیت بالائی در تشخیص حباب داشته باشند، این امکان را برای سیاست‌گذاران اقتصادی و مسئولین بانک مرکزی فراهم می‌کند که شکل‌گیری حباب‌ها را به موقع تشخیص داده و اقدامات لازم را جهت ثبات بازار ارز اتخاذ کنند. همچنین سرمایه‌گذاران و شرکت‌هایی که در معرض ریسک نرخ ارز هستند، می‌توانند با بهره‌گیری از این مدل‌ها وجود رفتار سفته‌بازی در بازار را متوجه شده و برنامه‌ریزی عملیاتی مناسبی را در حوزه فعالیت‌های بین‌المللی اتخاذ کنند. در حوزه ادبیات اقتصادی، اثبات وجود حباب‌های سفته‌بازی، دلالت بر عدم کارایی بازار ارز دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

در حوزه اقتصادسنجی نیز با توجه به آنکه وجود رژیم‌های چندگانه در رفتار نرخ ارز با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکف که مدلی غیر خطی است، اثبات می‌شود، ضعف مدل‌هایی را نشان می‌دهد که به صورت خطی رفتار نرخ ارز را الگوسازی می‌کنند. با توجه به اعمال تحریم‌های همه جانبه ایالات متحده از اردیبشت ۱۳۹۷ که منجر به تلاطم شدید در بازار ارز شده است به نظر می‌رسد که اتخاذ اقداماتی همچون افزایش نرخ سود بانکی متناسب با نرخ تورم به منظور عدم ایجاد حباب‌های کاذب قیمت در بازارهایی همچون طلا و ارز و مدیریت پایه پولی در راستای کنترل بازار ارز، یکسان‌سازی سیستم سه نرخی فعلی ارز (نرخ ارز رسمی، مبادله ای و بازار) به یک سیستم دو نرخی توسط بانک مرکزی و کاهش مخارج دولتی در شرایط تحریمی بتواند در کاهش التهابات بازار ارز راهگشا باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

الف- فارسی

بانک اطلاعات سری زمانی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

بانک داده‌های اقتصادی و مالی، معاونت اقتصادی وزارت اقتصاد و امور دارایی.

دیواندری، علی و حمید زمان‌زاده (۱۳۹۷)، «برآورد نرخ ارز بنیادی و سنجش حباب ارزی در اقتصاد ایران»، بیست و هشتمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، مرکز همایش‌های بین المللی صدا و سیما.

حیدری، حسن، زهرا صالحیان صالحی‌نژاد و سلیمان فیضی (۱۳۹۳)، «تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان – متغیر»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۶۷، (۱۴) ۵۴، ۶۷-۹۹.

سلطانی‌نژاد، حامد (۱۳۹۴)، *پوشش نوسانات نرخ ارز (بازار قراردادهای آتی)*، شرکت بورس کالای ایران، تهران، ایران.

مروت، حبیب و علی فریدزاد (۱۳۹۴)، «نقش انتظارات در شکل‌گیری نوسانات نرخ ارز»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۴)،۸۹-۱۱۵.

منصف عبدالعلی، محمدرضا قاسمی و الهه رضائیان (۱۳۹۳)، «محاسبه حباب عقلایی در بازار ارز ایران طی سالهای ۱۳۹۱-۱۳۸۰»، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۴ (۱۳) :۱۱۱-۱۳۸.

ورتابیان کاشانی، هادی (۱۳۹۲)، «تحلیل منشأ نوسانات نرخ ارز طی سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۸۹)»، *فصلنامه سیاست‌های مالی واقتصادی*، ۱ (۴) :۱۳۱-۱۵۴.

راسخی، سعید، علمی، زهرامیلانی، شهرازی، میلاد(۱۳۹۶)، «آزمون حباب‌های چندگانه در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد RTADF»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۷ (۲۷) :۷-۳۹.

ب- انگلیسی

Anderson, K., Brooks, C., & Katsaris, A. (2010), "Speculative bubbles in the S&P 500 : Was the tech bubble confined to the tech sector?", *Journal of empirical finance*, 17(3), 345-361.

www.SID.ir

Archive of SID

Balcilar, M., Gupta, R., Jooste, C., & Wohar, M. E. (2016), "Periodically collapsing bubbles in the South African stock market", *Research in International Business and Finance*, 38, 191-201.

Blanchard, O. (1979), "Speculative bubbles, crashes and rational expectations", *Economics Letters*, 3(4), 387-389.

Blanchard, O., & Kahn, C. (1980), "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations", *Econometrica*, 48(5), 1305-1311.

Blanchard, O., & Watson, M. (1982), *Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets*, In P. Wachtel, Crises in the Economic (pp. 295–316). Lexington: Lexington Books.

Brooks, C., & Katsaris, A. (2005), "A Three□Regime Model of Speculative Behaviour: Modelling the Evolution of the S&P 500 Composite Index", *The Economic Journal*, 115(505), 767-797.

Brunetti, C., Scotti, C., Mariano, R., & Tan, A. (2008), "Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia", *Emerging Markets Review*, 9(2), 104-128.

Buiter, W., & Pesenti, P. (1990), Rational Speculative Bubbles in an Exchange Rate Target Zone. NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, Inc.

Charemza, W., & Deadman, D. F. (1996), "Speculative Bubbles With Stochastic Explosive Roots: The Failure of Unit Root Testing", *Journal of Empirical Finance*, 2(2), 153-163.

Chan, C., Landry, L., & Jalbert, T. (2003), "Effects Of Exchange Rates On International Transfer Pricing Decisions", *International Business & Economics Research Journal*, 3(3), 35-48.

COSTA, C. T., SILVA, W. V., ALMEIDA, L. B., & VEIGA, C. P. (2017), Empirical evidence of the existence of speculative bubbles in the prices of stocks traded on the São Paulo Stock Exchange, Contad. Adm [online], 62(4), 1317-1334.

Diba, B., & Grossman, H. (1988), "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?", *American Economic Review*, 78(3), 520-30.

Diebold, F., Lee, J. H., & Weinbach, G. C. (1993), Regime switching with time-varying transition probabilities. In C. Granger , & G. Mizon, Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration (Hargreaves ed., pp. 283-302), Oxford: Oxford University Press.

Ding , Z. (2012). An Implementation of Markov Regime Switching Model With Time Varying Transition Probabilities in MATLAB. http: // dx.doi. org / 10.2139/ssrn.2083332

Evans, G. (1991), "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices", *American Economic Review*, 81(4), 922-30.

www.SID.ir

Archive of SID

Evans, G. W. (1986), "A Test for Speculative Bubbles in the Sterling-Dollar Exchange Rate: 1981-84", *The American Economic Review*, 76(4), 621-636.

Ferreira, J. E. (2006). Periodically Collapsing Rational Bubbles in Exchange Rates: A Markov-Switching Analysis for a Sample of Industrialised Markets, Studies in Economics 0604. University of Kent: School of Economics.

Flood, R., & Garber, P. (1980), "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests", *Journal of Political Economy*, 88(4), 745-70.

Flood, R., & Hodrick, R. (1990), "On Testing for Speculative Bubbles", *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 85-101.

Frankel, J., & Froot, K. (1990), "Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market", *American Economic Review*, 80(2), 181-85.

Frömmel, M., MacDonald, R., & Menkhoff, L. (2005), "Markov switching regimes in a monetary exchange rate model", *Economic Modelling*, 22(3), 485-502.

Filardo, A. (1994), "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 299-308.

Grossman, H. I., & Diba, B. (1988), "The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices", *Economic Journal*, 746-754.

Hall, S., & Sola, M. (1993). *Testing for Collapsing Bubbles: An Endogenous Switching ADF Test*, Discussion paper: Centre for Economic Forecasting, London: London Business School.

Hall, S., Psaradakis, Z., & Sola, M. (1999), "Detecting Periodically Collapsing Bubbles: A Markov-Switching Unit Root Test", *Journal of Applied Econometrics*, 14(2), 143-54.

Hamilton, J., & Whiteman, C. (1985), "The observable implications of self-fulfilling expectations", *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 353-373.

Hamilton, J. (1990), "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39-70.

Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6), 1251-71.

Higgins, M., & Ofori – Acheampong, F. (2018), "A Markov Regime-Switching Model With Time – Varying Transition Probabilities for Identifying Asset Price Bubbles", *International Journal of Economics and Finance*, 10(4), 1-14.

Homm, U., & Breitung, J. (2012), "Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Comparison of Alternative Methods", *Journal of Financial Econometrics*, 10(1), 198-231.

www.SID.ir

Archive of SID

Hu, Y., & Oxley, L. (2017), "Are there bubbles in exchange rates? Some new evidence from G10 and emerging market economies", *Economic Modelling*, 64(c), 419-442.

Kindleberger, C. P. (1989), *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises*, London: Macmillan.

Kirikos, D. (1998), "Forecasting Exchange Rates out of Sample: Random Walk vs Markov Switching Regimes", *Applied Economics Letters*, 7(2), 133-36.

Krugman, P. (1979), "A Model of Balance-of-Payments Crises", *Journal of Money, Credit and Banking*, 11(3), 311-25.

MacDonald, R., & Clark, P. B. (1998), Exchange Rates and Economic Fundamentals : A Methodological Comparison of BEERs and FEERs. Working Paper No. 98/67, International Monetary Fund.

Maldonado, W., Tourinho, O. A., & Valli, M. (2012), "Exchange rate bubbles: Fundamental value estimation and rational expectations test", *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 1033-1059.

Meese, R. (1986), "Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates?", *Journal of Political Economy*, 94(2), 345-73.

Meese, R., & Rose, A. (1991), "An Empirical Assessment of Non-Linearities in Models of Exchange Rate Determination", *Review of Economic Studies*, 58(3), 603-619.

Meese, R., & Rogoff, K. (1983), "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.

Panopoulou, E., & Pantelidis, T. (2015), "Regime-switching models for exchange rates", *The European Journal of Finance*, 21(12), 1023-1069.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015), "Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in The S&P 500", *International Economic Review*, 56(4), 1043-1078.

Phillips, P., & Yu, J. (2011), Dating the Timeline of Financial Bubbles during the Subprime Crisis. owles Foundation Discussion Papers, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.

Psaradakis, Z., Sola, M., & Spagnolo, F. (2004), "On Markov error correction models, with an application to stock prices and dividends", *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), 69-88.

Rapach, D. E., & Wohar, M. (2002), "Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data", *Journal of International Economics*, 58(2), 359-385.

www.SID.ir

Archive of SID

Reitz, S., & Westerhoff, F. (2003), Nonlinearities and Cyclical Behavior: The Role of Chartists and Fundamentalists, CFS Working Paper Series, Center for Financial Studies (CFS).

Schaller, H., & van Norden, S. (1997), "Regime switching in stock market returns", *Applied Financial Economics*, 7(2), 177-191.

Schaller, H., & van Norden, S. (2002)." Fads or bubbles?", *Empirical Economics*, 27(2), 335–362.

Shiller, R. (1981), "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", *American Economic Review*, 71(3), 421-36.

van Norden, S., & Schaller, H. (1993), "The Predictability of Stock Market Regime: Evidence from the Toronto Stock Exchange", *The Review of Economics and Statistics*, 75(3), 505-10.

Van Norden, S., & Vigfusson, R. (1998), "Avoiding the Pitfalls: Can Regime-Switching Tests Reliably Detect Bubbles?", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 3(1), 1-22.

van Norden, S. (1996), "Regime switching as a test for exchange rate bubbles", *Journal of Applied Econometrics*, 11(3), 219-251.

van Norden, S., & Schaller, H. (1999), "Speculative Behavior, Regime-Switching, and Stock Market Crashes. In S. van Norden, & H. Schaller2", *Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data*, Vol. 1, pp. 321-356.

Wu, Y. (1995), "Are there rational bubbles in foreign exchange markets? Evidence from an alternative test", *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 27-46.

Yuan, C. (2011), "Forecasting exchange rates: The multi-state Markov-switching model with smoothing", *International Review of Economics & Finance* , 20(2), 342-362.

www.SID.ir