

ارزیابی وجود حباب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز

آزاده اختری*
محسن مهرآرا†

علی طبیب‌نیا‡

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۲۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۷

چکیده

هدف این مقاله بررسی وجود حباب‌های ذاتی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال، علل ایجاد این حباب‌ها، و تعیین بازه‌های وقوع آن‌ها جهت اتخاذ سیاست‌های مناسب است. حباب‌های ذاتی که منشأ آن تغییرات عامل بنیادین است، با شکل‌گیری انتظاراتی مبنی بر ارزشمندبودن ارز در دوره‌های آتی نسبت به دارایی‌های مشابه و ارزش‌گذاری بیش‌ازحد ارز ایجاد و با حباب‌های سفته‌سازی که به واسطه افزایش تقاضای ارز در این دوره با انگیزه کسب سود در دوره‌های آتی شکل می‌گیرند، متفاوت‌اند. از دیدگاه روش‌شناسی، هنگامی که نرخ بنیادین و نرخ ارز برآزش‌شده بر هم منطبق نیستند، حباب ذاتی وجود دارد. طبق یافته‌های مقاله در بازه زمانی خرداد تا اسفند ۱۳۹۴، حباب ذاتی در نرخ ارز وجود داشته که علت آن کاهش در درآمدهای نفتی است. همچنین در بازه زمانی بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷، حباب ذاتی مشاهده شد که علت ایجاد حباب، کسری بودجه و تأمین آن با فروش سکه‌های طلای ارزان بود، که ریشه در نگرانی از کاهش درآمدهای نفتی به واسطه اعمال تحریم‌ها و اجرای سیاست کنترل ارزی و ایجاد تقاضای احتیاطی دلار داشت. اما هنگامی که این دو نرخ بر هم منطبق‌اند، حباب ذاتی وجود ندارد. در این حالت، حباب سفته‌سازی وجود دارد که عامل ایجاد آن‌ها تحریم‌های نفتی و بانکی است.

واژه‌های کلیدی: حباب ذاتی، روش فروت و آبسفلد، عامل بنیادین، درآمدهای صادرات نفتی، کسری بودجه، رگرسیون گام‌به‌گام، تحریم.

طبقه‌بندی JEL: G1, F31, C24

* فارغ‌التحصیل دوره دکتری تخصصی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران؛ akhtari@ut.ac.ir

† دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)؛ taiebnia@ut.ac.ir

‡ استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛ mmehrara@ut.ac.ir

۱ مقدمه

نرخ ارز یکی از شاخص‌های مهم در اقتصاد کشور محسوب می‌شود و در کنار سایر عوامل، در وضعیت اقتصادی کشور تأثیر بسزایی دارد و در واقع تنظیم‌کننده روابط تجاری کشور با سایر کشورهای دنیاست. نوسان نرخ ارز اغلب از دو بخش عمده تشکیل می‌شود: نخست بخش متعارف یا تغییرات اساسی نرخ ارز که از تغییرات متغیرهای بنیادین کلان اقتصادی یا تغییرات متعارف عرضه و تقاضا تأثیر می‌پذیرد، و دیگری، بخش نامتعارف یا تغییرات غیربنیادین نرخ ارز که در واژگان اقتصادی به نام حباب شناخته می‌شود (وست^۱، ۱۹۸۷). به‌طور کلی، به انحراف نرخ ارز از ارزش بنیادین آن حباب یا حباب‌های عقلایی می‌گویند. الگوهای حباب‌های عقلایی را می‌توان در دو دسته اصلی طبقه‌بندی کرد: الگوهای حباب‌های برون‌زا که حباب‌های سفته‌سازی آنامیده می‌شوند، و حباب‌های درون‌زا که حباب‌های ذاتی نامیده می‌شوند. درحالی‌که طبقه‌بندی اول از الگوها حباب‌ها را مستقل از نوسانات ارزش بنیادین دارایی در نظر می‌گیرد، طبقه‌بندی دوم اثر تغییر در عوامل بنیادین را در فرایند شکل‌گیری حباب لحاظ می‌کند (بیوباکر^۳ و همکاران، ۲۰۰۹). در مورد حباب‌های سفته‌سازی عقلایی در بازار دارایی، سرمایه‌گذاران به‌رغم آنکه می‌دانند قیمت دارایی درحال افزایش است، به امید کسب سود بیشتر به خرید دارایی می‌پردازند که این رفتار منجر به انحرافات عقلایی قیمت دارایی از قیمت بنیادین آن می‌شود که به آن حباب سفته‌سازی عقلایی گفته می‌شود. در مورد حباب‌های ذاتی، ارزش‌گذاری بالاتر از ارزش بنیادین دارایی و تمایل به پرداخت قیمت‌های بالاتر برای دارایی موردنظر در این دوره، به‌دنبال ایجاد انتظاراتی در سرمایه‌گذاران مبنی بر ارزشمندبودن دارایی نسبت به سایر دارایی‌ها در دوره‌های آتی است که به تشکیل حباب ذاتی می‌انجامد که عامل اصلی محرک آن تغییرات در ارزش عامل بنیادین تعیین‌کننده قیمت دارایی است. در این نوع از حباب‌ها، ارزش بنیادین نرخ ارز در ساده‌ترین مفهوم براساس نظریه برابری قدرت خرید^۴ تعیین می‌شود (میس^۵، ۱۹۸۶). لذا براساس تعریف حباب ذاتی، این حباب متأثر از تغییرات عوامل بنیادین تشکیل‌دهنده قیمت دارایی است؛ اما حباب سفته‌سازی که با انگیزه کسب سود از تغییر قیمت دارایی شکل

¹ West

² Spectulative Bubbles

³ Boubacar

⁴ PPP

⁵ Meese

می‌گیرد، کاملاً متفاوت با چنین انتظاراتی است. تغییرات در ارزش عامل بنیادین عامل وقوع حباب‌های ذاتی است که به تغییر قیمت دارایی منجر می‌شود و تغییر در ارزش عامل بنیادین اول به وقوع می‌پیوندد و سپس حباب ذاتی ایجاد می‌شود و به تبع آن تغییر در قیمت دارایی اتفاق می‌افتد؛ اما سرمایه‌گذاران در بازار دارایی پس از مشاهده تغییر در قیمت دارایی، با انگیزه سفته‌سازی و کسب سود به خریدهای بیشتر و بیشتر دارایی می‌پردازند که این مهم منجر به وقوع حباب سفته‌سازی می‌شود؛ لذا حباب سفته‌سازی به نوعی پس از اولین تغییرات در قیمت دارایی و حباب ذاتی پیش از تغییر قیمت دارایی ایجاد می‌شود.

با توجه به آنکه قیمت تمام کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز در صنایع تولیدی کشور و اغلب کالاهای مصرفی به نرخ ارز وابسته است و روند افزایشی نرخ ارز در کشور همواره با آثار تورمی شدیدی همراه بوده است، در گام نخست کشف حباب‌های مثبت نرخ ارز که در ابتدا منجر به انحرافات افزایشی پایدار این نرخ از نرخ بنیادین می‌شوند - به علت هزینه‌های گزافی که بر اقتصاد کشور تحمیل می‌شود - و در گام دوم، بررسی نوع حباب‌ها و تعیین حباب‌های سفته‌سازی و ذاتی به منظور کنترل صحیح عوامل تشکیل‌دهنده آن‌ها ضروری است. لذا با توجه به آنکه تاکنون در چندین مطالعه به بررسی وجود حباب سفته‌سازی در نرخ غیررسمی ارز پرداخته شده است، در این مقاله به بررسی وجود حباب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز پرداخته می‌شود.

وجوه تمایز این مقاله نسبت به مقالات پیشین که موضوع مورد بررسی آن‌ها وجود حباب سفته‌سازی در بازار ارز است، بررسی وجود حباب ذاتی در نرخ ارز دلار به ریال است که با ایجاد تقاضای احتیاطی برای نگهداری ارز و تصور ارزشمندی ارز (دلار) در برابر ریال ایجاد می‌شود و با افزایش تقاضای احتیاطی برای نگهداری ارز تداوم می‌یابد، که تاکنون در هیچ‌یک از بازارهای مالی داخلی که بازار ارز نیز شامل آن است، انجام نشده است. همچنین، روش فروت و آبسفلد برای شناسایی حباب‌های ذاتی معرفی می‌شود که تاکنون در هیچ‌یک از مطالعات بازارهای مالی در ایران مورد استفاده واقع نشده است. نقطه تمایز دیگر این مقاله نسبت به مقالات پیشین مدل‌سازی نرخ بنیادین ارز برای تشخیص حباب‌های ذاتی براساس روش تعادلی رفتاری و بهره‌گیری از روش رگرسیون گام‌به‌گام در انتخاب متغیرهای مؤثر در نرخ بنیادین غیررسمی ارز است.

سازمان‌دهی این مقاله به این شکل است: پس از بیان مقدمه، در بخش ۲، روند نرخ ارز غیررسمی و درآمدهای نفتی و سیاست‌های ارزی اتخاذ شده توسط دولت در ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه مقاله بررسی می‌شود؛ سپس در بخش ۳، مبانی نظری حباب‌های ذاتی ارائه شده است. در بخش ۴، ادبیات موضوع تحقیق و در بخش ۵ روش‌شناسی استفاده شده

برای بررسی حباب‌های ذاتی مطرح شده است که خود شامل سه زیرمجموعه است؛ و سپس در بخش ۶، نتایج تخمین بیان، و در بخش ۷، نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

۲ بررسی بازار غیررسمی و رسمی ارز و درآمدهای نفتی در دهه گذشته در اقتصاد ایران

ایران با دارا بودن بخش عظیمی از ذخایر جهانی نفت، از جمله صادرکنندگان بزرگ نفت خام جهان به‌شمار می‌رود. با توجه به وابستگی شدید کشور به درآمد حاصل از فروش نفت و تأثیرپذیری کشور از بازار جهانی نفت و قیمت آن، کشورمان با ریسک نوسانات پیش‌بینی‌نشده و برون‌زای قیمت نفت در بازارهای جهانی مواجه است. دو عامل دیگر که درآمدهای نفتی کشور در سال‌های اخیر با ریسک آن مواجه بوده‌اند، ریسک اعمال محدودیت بر میزان فروش نفت خام ایران و فراورده‌های آن و ریسک میزان دسترسی به درآمدهای نفتی بلوکه‌شده در بانک‌های خارجی به واسطه اعمال تحریم‌های همه‌جانبه ایالات متحده، اتحادیه اروپا، و شورای امنیت سازمان ملل بر میزان صادرات نفت خام و فعالیت‌های مالی بانک مرکزی و بانک‌های تجاری کشور بوده است که دلیلی بر بروز نااطمینانی و بی‌ثباتی در بخش‌های مختلف اقتصاد کلان کشور شده است. با توجه به سهم بزرگ درآمدهای نفتی در صادرات کشور، افزایش‌های تأثیرگذار و کاهش‌های قابل‌توجه درآمدهای نفتی که در سال‌های اخیر به‌وقوع پیوسته است، منجر به مازاد و کسری‌های تجاری و مالی شده است که به‌تبع آن بازار ارز از عدم توازن‌های مالی و تجاری در این سال‌ها به‌شدت تأثیر پذیرفته است. متغیرهای بسیاری مانند درآمدهای نفتی، اختلاف تورم انباشته داخل و خارج از کشور، و نحوه تأمین بودجه و کسری بودجه در صورت وقوع، در نرخ غیررسمی ارز اثر می‌گذارند.

در ایران از شیوه‌های متفاوتی همچون فروش نفت، گاز، و فراورده‌های نفتی، مالیات‌ستانی، فروش کالاها و خدمات دولتی مثل کالاهای کشاورزی و صنعتی، شامل استقراض از بانک مرکزی یا چاپ اسکناس و انتشار پول، فروش ارز، درآمد شرکت‌های دولتی، اجاره ساختمان‌های دولتی، فروش اوراق مشارکت دولتی، استقراض از بانک جهانی و دولت‌های خارجی یا استفاده از پس‌اندازهای بخش خصوصی خارجی در سرمایه‌گذاری‌های داخل کشور، درآمدهای ناشی از حق انحصارها، مالکیت و بازرگانی دولت، بهره‌دریافتی بابت وام‌های پرداختی دولت به خارج، و فروش سهام شرکت‌های دولتی برای تأمین مالی هزینه‌های اداری، اجرایی، و هزینه‌های عمومی اقتصادی دولت که شامل هزینه‌های جاری و

هزینه‌های سرمایه‌ای است، استفاده می‌شود. شایان ذکر است که نحوه تأمین بودجه^۱ در تعیین نرخ غیررسمی ارز بسیار تأثیرگذار است. با توجه به آنکه یکی از بخش‌های مهم تأمین هزینه‌ها در بودجه‌های سنواتی اقتصاد ایران درآمدهای نفتی است که ذیل بخش واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای گنجانده می‌شود، لذا درآمدهای حاصل از صادرات نفت و فراورده‌های نفتی از طریق کانال تأمین بودجه نیز غیرمستقیم در نرخ غیررسمی ارز تأثیر می‌گذارند. همچنین، تأمین هزینه‌های بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی و چاپ پول با افزایش نقدینگی و تورم در جامعه، که به ارزان‌تر شدن نسبی کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی منجر می‌شود، در نرخ غیررسمی ارز تأثیر دارد. لذا، نحوه تأمین بودجه از سه طریق فروش نفت، گاز و فراورده‌های نفتی، استقراض از نظام بانکی داخلی، و فروش ارز، در نرخ ارز تأثیرگذار است. اما، یکی از مهم‌ترین معضلاتی که تأمین مالی توسط نفت در نظام بودجه‌ریزی به وجود می‌آورد، پیش‌بینی قیمت نفت در بازارهای جهانی برای یک سال آینده و پیش‌بینی نرخ تبدیل پول دریافتی حاصل از فروش نفت به ریال است، که هر دوی این شاخص‌ها غیرقابل پیش‌بینی‌اند و از طرفی دیگر اعمال تحریم‌های نفتی و بانکی در یک سال آتی باید ارزیابی شود. در ادامه و پیش از بررسی وجود یا نبود حباب‌های ذاتی در بازار ارز ایران، به‌منظور درک بهتری از واقعیت‌های ارزی اقتصاد ایران در سال‌های اخیر، مروری بر روند نرخ ارز بازار رسمی و آزاد ایران و درآمدهای نفتی پس از سال ۱۳۸۹ صورت می‌گیرد.

هرچند که شروع روند اصلی جهش قیمت ارز از سال ۱۳۹۰ بود، باید توجه داشت که رشد نرخ ارز از اواسط سال ۱۳۸۹ آغاز شد، به‌طوری‌که در یک سال منتهی به شهریور ۱۳۹۰، نرخ برابری ریال در برابر دلار ۱۷ درصد افزایش پیدا کرد. از شهریور ۱۳۹۰ به بعد، قیمت دلار سیر صعودی را طی کرد و در بهمن ۱۳۹۱ به ۳۷ هزار ریال رسید. در فاصله اسفند ۱۳۹۱ تا اردیبهشت ۱۳۹۲، قیمت دلار در حدود ۳۶ هزار ریال بود که از خرداد تا پایان ۱۳۹۲، نرخ ارز به تدریج پایین آمد و در ماه‌های پایانی سال به پایین‌تر از ۳۰ هزار ریال به‌ازای ۱ دلار کاهش یافت. نرخ برابری رسمی ارز تا پایان ۱۳۸۹ تقریباً ثابت و در حدود ۱۰,۰۰۰ ریال در برابر هر دلار بود که تا پایان سال ۱۳۹۰ به تدریج افزایش یافت و به ۱۲,۲۶۰ ریال بالغ گردید و در مرداد ۱۳۹۲ به ۲۴,۷۹۰ ریال افزایش یافت. در دوره فعالیت دولت‌های نهم و دهم نرخ آزاد برابری ریال در برابر دلار ۲۵۰ درصد رشد پیدا کرد (سلطانی، ۱۳۹۷). از خرداد ۱۳۹۲ تا خرداد ۱۳۹۶، که فاصله بین انتخابات دوره یازدهم و دوازدهم ریاست‌جمهوری است، بهای

^۱ کسری بودجه اندک و غیرمستمر، فارغ از نحوه تأمین آن، می‌تواند وسیله‌ای برای مقابله با رکود و دیگر تنش‌های اقتصادی به‌شمار آید؛ اما کسری بودجه کلان و مستمر با در نظر گرفتن روش تأمین آن، دارای آثار متعددی در اقتصاد خواهد بود.

دلار در بازار آزاد ۴/۴ درصد (متوسط سالانه ۱/۱ درصد) رشد و بازار ارز ثبات نسبی داشت. از مهر ۱۳۹۶، قیمت دلار در بازار آزاد شروع به افزایش کرد و در اسفند به بیش از ۵۰ هزار ریال رسید. در فاصله خرداد تا اسفند ۱۳۹۶، بهای دلار ۳۵/۶ درصد (متوسط سالانه ۵۱ درصد) افزایش پیدا کرد. براساس داده‌های فدرال رزرو امریکا طی یک سال منتهی به اسفند ۱۳۹۶ (مارس ۲۰۱۸ م.)، ارزش دلار امریکا در برابر ارزهای عمده جهان ۸/۷ درصد تنزل یافت؛ بنابراین سقوط ارزش ریال در سال ۱۳۹۶ بیش از مقدار اسمی آن بوده است. بحران ارزی زمستان ۱۳۹۶ در سال ۱۳۹۷ شدت یافت و دولت با ممانعت از عرضه ارز در بازار آزاد، نرخ رسمی دلار را که در ۲۰ فروردین به ۳۷,۸۳۰ ریال رسیده بود، با ۱۱ درصد افزایش، در ۲۱ فروردین به ۴۲ هزار ریال رسانید (سلطانی، ۱۳۹۷)؛ اما با زمزمه‌های خروج امریکا از برجام از اواخر ۱۳۹۶، قیمت دلار رفته‌رفته بالا رفت تا اینکه با خروج کامل امریکا از برجام در بهار ۱۳۹۷، بازار ارز دست به رکوردشکنی‌های تازه زد؛ به‌طوری‌که دلار در ۵ ماه ابتدایی سال ۱۳۹۷ بالای ۱۱۰ درصد افزایش قیمت داشت که نسبت به سال ۱۳۹۶ بالای ۱۷۰ درصد به ارزش آن در برابر ریال افزوده شد. اقدام دولت در خصوص افزایش نرخ رسمی ارز نیز کمکی به کاهش التهاب بازار ارز نکرد؛ به‌طوری‌که بعد از اجرای مرحله اول تحریم‌های ظالمانه امریکا در اردیبهشت ۱۳۹۷، قیمت دلار در بعضی از روزهای مرداد و شهریور ۱۳۹۷ به ۱۸۵ هزار ریال هم رسید.

در مورد درآمدهای نفتی، صادرات نفت ایران در سال ۱۳۹۵ در حدود دوبرابر شد و در سال ۱۳۹۶، متوسط قیمت نفت سبد اوپک ۲۰ درصد افزایش یافت. در سال ۱۳۹۶، درآمد ارزی ایران به حدود ۱۰۰ میلیارد دلار رسید، که ۵۳ میلیارد دلار آن صادرات نفت و گاز بود. در نتیجه، دولت در سال ۱۳۹۶ یکی از پردرآمدترین سال‌های ارزی در چهار دهه اخیر را داشت. طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۹۶، درآمدهای مالیاتی دولت دوبرابر شد و اجرای مرحله دوم طرح هدفمندسازی یارانه‌ها درآمدهای دولت را بالا برد. همچنین در سال ۱۳۹۶، ۲۵ میلیارد دلار مازاد درآمد ارزی وجود داشت و میزان وام‌ها و اعتبارات دریافتی و سپرده‌های ارزی نظام بانکی در بهمن ۱۳۹۶، بیش از ۳۵ درصد رشد نسبت به سال ۱۳۹۵ داشت. از طرفی دیگر، افزایش واردات کشور در سال ۱۳۹۶ متناسب و معادل با تغییر در موجودی انبار بود. در این شرایط، تقاضای مصرف نهایی داخلی برای ارز بالا نبود و کشش مصرفی ضعیفی برای افزایش نرخ ارز وجود داشت. بنابراین، رشد تقاضا برای دلار وجود نداشت که موجب جهش نرخ ارز در بازار شود؛ اما در پایان بهمن ۱۳۹۶، ۲۳ درصد از درآمدهای یازده‌ماهه پیش‌بینی‌شده در بودجه دولت به میزان ۶۱۰ هزار میلیارد ریال محقق نشد. موضوع قابل توجه در جهش ارزی ۱۳۹۶ برخلاف سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، وجود عرضه ارز بیش از تقاضای آن بود و مهم‌ترین

عوامل توضیح‌دهنده افزایش نرخ ارز تلاش دولت در جهت جبران کسری بودجه و از سوی دیگر تأمین منافع بخش‌های رانتی- شبه‌دولتی بود. یکی از مهم‌ترین علت‌های افزایش قیمت دلار در بهار و تابستان ۱۳۹۷، شکست‌های پی‌درپی سطوح مقاومتی قیمت دلار بود. معامله‌گران فنی بازار اعتقاد داشتند شکست سطوح مقاومتی در بازار منجر به افزایش نگرانی‌ها شد که نگرانی سرمایه‌گذاران، با هجوم تقاضا در بازار ارز، موجب شد در برخی از روزها در بازار آزاد، دلار بالای ۱۱۰ و بعضاً ۱۲۰ هزار ریال خریدار داشته باشد؛ حال آنکه واردکننده در خرید دلار با قیمت ۸۰ هزار ریالی نیز احتیاط می‌کرد. دومین دلیل مربوط به یکی از رانتی‌ترین سیاست‌های ارزی سال‌های اخیر بود که در ۲۱ فروردین ۱۳۹۷ مجدداً کلید خورد. اجرای سیاست دلار ۴۲۰۰ تومانی و ممنوعیت معاملات ارزی با هر نرخی غیر از آن، درست مانند سیاست دلار ۱۲۲۶ تومانی اوایل دهه ۱۳۹۰ بود. تعیین این نرخ و ممنوعیت معاملات دلار موجب شد که حدود یک ماه مبادله در بازار آزاد صورت نگیرد. اما زمانی که تقاضای احتیاطی از اواسط اردیبهشت به بازار آزاد وارد شد، به یکباره قیمت سیر افزایشی شدیدی به خود گرفت؛ به‌طوری‌که افراد نگران برای تهیه ارز موردنیاز خود حاضر بودند در فضای غیرقانونی نیز اقدام به تهیه آن کنند. از طرف دیگر، به دلیل ممنوعیت معاملات دلار، عرضه‌کنندگان در بازار به شدت کاهش یافته بودند. صرافی‌ها نیز به دلیل آنکه فعالیتشان محدود شده بود، تمایل چندانی به مداخله نداشتند؛ لذا، قیمت دلار به شدت افزایش یافت. همچنین در همین زمان، بیش از ۶۰ تن طلا به شکل سکه‌های پیش‌فروش در معرض عرضه ارزان قرار گرفت که کاهش ذخایر طلای بانک مرکزی و افزایش نقدینگی حاصل از فروش سکه‌های ارزان در جامعه و روانه شدن نقدینگی به بازارهای مالی همچون ارز، دلیل دیگری بر افزایش قیمت دلار شد. دلیل سوم مربوط به نگرانی از شروع تحریم‌های امریکا از ۱۳ آبان ۱۳۹۷ بود که موجب شد تقاضای ارز در بازار داخلی افزایش پیدا کند.^۱

۳ مبانی نظری

فرضیه بازار کارا^۲ مبتنی بر این فرض است که قیمت‌های مشاهده‌شده به صورت صحیح منعکس‌کننده تمام اطلاعات افشا شده در بازار هستند. از این منظر، قیمت مشاهده‌شده بایستی با مقدار بنیادین برابر باشد. زمانی که قیمت‌های دارایی از مقدار بنیادین انحراف می‌یابد، فرایند آربیتراژ از طریق فروش دارایی بیش از حد ارزش‌گذاری شده و خرید دارایی که

^۱ برای مطالعه تفصیلی مراجعه شود به سلطانی (۱۳۹۷)

^۲ Efficient Market Hypothesis (EMH)

کمتر از حد ارزش‌گذاری شده است، وارد عمل می‌شود. هدف از چنین رفتاری تعدیل قیمت‌های دارایی به‌صورتی است که قیمت آن همواره برابر با ارزش بنیادین آن باشد؛ اما آنچه قیمت دارایی از خود نشان می‌دهد متفاوت با آن چیزی است که از این نوع دیدگاه که مبتنی بر رفتار عقلایی است^۱ ناشی می‌شود و معمولاً قیمت دارایی نوسانات بسیار بالاتری از تغییرات عوامل بنیادین دارد. لروی^۲ و پورتر^۳ (۱۹۸۱) و شیلر^۴ (۱۹۸۲) نشان داده‌اند که الگوهای ارزش‌گذاری دارایی متداول در ادبیات محدوده و کرانه‌ای را برای پراکندگی قیمت دارایی مشخص می‌کند که داده‌های تجربی این کرانه‌ها را نقض می‌کنند. این کرانه‌ها با فرض آنکه قیمت دارایی برابر با مقدار بنیادین آن است، به‌دست آمده‌اند. در ادبیات، فاصله قیمت دارایی از کرانه‌های تعیین‌شده که همراه با نوسانات بالاست، به حساب‌ها نسبت داده می‌شود (تیرو^۵، ۱۹۸۵). بازبینی ادبیات گذشته نشان می‌دهد الگوهای حساب‌های عقلایی موجود را می‌توان در دو دسته اصلی طبقه‌بندی کرد: الگوهای حساب‌های درون‌زا و حساب‌های برون‌زا. درحالی‌که طبقه‌بندی اول اثر تغییر در عوامل بنیادین را در فرایند شکل‌گیری حساب لحاظ می‌کند، طبقه‌بندی دوم از الگوها، حساب‌ها را مستقل از نوسانات ارزش بنیادین دارایی در نظر می‌گیرد.

اساس بحث حساب‌های درون‌زا به این دلیل به‌وجود آمد که بعضی از نوسانات قیمت دارایی را عوامل برون‌زا مانند رفتارهای سفته‌سازی نمی‌توانستند به‌طور کامل توضیح دهند. نکته قابل‌توجه دیگر همبستگی میان تغییرات اجزای عامل بنیادین و حساب‌ها بود که موجب توجه هرچه بیشتر محققان به عامل بنیادین گردید. بنابراین، محققان به‌دنبال پیدا کردن راه‌حل جدیدی بودند که از یک طرف طبقه جدیدی از حساب‌های عقلایی را ایجاد کند که قادر به بازتولید نوسانات قیمت و از طرف دیگر شامل عامل بنیادین باشد. چندین سال طول کشید تا حساب‌های وابسته به عوامل بنیادین یعنی حساب‌های ذاتی در نتیجه مطالعه ایکدا^۶ و شیباتا^۷ (۱۹۹۲) و فروت و آبسفلد (۱۹۹۱) به‌وجود آیند. پویایی‌ها، ویژگی‌ها، و شکل‌های این حساب‌ها که حساب‌های درون‌زا نامیده می‌شوند، به‌شدت وابسته به عامل بنیادین است. چنین

¹ Rational behavior

² Leroy

³ Porter

⁴ Shiller

⁵ Tirol

⁶ Ikda

⁷ Shibata

حباب‌هایی حباب‌های ذاتی نامیده می‌شود، زیرا آن‌ها نوسان خود را از عامل بنیادین اقتصادی می‌گیرند و عوامل فرعی و غیراصولی تأثیری در این حباب‌ها ندارند. برای تشخیص حضور حباب‌های وابسته به عامل بنیادین، کافی است فرض شود که نوسانات تصادفی عامل بنیادین حاوی اطلاعاتی است که هم در مقدار بنیادین و هم در حباب منعکس می‌شود.

این نوع از حباب‌های عقلایی به صورت تابعی از عامل بنیادین بازار در چهارچوبی غیرخطی الگوسازی می‌شوند. پتانسیل توضیح‌دهندگی این حباب‌ها از توانایی آن‌ها برای تولید انحرافات پایداری که به نظر می‌رسد در بلندمدت پایدار باشند، ناشی می‌شود. برای مدل‌سازی حباب‌های ذاتی، فروت و آسفلد فرض می‌کنند که لگاریتم مقدار عوامل بنیادین، f_t ، از فرایند مارتینگل هندسی پیروی می‌کنند که مطابق معادله روبه‌رو تصریح می‌شود:

$$f_{t+1} = \mu + f_t + \xi_{t+1} \quad (1)$$

مارتینگل هندسی نقش مهمی در مطالعات حباب ذاتی ایفا می‌کند که در آن، μ میانگین مارتینگل هندسی و مفهوم اقتصادی آن نرخ رشد مقدار بنیادین است و ξ_{t+1} متغیر تصادفی نرمال با میانگین شرطی صفر و واریانس σ^2 است. F_t نیز مقدار عوامل بنیادین است. فرض می‌شود که قیمت بنیادین دارایی دارای توزیع لگاریتم نرمال است که میانگین قیمت آن $e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$ است.

هنگامی که حباب ذاتی در قیمت دارایی وجود داشته باشد، با توجه به آنکه ارزش بنیادین دارایی متناسب با مقدار عوامل بنیادین تعیین‌کننده آن است، رابطه ارزش بنیادین، P_t^f و مقدار عوامل بنیادین F_t در بازار دارایی چنین است و چنانچه حباب ذاتی در قیمت دارایی وجود نداشته باشد، P_t که قیمت دارایی است، متناسب با مقدار عوامل بنیادین است.

$$P_t^f = kF_t \quad (2)$$

که در آن

$$k = (e^r - e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}})^{-1} \quad \text{و} \quad r > \mu + \frac{\sigma^2}{2} \quad (3)$$

r در بعضی از مطالعات حباب ذاتی برابر با نرخ بازدهی دارایی و در برخی دیگر از مطالعات، r برابر با نرخ بهره است. شرط $r > \mu + \frac{\sigma^2}{2}$ مشخص می‌کند که نرخ بهره یا نرخ بازدهی دارایی باید بالاتر از نرخ رشد مقدار بنیادین باشد. این شرط همگرایی در الگوی ارزش فعلی

است و این شرط بایستی برقرار باشد تا k بزرگ‌تر از صفر و قیمت دارایی منفی نشود^۱. اما هنگامی که نوسانات قیمت دارایی را نتوان توسط نوسانات مقدار بنیادین توضیح داد و رفتار سفته‌سازی نیز در دارایی وجود نداشته باشد، تابع حباب ذاتی فروت و آسفلد، به این شکل تعریف می‌شود:

$$B(F_t) = cF_t^\lambda \quad (۴)$$

که در آن حباب مشابه قیمت دارایی با نرخ بازده موردانتظار رشد می‌کند، و c یک مقدار ثابت دلخواه، و λ ریشه مثبت معادله است.

$$B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1}) \quad (۵)$$

$$\lambda^2 \frac{\sigma^2}{2} + \lambda\mu - r = 0 \quad (۶)$$

لذا، در صورتی که حباب ذاتی در قیمت دارایی وجود داشته باشد، معادله قیمت دارایی به این شکل تعریف می‌شود:

$$P_t = k F_t + c F_t^\lambda \quad (۷)$$

همان‌طور که از تعریف حباب ذاتی مشخص است، زمانی که عوامل بنیادین بازار تغییر می‌کند و انتظارات افراد تعدیل نشده است، به دلیل آنکه عوامل بنیادین دارای رابطه غیرخطی با حباب هستند، تغییرات آن‌ها جزء حباب را بیشتر از تغییر مقدار بنیادین تقویت می‌کند و موجب می‌شود که حباب به صورت نمایی با تغییرات مقدار عامل بنیادین تغییر کند؛ به طوری که این حباب‌ها واکنش آشکار بیش از حد قیمت دارایی به تغییرات عوامل بنیادین را نشان می‌دهند. بخشی از این واکنش بیش از حد به انتظارات خودمحقق‌شونده در بازار برمی‌گردد، به طوری که افراد تغییر در عوامل بنیادین را در انتظارات خود از قیمت آتی دارایی لحاظ می‌کنند و قیمت دارایی افزایش بیشتری از خود نشان می‌دهد. راه حل حباب ذاتی برای قیمت دارایی عبارتی در فرم خلاصه شده است که تنها به عوامل برون زایی که قیمت دارایی را تحت تأثیر قرار می‌دهند بستگی دارد و به اختلالات عوامل فرعی ارتباطی ندارد. جزء حباب

^۱ معادله (۳) نسخه تصادفی الگوی گوردون (۱۹۶۲) برای الگوی ارزش فعلی قیمت دارایی در شرایط اطمینان است.

$$P_t = (e^r - e^\mu)^{-1} F_t$$

ذاتی، اگر عوامل بنیادین ثابت باشد، ثابت است؛ اما از طریق یک رابطه غیرخطی با سطح عوامل بنیادین تغییر می‌کند. اگر عوامل بنیادین پایدار باشد، آنگاه قیمت‌ها انحرافات پایداری از ارزش فعلی مقادیر بنیادین نشان می‌دهند (کاتبرسون^۱، ۱۹۹۶). لذا با توجه به پایداری بودن تغییرات عوامل بنیادین، حباب‌های ذاتی پدیدارند و این حباب‌ها موجب انحرافات می‌شوند که تازمانی که انتظار مبنی بر ارزشمندی دارایی در دوره‌های آتی وجود داشته باشد، پایدار می‌مانند.

ون نوردن (۱۹۹۶) نشان می‌دهد که انحراف نرخ ارز از مقادیر بنیادین را نمی‌توان با استفاده از الگوهای متعارف حباب توضیح داد و به کارگیری حباب‌های ذاتی را که توسط فروت و آبسفلد (۱۹۹۱) ارائه شده است توصیه کرده و تغییرات نرخ ارز را به عوامل بنیادین برون‌زا نسبت می‌دهد. این دو تأکید می‌کنند که حباب‌های ذاتی معیارهای تجربی برای انحراف قیمت دارایی از مقادیر بنیادین خود فراهم می‌کنند.

۴ ادبیات موضوع

فروت و آبسفلد (۱۹۹۱) دسته‌ای از حباب‌ها را معرفی کردند که به حباب‌های ذاتی معروف‌اند. این دسته از حباب‌ها به عوامل بنیادین تشکیل‌دهنده قیمت دارایی بستگی دارند و دارای رابطه غیرخطی با این عوامل‌اند. این دو نویسنده الگوی نظری ارائه‌شده خود را با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی در بازار سهام آمریکا مورد آزمون قرار دادند و نتایج، وجود حباب ذاتی در بازار سهام ایالات متحده را تأیید کرد.

با توجه به محدود بودن ادبیات حباب ذاتی و تنوع بازارهای موردبررسی، در ادامه به تعدادی از مطالعاتی که در خصوص حباب ذاتی صورت گرفته است، اشاره می‌شود:

دریس^۲ و اکوارد^۳ (۱۹۹۷) با در نظر گرفتن نقش عوامل بنیادین در تشکیل حباب ذاتی، الگوی تئوریکی را برای توضیح نوسانات بالاتر قیمت دارایی نسبت به تغییرات عوامل بنیادین ارائه کردند. این الگو بیشتر از جنبه تابع مطلوبیت به نوسانات توجه کرد، به‌طوری‌که افراد ریسک‌گریزتر نوسانات دارایی‌هایشان کمتر بود و حباب‌ها تنها به عوامل بنیادین وابسته بودند. این مطالعه بیشتر جنبه نظری دارد و از جهت کاربردی قابلیت بررسی تجربی نداشته

¹ Cuthbertson

² Drees

³ Eckwert

است. دریفل^۱ و سولا^۲ (۱۹۹۸) فرض وجود رابطه خطی بین عوامل بنیادین و قیمت بنیادین در الگوی فروت و آسفلد را تغییر داده و رابطه غیرخطی بین این دو را در نظر گرفتند. آن‌ها وجود ساختار غیرخطی در فرایند عوامل بنیادین یعنی سود تقسیمی را لحاظ کرده و نشان می‌دهند حباب ذاتی در بازار وجود ندارد. ما^۳ و کاناس^۴ (۲۰۰۴) فرضیه وجود حباب‌های ذاتی را برای سهام ایالات متحده در دوره زمانی ۱۸۷۱-۱۹۹۶ بررسی کردند. در این مقاله، نشان داده شد که رابطه‌ای غیرخطی و بلندمدت بین قیمت‌های سهام و سود تقسیمی به‌عنوان عامل بنیادین در بازار وجود دارد که اثباتی بر وجود حباب ذاتی است و همچنین عملکرد بهتر حباب‌های ذاتی در پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای نسبت به الگوی گام تصادفی اثبات شد. بلک^۵ و همکاران (۲۰۰۶) برای اثبات وجود حباب ذاتی، قیمت مسکن در انگلستان را بررسی کردند. نقطه متمایز این مطالعه ویژگی‌های خاص دارایی مسکن است که مانع از تحقق شرایط بدون آربیتراژ در این بازار می‌شود و بنابراین تأثیرات قیمتی، پایداری بسیار بالایی دارند. نتایج مشخص کرد که حباب‌های ذاتی نقش مهمی در توضیح قیمت‌های واقعی مسکن داشتند؛ به‌خصوص زمانی که انحراف از مقادیر بنیادین زیاد بوده است. همچنین، نتایج مطالعه وجود حباب‌های سفته‌سازی در قیمت مسکن را نشان داد؛ به‌طوری‌که در بعضی از بازه‌ها، عمده دلیل نوسانات قیمت‌ها در بازار مسکن انگلستان به رفتارهای هیجانی و زودگذر نسبت داده شده بود. فراسر^۶ و همکاران (۲۰۰۸) وجود حباب‌های ذاتی را در بازار مسکن نیوزیلند بررسی کرده‌اند. آن‌ها ارزش فعلی درآمدهای قابل‌تصرف خانوارها را به‌عنوان مقدار بنیادین در نظر گرفته و بررسی کرده‌اند که آیا واکنش بیش از اندازه خانوارها به تغییر در مقدار درآمد قابل‌تصرف موردانتظار، موجب حباب ذاتی شده است یا خیر. نتیجه نشان داد که حباب ذاتی وجود نداشته و حباب‌ها تنها وابسته به پویایی‌های قیمت بوده و بنابراین از نوع سفته‌سازی‌اند. بوباکر^۷ و همکاران (۲۰۰۹) وجود حباب‌های عقلایی را در بازار سهام تونس طی سال‌های ۱۹۷۱-۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. آن‌ها از آزمون‌های ایستایی و هم‌انباشتی دیکی

¹ Driffl

² Sola

³ Ma

⁴ Kanas

⁵ Black

⁶ Fraser

⁷ Boubacar

فولر و فلیپس پرون به منظور تشخیص وجود حباب استفاده کرده‌اند. آزمون حباب‌های ذاتی فروت و آفسفلد (۱۹۹۱) وجود حباب‌های ذاتی را در قیمت‌های سهام نشان داد که به الگوی تقسیم سود در این بازارها بستگی دارد. ناوی^۱ (۲۰۱۱) وجود حباب‌های ذاتی عقلایی در شاخص اس اند پی (۵۰۰) را در طول دوره ۱۸۷۱ تا ۲۰۰۹ با استفاده از داده‌های سالانه بررسی کرد. در این مقاله از دو تکنیک برای یافتن حباب‌های ذاتی استفاده شد: اولی روش ایستایی و هم‌انباشتگی و دومی به دلیل ناتوانی اثبات حباب در روش اول، روش تخمین ضرایب حباب ذاتی فروت و آفسفلد (۱۹۹۱) بود. نتایج وجود حباب‌هایی را که با نظریه حباب ذاتی سازگار است، اثبات کرد. نجی^۲ و همکاران (۲۰۱۳) پویایی‌های قیمت در بازار مسکن ایالات متحده و وجود حباب‌های سفته‌سازی و ذاتی را در طول سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار دادند. رفتار دوره‌ای و ارزش‌گذاری بیش‌ازحد مسکن از ویژگی‌های این دوره زمانی است که موجب انحراف قیمت‌ها از مقادیر بنیادین آن گردید. یافته‌های مقاله وجود حباب‌های ذاتی در پیش از سال ۲۰۰۰ و وجود حباب‌های سفته‌سازی پس از سال ۲۰۰۰ را نشان داده است. مالدونادو و همکاران (۲۰۱۹) وجود حباب در نرخ برابری ارز کشورهای بریکس^۳ در مقابل نرخ دلار آمریکا را مورد بررسی قرار دادند. به جز چین، در نرخ ارز تمام کشورها حباب یا از نوع ذاتی و یا از نوع سفته‌سازی وجود داشت. حباب‌های موجود در نرخ ارز برزیل، روسیه، و آفریقای جنوبی از نوع ذاتی بود، زیرا افزایش و کاهش حباب‌ها در این نرخ‌های ارز به‌آرامی صورت می‌گیرد و بنابراین پایداری حباب‌ها را نشان می‌دهد که با واقعیات اقتصادی این کشورها سازگار است. در این کشورها، جریان سرمایه و بازبودن اقتصاد نسبت به ورود ارز خارجی نقش مهمی به‌عنوان عامل بنیادین در شکل‌گیری حباب ایفا کرده است.

۵ روش‌شناسی

۵.۱ روش برآورد حباب‌های ذاتی با رویکرد مستقیم

آزمون‌های مستقیم در تشخیص حباب‌های ذاتی دارای مستلزم تصریح کامل و تخمین پارامترهای اقتصادی است. در این نوع از حباب‌ها، قیمت‌گذاری مورد بررسی، با ارزش‌گذاری که تنها مبتنی بر عوامل بنیادین است، مقایسه می‌شود. اگر تفاوت معناداری مشاهده شود، فرضیه حباب‌های ذاتی را نمی‌توان رد کرد. در این مقاله، آزمون وجود حباب‌های ذاتی با

¹ Naoi

² Nnaji

³ BRICS (Brazil, Russia, India, China & South Africa)

استفاده از روش فروت و آبسفلد (۱۹۹۱) صورت می‌گیرد. از منظر اقتصادسنجی، آزمون حضور حباب‌های ذاتی معادل آزمون رگرسیون زیر است:

$$P_t = c_0 F_t + c F_t^\lambda + \varepsilon \quad (۸)$$

$$\lambda = \frac{-\mu \pm \sqrt{\mu^2 + 2r\sigma^2}}{\sigma^2} \quad (۹)$$

که در آن، P_t قیمت دارایی در بازار، F_t عامل بنیادین، و k محاسبه‌شده برابر با مقدار تثوریک است که بایستی مقدار تخمین زده‌شده برای آن تفاوت معناداری با مقدار تثوریک آن از نظر آماری نداشته باشد. r مقدار متوسط بازده نرخ ارز در طول دوره بررسی است. برای جلوگیری از مشکل هم‌خطی، معادله رگرسیون تعدیل‌شده زیر تخمین زده می‌شود که در آن η_t مستقل از عامل بنیادین است.

$$\frac{P_t}{F_t} = c_0 + c F_t^{\lambda-1} + \eta_t \quad (۱۰)$$

فرضیه صفر نبود حباب ذاتی و فرضیه مقابل آن که تأییدکننده حباب ذاتی است، به این شکل بیان می‌شود:

$$H_0: c = 0 ; c_0 = k \text{ و } H_1: c \neq 0 ; c_0 \neq k \quad (۱۱)$$

تحت فرض صفر، نرخ ارز تابعی خطی از ارزش عوامل بنیادین است و نسبت نرخ ارز به نرخ بنیادین برابر با k است. توجه شود که رگرسیون خطی الگوی حباب ذاتی با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌شود.

۲.۵ معرفی الگوی قیمت‌گذاری دارایی ساده برای شناسایی حباب‌های ذاتی نرخ غیررسمی ارز و معرفی عامل بنیادین متناسب با ساختار اقتصاد ایران و مبتنی بر نرخ تعادلی ارز رفتاری

اگر در الگوی قیمت‌گذاری دارایی ساده، دارایی، نرخ ارز باشد و نرخ بازدهی بدون ریسک یا نرخ بازدهی دارایی به صورت گسسته محاسبه شود، الگوی قیمت‌گذاری نرخ غیررسمی ارز بدین شکل تصریح می‌گردد:

$$e_t = (1 + R)^{-1} E_t(e_{t+1} | I_t) + efun(X_t) \quad (12)$$

که در این رابطه، R نرخ بازدهی موردانتظار تعادلی^۱، e_t نرخ غیررسمی ارز، $E(\cdot)$ انتظارات ریاضی شرطی، I_t مجموعه اطلاعاتی، و $efun(X_t)$ برداری از عوامل بنیادین است. با حل معادله (۱۲) خواهیم داشت:

$$e_t = \left[\sum_{j=0}^T (1 + R)^{-j} E_t(f(X_{t+j})) \right] + (1 + R)^{-(T+1)} E_t(e_{T+1}) \quad (13)$$

پاسخ کلی معادله (۱۳) شامل دو بخش است: بخش اول راه حل بنیادین، ef_t است که دارای مفهوم اقتصادی بوده و با اعمال شرایط تراگردی^۲ مناسب به دست می آید.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (1 + R)^{-(T+1)} E_t(e_{T+1}) = 0 \quad (14)$$

$$ef_t = \sum_{j=0}^T (1 + R)^{-j} E_t(f(X_{t+j})) \quad (15)$$

با اعمال شرایط تراگردی، نرخ غیررسمی ارز تنها تابعی از رفتار جاری و انتظاری عوامل بنیادین مؤثر در تعیین این نرخ است و لذا معادله (۱۵) پاسخ بنیادین معادله (۱۳) است. اما این تنها پاسخ معادله (۱۳) نبوده و هر چیدمانی از نرخ ارز که بتواند در معادله (۱۳) صدق کند و شرط تراگردی را برآورده نسازد، پاسخ های معادله (۱۲) و به تبع آن معادله (۱۳) خواهد بود.

$$e_t = ef_t + B_t \quad (16)$$

لذا، پاسخ کلی معادله (۱۲)، معادله (۱۶) است که در آن، جزء حباب B_t است که مجموعه ای از انتظارات خودمحقق شونده^۳ و ناپایدار است که شرایط تعادل بلندمدت در آن برقرار نیست (بلانچارد و کان، ۱۹۸۰).

اگر حباب ذاتی در نرخ ارز وجود داشته باشد، آنگاه طبق نظریه فروت و آبسفلد، نرخ بنیادین ارز و نرخ ارز برآوردی با روش فروت براساس وجود رابطه ای غیرخطی میان نرخ ارز و عوامل بنیادین مؤثر در آن است. k ضریب تئوریکی معادله (۲) است که برای نرخ ارز در

^۱ نرخ بازدهی موردانتظار تعادلی همان نرخ تنزیل است. نرخ تنزیل فرصت سرمایه گذاری است که با آن سودهای آینده تنزیل خواهد شد.

^۲ Transversality Condition

^۳ Self-fulfilling

معادله (۱۷) آمده است. نرخ بنیادین ارز با روش فروت براساس معادله (۱۷) و B_t^I که حباب ذاتی است، توسط رابطه (۱۸) تصریح می‌شود:

$$ef_t = k efun_t \quad (17)$$

$$B_t^I = c(efun_t)^\lambda \quad (18)$$

لذا، نرخ ارز غیررسمی محاسبه‌شده براساس روش فروت و آبسفلد e_t^{ERI} ، چنین محاسبه می‌شود:

$$e_t^{ERI} = k efun_t + c(efun_t)^\lambda \quad (19)$$

با روش‌های اقتصادسنجی تخمین غیرخطی معادله (۱۹) به منظور بررسی وجود حباب ذاتی انجام می‌شود، و k تئوریک تخمین زده‌شده پس از این با c_0 نمادگذاری می‌شود:

$$\frac{e_t}{efun_t} = c_0 + c(efun_t)^{\lambda-1} \quad (20)$$

لذا، نرخ غیررسمی ارز برآوردشده براساس روش فروت و آبسفلد چنین محاسبه می‌شود:

$$e_t^{ERI} = C \cdot efun_t + c(efun_t)^\lambda \quad (21)$$

تصریح نرخ غیررسمی ارز برآوردی و نرخ بنیادین آن براساس روش فروت مستلزم تصریح رابطه عامل بنیادین $efun_t$ ، با عوامل مؤثر در این عامل است. برای تصریح رابطه عامل بنیادین با عوامل مؤثر در این عامل، در این مقاله از مطالعه مالدونادو و همکاران در سال (۲۰۱۹)، که با استفاده از نظریه برابری قدرت خرید به بررسی عوامل بنیادین مؤثر در نرخ ارز پرداخته‌اند، استفاده شده است که عامل بنیادین آن‌ها به صورت ذیل تعریف شده بود:

$$FUND = k \left(\frac{IPD}{IPF} \right) \left(\frac{1+IRF}{1+IRD} \right) \quad (22)$$

در مطالعه آن‌ها، IPD و IPF به ترتیب شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی و IRF و IRD به ترتیب نرخ‌های بهره خارجی و داخلی بوده و از نظریه برابری قدرت خرید و تفاوت نرخ بهره داخل و خارج به عنوان متغیر توضیحی بنیادین استفاده شده بود که روابط بین متغیرها به صورت حاصل ضرب بود که با لگاریتم‌گیری خطی شده بودند.^۱

^۱ الگوی پولی تعیین نرخ ارز نیز به صورت حاصل ضرب نسبت عوامل بنیادین در داخل و خارج بیان می‌شود که با لگاریتم‌گیری به صورت خطی درمی‌آید که نحوه این تبدیل در مقاله مالدونادو و همکاران (۲۰۱۲) بیان شده است.

بنابراین، با توجه به آنکه در این مقاله از رویکرد نرخ تعادلی رفتاری به منظور تعیین نرخ بنیادین غیررسمی ارز استفاده شده است و این روش مستقیماً نرخ ارز را براساس یک رابطه اقتصادی و سیستماتیک میان نرخ ارز و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی تبیین می‌کند، به پیروی از مطالعات مالدونادو و همکاران در سال‌های ۲۰۱۹ و ۲۰۱۲، عامل بنیادین متناسب با ساختار اقتصاد ایران از نوع کاب-داگلاس تعریف شد که به صورت حاصل ضربی از عوامل بنیادین مؤثر در نرخ غیررسمی ارز است. در تحلیل مبتنی بر نرخ تعادلی رفتاری، عوامل تأثیرگذار در عامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز تمام عوامل اقتصادی هستند که در عرضه و تقاضای ارز تأثیر می‌گذارند. تفاوت نرخ بهره داخل و خارج، تفاوت تورم داخل و خارج، خالص صادرات، کسری بودجه دولت، درآمدهای نفتی صادراتی، سیاست‌های پولی، توان بانک مرکزی برای مداخله در بازار ارز یا به تعبیری دیگر میزان ذخایر دلاری بانک مرکزی، نرخ رشد اقتصادی، تولید ناخالص داخلی، قیمت جهانی طلا، و عوامل سیاسی همچون تحریم کشورها علیه کشورهای دیگر از جمله عوامل بنیادین اند که بیشترین تأثیر را در نرخ غیررسمی ارز دارند و مسیر حرکت بنیادین آن را تعیین می‌کنند.^۱

مرحله بعدی انتخاب مهم‌ترین عوامل اثرگذار در عامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال است که این مرحله براساس روش رگرسیون گام‌به‌گام^۲ انجام شده است. در روش رگرسیون گام‌به‌گام، انتخاب متغیرهای مورد استفاده براساس بیشترین میزان توضیح‌دهندگی برای متغیر وابسته صورت گرفته است. این روش این امکان را فراهم می‌کند که در فرایند برازش، از انتخاب متغیرهای غیرمرتبط خودداری شود. به عبارت دیگر با استفاده از معیارهای آماری، متغیرهایی به صورت خودکار انتخاب می‌شوند که بیشترین تأثیر را در متغیر وابسته دارند. از مزایای دیگر این نوع از رگرسیون حذف متغیرهایی است که موجب ایجاد مشکل هم‌خطی در مدل می‌شوند.

از میان نه متغیر جست‌وجوی این مقاله در روش رگرسیون گام‌به‌گام، متغیرهای درآمدهای نفتی صادراتی، هزینه‌های دولت، تولید ناخالص داخلی، و قیمت جهانی طلا که در نرخ غیررسمی ارز اثرگذارند، براساس رویکرد رگرسیون گام‌به‌گام با روش ترکیبی انتخاب نشدند و از آن میان پنج متغیر که به ترتیب بیشترین تأثیر را در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال و به تبع آن در نرخ بنیادین غیررسمی ارز دلار به ریال دارند، براساس این روش انتخاب شدند که به ترتیب عبارت‌اند از: شکاف لگاریتم تورم داخل و خارج، شکاف لگاریتم هزینه‌های دولت

^۱ برای مطالعه بیشتر نگاه کنید به: ورتابیان (۱۳۹۲).

^۲ Stepwise

و لگاریتم مجموع درآمدهای مالیاتی و درآمدهای حاصل از فروش کالاهای سرمایه‌ای دولت، شکاف لگاریتم مجموع صادرات نفتی و غیرنفتی و لگاریتم واردات کل، لگاریتم ذخایر دلاری بانک مرکزی و شاخص تحریم‌های نفتی و بانکی که برابر با مجموع وزنی تحریم‌های نفتی و بانکی است که در میزان عرضه ارز در کشور بسیار مؤثرند.

لذا، عامل بنیادین در فرم کاب-داگلاسی در این مقاله به شکل مقابل تصریح شد که تعریف عوامل اثرگذار در عامل بنیادین در بخش داده‌ها به طور کامل بیان شده است:

$$efun_t = \left(\frac{p_t^D}{p_t^F}\right)^{\alpha_1} \left(\frac{G_t}{Re(oil)_t + Re(Tax)_t}\right)^{\alpha_2} \left(\frac{EX(oil)_t + EX(nonoil)_t}{IM_t}\right)^{\alpha_3} (Re_t)^{\alpha_4} (e^S)^{\alpha_5} \quad (23)$$

شایان ذکر است که توان‌های تابع کاب-داگلاس تعریف شده α_1 ، α_2 و α_5 که توان‌های اجزای عامل بنیادین مؤثر در نرخ غیررسمی ارز می‌باشند، مثبت و α_3 و α_4 منفی می‌باشند. براساس روش رگرسیون گام‌به‌گام، متغیرهای اقتصادی مؤثر در عامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال چنین‌اند: نسبت تورم قیمت‌های داخل کشور به تورم قیمت‌های کشور خارجی $\left(\frac{p_t^D}{p_t^F}\right)$ ، نسبت هزینه‌های دولت به مجموع درآمدهای فروش کالاهای سرمایه‌ای دولت همچون نفت و درآمدهای مالیاتی دولت که نمادی از کسری بودجه دولت است $\left(\frac{G_t}{Re(oil)_t + Re(Tax)_t}\right)$ ، نسبت مجموع صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی به واردات که نمادی از مازاد تراز تجاری است $\left(\frac{EX(oil)_t + EX(nonoil)_t}{IM_t}\right)$ ، ذخایر دلاری بانک مرکزی (Re_t) و تابع نمایی شاخص تحریم‌های اعمال‌شده نفتی و بانکی مؤثر در نرخ غیررسمی ارز (e^S) . روابط بین متغیرها به صورت غیرخطی لحاظ شده که با لگاریتم‌گیری به صورت خطی نمایش داده می‌شوند. با لگاریتم‌گیری، روابط بین متغیرهای بنیادین که به صورت حاصل ضرب نسبت‌ها تعریف شده است، به صورت حاصل جمع و نسبت متغیرها به تفاضل تبدیل می‌شود. لذا با لگاریتم‌گیری و خطی‌سازی معادله (۱۷) با توجه به معادله (۲۳)، لگاریتم نرخ بنیادین ارز چنین تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned}lef_t = k_1 + \alpha_0 Trend + \alpha_1(lp_t^D - lp_t^F) \\ + \alpha_2(lG_t - l(Re(oil)_t + Re(Tax)_t) + \alpha_3(l(EX(oil)_t + EX(non\ oil)_t)) \\ - l(IM)_t) + \alpha_4 l(Re)_t + \alpha_5 s_t\end{aligned}\quad (24)$$

۳.۵ داده‌ها

شاخص‌هایی مشترک و گاهی برحسب شرایط اقتصادی ویژه کشورها، متمایز وجود دارند که علاوه بر اینکه در روند بلندمدت نرخ ارز تأثیرگذارند، در کوتاه‌مدت نیز می‌توانند نرخ ارز را دستخوش تغییرات بزرگ و یا حتی جهش‌های حبابی شکل کنند. با توجه به آنکه تغییرات تمام این عوامل در روند حرکت و نوسانات نرخ غیررسمی ارز تأثیرگذارند، در این مقاله متغیر وابسته مورد بررسی نرخ غیررسمی ارز است.

در این مقاله، متغیرهای توضیح‌دهنده لگاریتم نرخ بنیادین غیررسمی ارز و به تبع آن لگاریتم نرخ غیررسمی ارز پنج متغیر است که از میان نه متغیر جست‌وجو در رویکرد رگرسیون گام‌به‌گام با روش ترکیبی انتخاب شده‌اند که به ترتیب عبارت‌اند از: شکاف لگاریتم تورم داخل و لگاریتم تورم کشور خارجی، شکاف لگاریتم هزینه‌های دولت و لگاریتم مجموع درآمدهای مالیاتی و درآمدهای حاصل از فروش کالاهای سرمایه‌ای دولت، شکاف لگاریتم مجموع صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی و لگاریتم واردات کل، لگاریتم ذخایر دلاری بانک مرکزی و شاخص تحریم، که برابر با مجموع وزنی تحریم‌های نفتی و بانکی اعمال شده در بازه زمانی مورد مطالعه و پیش از آن است که در میزان عرضه ارز دوره مورد بررسی بسیار مؤثر بوده‌اند. شایان ذکر است که شکاف لگاریتم تورم داخل و خارج^۱ تفاضل لگاریتم تورم در ایران، که کشور داخلی است، و لگاریتم تورم در آمریکا به عنوان نماینده کشورهای خارجی است. ذخایر دلاری بانک مرکزی نیز با تقسیم معادل ریالی خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر نرخ ارز رسمی محاسبه شده است. آخرین متغیر مؤثر در نرخ بنیادین و نرخ غیررسمی ارز شاخص تحریم‌های بانکی و نفتی اعمال شده بر اقتصاد ایران است که در این مقاله به صورت ذیل محاسبه شده است:

^۱ در برخی مطالعات دیگر، از شکاف نقدینگی داخل و خارج به جای این متغیر استفاده می‌شود؛ ولی 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، درحالی که شکاف تورم داخل و خارج I(1) است و بنابراین با توجه به درجه انباشتگی از مرتبه اول سایر متغیرها، گزینه مناسب‌تری برای محاسبه رابطه انباشتگی و نرخ بنیادین ارز است، از شکاف تورم داخل و خارج به عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌شود.

$$T_t^w = (\sum_{i=1}^M \sum_{t=1}^I w_i^w T_{ti}^w) / 100 \quad (25)$$

در این عبارت T_{ti}^w ، شاخص تحریم به‌ازای تحریم تحمیل‌شده i است که دارای مقدار یک در زمان‌های اعمال تحریم و مقدار صفر قبل از اعمال تحریم و بعد از لغو آن^۱ است. w_i^w وزن و اهمیت تحریم i را نشان می‌دهد، به‌طوری که تحریم‌های نفتی که از تأثیرگذاری بیشتری در نرخ ارز برخوردارند، وزن بالاتری را نسبت به سایر تحریم‌ها دارند. علت تقسیم این شاخص بر ۱۰۰ آن است که این داده با بقیه داده‌های مدل هم‌مقیاس شود.

متغیر شاخص تحریم تجمعی در حقیقت حاصل جمعی از متغیرهای دامی^۲ است که برای ارزش‌گذاری متغیر کیفی تحریم‌ها طراحی شده است که در طول سال‌های اعمال تحریم، متغیر دامی براساس میزان تأثیرگذاری تحریم در نرخ غیررسمی ارز به‌ترتیب ارزش‌های ۳، ۲، ۱ تا ۰/۵ را برای تحریم‌های اعمال‌شده بر فروش نفت و محصولات نفتی، تحریم بانک مرکزی، تحریم شرکت‌های پتروشیمی، و تحریم اشخاص حقیقی و حقوقی به خود اختصاص داده و در سال‌هایی که تحریم اعمال نشده و یا لغو شده، دارای ارزش صفر است. آمار مربوط به داده شاخص تحریم‌های تجمعی از گزارش کنگره آمریکا در مورد کشور ایران در سال ۲۰۱۹ جمع‌آوری شده است.

تواتر داده‌های این مقاله ماهانه است. با توجه به آنکه داده‌های نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال به‌صورت ماهانه در بازه مورد مطالعه وجود ندارد، برای محاسبه نرخ غیررسمی ارز، نرخ روزانه دلار آمریکا از سایت شبکه اطلاع‌رسانی سکه، طلا، و ارز به‌دست آمده و متوسط ماهانه به‌عنوان نرخ ارز دلار ماهانه استخراج شده است. داده مربوط به متغیرهای درآمدهای نفتی صادراتی، هزینه‌های دولت، درآمدهای مالیاتی، و سایر درآمدهای دولت از قبیل فروش دارایی‌های منقول و غیرمنقول، صادرات غیرنفتی و واردات از سایت معاونت اقتصادی وزارت اقتصاد، داده‌های مربوط به ذخایر دلاری 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 کیفی تحریم، از گزارش کنگره آمریکا در مورد کشور ایران در سال ۲۰۱۹، که به گزارش دقیق تمام تحریم‌های اعمال‌شده بر اقتصاد ایران پرداخته، استفاده شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی و قیمت جهانی طلا نیز از سایت معاونت اقتصادی وزارت اقتصاد جمع‌آوری شده‌اند.

^۱ در بازه زمانی تقریباً دوساله پس از تصویب برجام و تعهد به اجرای آن تا خروج آمریکا از برجام، بسیاری از تحریم‌های نفتی و بانکی لغو شد.

^۲ Dummy Variables

محدودیت‌هایی که این مقاله در بخش داده‌ها با آن روبه‌روست دسترسی‌ناداشتن به داده‌های ماهانه نرخ غیررسمی ارز و استفاده از متوسط داده‌های روزانه این نرخ در هر ماه است. محدودیت مهم دیگر این مقاله که منجر به توقف بازه مورد مطالعه در شهریور ۱۳۹۷ شد، عدم دسترسی به داده‌های روزانه نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال از ۲۳ شهریور ۱۳۹۷ تا ۲۵ آبان ۱۳۹۸ به علت عدم ارائه آمار برای نرخ غیررسمی ارز در این بازه است. لذا برای ماه‌های مهر و آبان ۱۳۹۷، داده‌ای با تواتر روزانه و به تبع آن با تواتر ماهانه برای نرخ غیررسمی ارز وجود ندارد و امکان استفاده از داده‌های جدیدتر پس از آبان ۱۳۹۷ و گسترش بازه زمانی مورد مطالعه، به دلیل نبود داده و وجود شکاف در داده‌های متغیر وابسته نرخ غیررسمی ارز میسر نیست. با توجه به آنکه در اکثر مطالعاتی که با روش فروت به بررسی حباب ذاتی در دارایی پرداخته‌اند، t بازه دارایی است، در این مقاله نیز t نرخ بازدهی متوسط ارز در کل دوره است که به دو روش محاسبه شده است:

۱- در اولین روش، نرخ بازدهی متوسط کل دوره که برای محاسبه λ و c_0 مورد استفاده قرار می‌گیرد، متوسط نرخ بازدهی شش‌ماهه نرخ غیررسمی ارز است. علت استفاده از نرخ بازدهی شش‌ماهه آن است که آخرین دوره مشاهدات در این مقاله شهریور ۱۳۹۷ است و برای آنکه بتوان تغییرات شش‌ماهه نرخ ارز را محاسبه کرد، از دوره شش‌ماهه استفاده شده است.

$$\text{نرخ غیررسمی ارز در اولین ماه هر سال} - \text{نرخ غیررسمی ارز در ۶ امین ماه هر سال} = \text{بازدهی شش‌ماهه نرخ غیررسمی ارز}$$

$$\text{نرخ غیررسمی ارز در اولین ماه هر سال}$$

۲- در دومین روش، نرخ بازدهی ارز به صورت تفاضل نرخ غیررسمی ارز آخرین دوره و اولین دوره تقسیم بر تعداد مشاهدات کل دوره بیان می‌شود. علت این محاسبه برآورد متوسط نرخ بازدهی کلی ارز برای ۱۰۲ ماه بررسی شده در این مقاله است.

$$\text{نرخ غیررسمی ارز اولین دوره} - \text{نرخ غیررسمی ارز آخرین دوره} = \text{متوسط بازدهی نرخ غیررسمی ارز در کل دوره}$$

$$(۱۰۲) * \text{نرخ غیررسمی ارز اولین دوره}$$

۶ نتایج تخمین

برای آزمون حباب‌های ذاتی، گام نخست تعیین مقادیر μ و σ فرایند مارتینگل هندسی مقابل است:

$$f_{t+1} = \mu + f_t + \xi_{t+1} \quad (۲۶)$$

نتایج برآورد این معادله در جدول ۱ گزارش شده است:

جدول ۱

نتایج برآورد ضریب ثابت فرایند مارتینگل لگاریتم عامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز

متغیر	مقدار	آماره t	P-Value	R^2 تعدیل شده	آماره دوربین-واتسون
μ	۰/۰۲۲۸	۲/۴۴۷	۰/۰۱۶	۰/۰۹۷	۱/۹۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲

انحراف معیار توزیع مارتینگل

انحراف معیار	مقدار
σ	۰/۰۹۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

هنگامی که r توسط متوسط نرخ بازدهی غیررسمی ارز دلار به ریال به صورت شش ماهه محاسبه شود، $c_0 = k$ و λ متناظر با آن با توجه به فرمول‌های مربوطه در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳

 k تئوریک و λ متناظر با متوسط نرخ بازده شش ماهه غیررسمی ارز دلار به ریال

$r = ۰/۱۶۷۶$	
k	۶/۴۵۳۶
λ	$\lambda_1 = ۴.۱۰۸۴$, $\lambda_2 = -۹.۳۰۹۱$

منبع: یافته‌های پژوهش

هنگامی که r توسط تفاضل نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال آخر دوره و ابتدای دوره تقسیم بر تعداد مشاهدات محاسبه شود، $c_0 = k$ و λ متناظر با آن با توجه به فرمول‌های مربوطه در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴

 k تئوریک و λ متناظر با متوسط ماهانه نرخ بازدهی غیررسمی ارز دلار به ریال در کل دوره

$r = ۰/۱۱۴۳$	
k	۱۰/۶۸۳
λ	$\lambda_1 = ۳/۱۳۱۳$, $\lambda_2 = -۸.۳۳۲۱$

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آنکه مثبت بودن λ برای برقراری شرط همگرایی لازم است، از ریشه مثبت این متغیر استفاده می‌شود. پس از محاسبه فرایند مارتینگل، برای آزمون فرضیات ضرایب و بررسی وجود رفتار غیرخطی و حباب ذاتی، معادلات ذیل به ترتیب برای $r=0/1676$ و $r=0/1143$ برآورد می‌گردد:

$$e_t = c_0 \text{efun}_t + c \text{efun}_t^{3.1084} \quad (27)$$

$$e_t = c_0 \text{efun}_t + c \text{efun}_t^{2.1313} \quad (28)$$

با توجه به آنکه برازش روابط بالا به علت وجود هم خطی غیرممکن است، طرفین معادله را بر efun_t تقسیم می‌کنیم. روابط برازش شده برای برآورد ضرایب c_0 و c در دو حالت نرخ بازدهی ارز و λ های متناظر به ترتیب چنین است:

$$\frac{e_t}{\text{efun}_t} = c_0 + c \text{efun}_t^{3.1084} + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$\frac{e_t}{\text{efun}_t} = c_0 + c \text{efun}_t^{2.1313} + \varepsilon_t \quad (30)$$

نتایج حاصل از برآورد در جداول ذیل ارائه شده است:

هنگامی که $\lambda = 4.1084$ و $r = 0.1676$ است، c_0 و c برآوردی به ترتیب چنین اند:

جدول ۵

نتایج برآورد ضریب ثابت و غیرخطی رابطه غیرخطی حباب ذاتی، هنگامی که $r = 0.1676$ است.

ضریب	مقدار	آماره t	ارزش احتمال
c_0	۲/۸۲۹۳	۴۵/۸۸۵	۰/۰۰۰
c	۲/۳۱ E-۱۴	۳/۴۲۱	۰/۰۰۰۹

R^2 تعدیل شده	۰/۰۹۵
آماره f	۱۱/۷۰
احتمال آماره f	۰/۰۰۰۹

منبع: یافته‌های پژوهش

و هنگامی که $r = -0.1143$ و λ متناظر با آن $3.1313 =$ است، c_0 و c برآوردی به ترتیب چنین‌اند:

جدول ۶

نتایج برآورد ضریب ثابت و غیرخطی رابطه غیرخطی حساب ذاتی هنگامی که $r = -0.1143$ است.

ضریب	مقدار	آماره t	ارزش احتمال
c_0	$2/8258$	$35/707$	$0/000$
c	$2/73 E - 10$	$2/126$	$0/036$
R^2 تعدیل شده	$0/033$		
آماره f	$4/52$		
احتمال آماره f	$0/035$		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آنکه ضریب c از نظر آماری در هر دو حالت متفاوت با صفر است، بنابراین فرضیه صفر نبود حساب ذاتی که مبنی بر نبود رابطه غیرخطی در نرخ غیررسمی ارز نسبت به عامل بنیادین آن است، رد می‌شود و نتایج نشان‌دهنده وجود حساب ذاتی در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۷ در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال در ایران با دو نرخ بازدهی متفاوت است. شایان ذکر است که شرط همگرایی در برآورد حساب ذاتی توسط ریشه مثبت λ تضمین می‌شود، زیرا ریشه مثبت در مقایسه با ریشه منفی، ضریب نرخ بنیادین برآوردی c_0 را به گونه‌ای تعیین می‌کند که ضریب برآوردی c_0 ، به k تثوریک که ضریب نرخ بنیادین ارز در محاسبات ریاضی روش فروت و آبسفلد است، نزدیک‌تر است. لذا، همواره از ریشه مثبت λ در برآورد رابطه غیرخطی استفاده می‌شود.

همچنین، c_0 برآوردی نرخ بازدهی متوسط شش ماهه غیررسمی ارز دلار به ریال که مقدار آن $2/8293$ است، فاصله کمتری با k تثوریک نرخ بازدهی متوسط شش ماهه که مقدار آن $6/4536$ است، دارد. این در حالی است که مقدار برآوردی c_0 هنگامی که نرخ بازدهی برابر با متوسط ماهانه غیررسمی ارز در کل دوره است، برابر با $2/8285$ است که از k تثوریک نرخ بازدهی متوسط ماهانه که مقدار آن $10/683$ است، فاصله بیشتری دارد. لذا با توجه به آنکه برای وجود حساب ذاتی باید c_0 به k نزدیک باشد، به نظر می‌رسد که انتخاب نرخ بازدهی متوسط شش ماهه غیررسمی ارز دلار به ریال با مقدار $0/1676$ ، طبق نظریه فروت و آبسفلد مناسب‌تر باشد.

پس از برآورد ضرایب و با توجه به آنکه نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال دارای حباب سفته‌سازی و حباب ذاتی است، نرخ بنیادین ارز با روش فروت و نرخ غیررسمی ارز محاسبه شده توسط روش فروت که تنها حباب‌های ذاتی دارایی را مدنظر قرار می‌دهد و نرخ بنیادین ارز هنگامی که حباب ذاتی در قیمت نرخ ارز وجود دارد، با روش فروت و آبسفلد بدین شکل محاسبه می‌شوند:

$$e_t = ef_t + B_t \quad (31)$$

$$ef_t = c_0 efun_t \quad (32)$$

$$e_t^{ERI} = ef_t + B_t^I \quad (33)$$

لذا، نرخ بنیادین با روش فروت و آبسفلد و نرخ غیررسمی ارز برآوردی با روش فروت و آبسفلد، e_t^I ، که مبتنی بر رابطه‌ای غیرخطی میان نرخ غیررسمی ارز و عامل بنیادین آن است و تنها حباب‌های ذاتی موجود در نرخ ارز را لحاظ کرده و وجود حباب‌های سفته‌سازی در این نرخ را بررسی نمی‌کند، برای حالتی که $r = 0.1676$ و λ مثبت متناظر با آن برابر با $\lambda = 4.1084$ است، چنین است:

$$ef_t = 2.8293 efun_t \quad (34)$$

$$e_t^{ERI} = 2.8293 efun_t + (2.31 e - 14) efun_t^{4.1084} \quad (35)$$

و برای حالتی که $r = -0.1143$ و λ مثبت متناظر با آن برابر با $\lambda = 3.1313$ است، چنین است:

$$ef_t = 2.8258 efun_t \quad (36)$$

$$e_t^{ERI} = 2.8258 efun_t + (2.73 e - 10) efun_t^{3.1313} \quad (37)$$

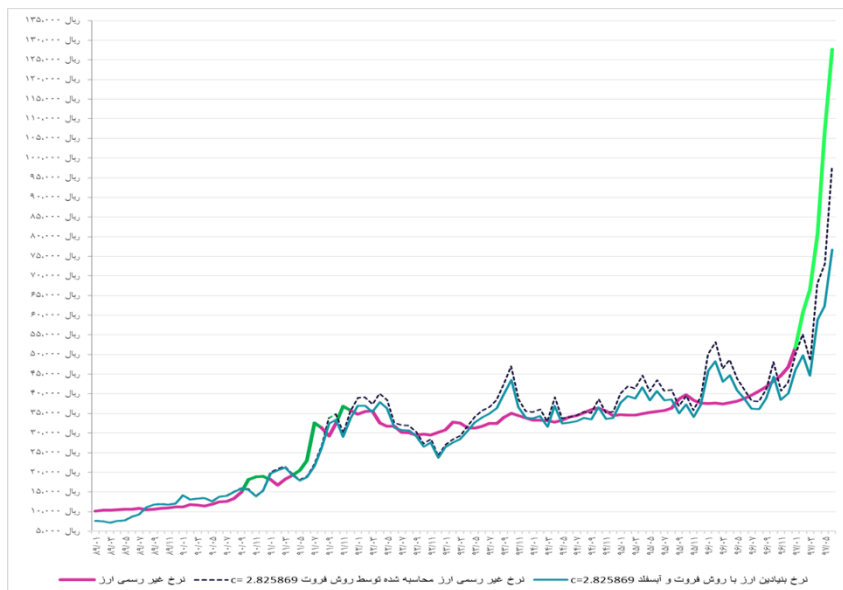
بر طبق روش فروت و آبسفلد، می‌توان سه حالت را برای بروز حباب‌ها تصور کرد:

- ۱- در بازه‌های زمانی که نرخ بنیادین غیررسمی و نرخ غیررسمی ارز برآوردی توسط روش فروت بر هم منطبق‌اند، حباب ذاتی در بازار ارز وجود ندارد؛ اما اگر نرخ غیررسمی ارز از نرخ بنیادین فاصله داشته باشد، حباب سفته‌سازی در نرخ غیررسمی ارز وجود دارد.
- ۲- در بازه‌هایی که نرخ بنیادین ارز و نرخ غیررسمی ارز برآوردی توسط روش فروت بر هم منطبق نیستند اما نرخ غیررسمی ارز و نرخ برآوردی روش فروت بر هم منطبق‌اند، تنها حباب ذاتی در بازار ارز وجود دارد.

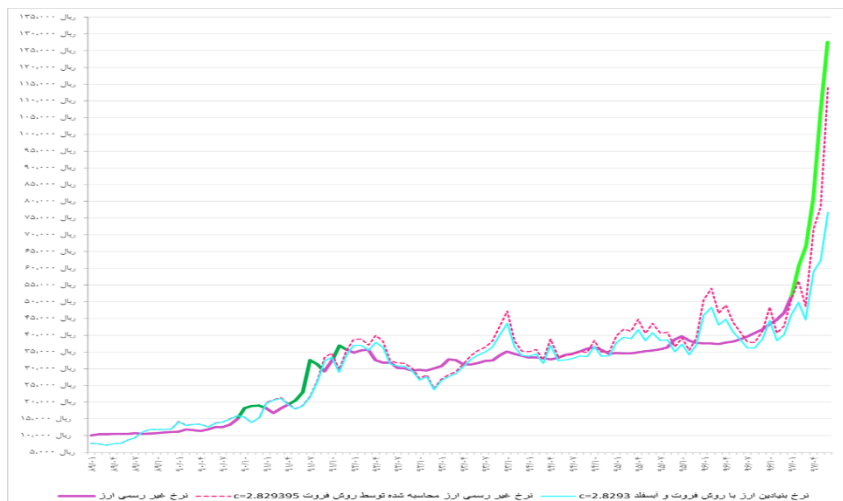
۳- چنانچه هر سه نرخ ارز، نرخ بنیادین غیررسمی ارز، نرخ غیررسمی ارز برآوردی توسط روش فروت، و نرخ غیررسمی ارز در یک دوره خاص از هم متمایز باشند، علاوه بر حساب ذاتی، حساب سفته‌سازی نیز در نرخ غیررسمی ارز وجود دارد. در این حالت، امکان تفکیک حساب‌های ذاتی از حساب‌های سفته‌سازی به‌طور دقیق وجود ندارد، مگر آنکه بتوان انتظارات افراد را که منجر به رفتارهای سفته‌سازی می‌شود، مدل‌سازی کرد. لذا به‌دلیل هم‌پوشانی حساب ذاتی و سفته‌سازی و عدم امکان تفکیک این دو حساب، تنها قادر به تشخیص مقدار برآزش‌شده حساب ذاتی با توجه به برآزش رابطه غیرخطی نرخ غیررسمی ارز با عامل بنیادین تشکیل‌دهنده آن هستیم و لذا امکان برآورد مقدار دقیق حساب سفته‌سازی و ذاتی وجود ندارد؛ برای مثال، کاهش در درآمدهای نفتی به‌واسطه تحریم‌ها در سال‌های اخیر در بعضی از بازه‌ها منجر به تشکیل حساب‌های ذاتی و سفته‌سازی در نرخ غیررسمی ارز شده است که امکان تفکیک این دو حساب در این بازه‌ها وجود ندارد.

حالت ۱- با توجه به شکل‌های ۱ و ۲ در بازه‌های زمانی دی ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۰، شهریور ۱۳۹۱ تا آبان ۱۳۹۱، و بهمن ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۳۹۱، نرخ بنیادین غیررسمی ارز و نرخ برآوردی آن با روش فروت تا حد زیادی بر هم منطبق‌اند و لذا حساب ذاتی در این بازه‌ها وجود ندارد.^۱ در این حالت، بسته متنوع و جامعی از تحریم‌های بی‌سابقه و شدید نفتی، بانکی، و تجاری و شوک آینده‌هراسی عامل اصلی سقوط شدید ارزش ریال بوده است که منجر به تشکیل انتظارات مبنی بر افزایش‌های آتی در نرخ ارز و انگیزه کسب سود از خرید و نگهداری دلار و تشکیل حساب سفته‌سازی شد؛ اما در اصل باید بی‌انضباطی شدید مالی و بودجه‌ای، ریخت‌وپاش‌های ارزی، مدیریت اجرایی ناکارآمد، و عامل‌های ساختاری و نهادی داخلی را هم به‌عنوان ریشه و کانون اصلی خلق بحران ارزی و اقتصادی سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ در نظر داشت. در واقع، تحریم‌ها اگر به هر علتی که بعداً شرح داده خواهد شد، به تقاضای احتیاطی در نگهداری دلار و انتظار ارزشمندی دلار در برابر دارایی‌های مشابه برای حفظ کل دارایی هر فرد منجر نشود، وقوع تحریم و کاهش درآمدهای نفتی تنها منجر به شکل‌گیری انتظارات مبنی بر افزایش قیمت دلار و سودآوردن نگهداری آن می‌شود.

^۱ مقدار حساب سفته‌سازی که از اختلاف نرخ غیررسمی ارز و نرخ بنیادین آن محاسبه می‌شود، در رساله دکتری اینجانب آورده شده است؛ ولی از آن جهت که موضوع موردبررسی این مقاله حساب‌های ذاتی نرخ غیررسمی ارز و محاسبه مقدار این حساب‌ها بود، مقدار حساب‌های سفته‌سازی گزارش نشده است.



شکل ۱. نمایش بازه‌های حباب‌های ذاتی و سفته‌سازی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال و مقدار برآوردی این حباب‌ها هنگامی که $c_0 = 2.825869$ و $r = 0.1143$ است.



شکل ۲. نمایش بازه‌های حباب‌های ذاتی و سفته‌سازی در نرخ غیررسمی ارز دلار به ریال و مقدار برآوردی این حباب‌ها هنگامی که $c_0 = 2.829395$ و $r = 0.1676$ است.

حالت ۲- نکته بسیار مهم مشاهده شده در شکل ۴ آن است که نمودار نرخ غیررسمی برآوردی با روش فروت در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۴ تا پایان اسفند ۱۳۹۴ دقیقاً بر نرخ غیررسمی ارز منطبق است. این در حالی است که با توجه به شکل ۳ در این بازه، نرخ بنیادین ارز از نرخ غیررسمی ارز و به تبع آن از نرخ غیررسمی برآوردی با روش فروت کمتر است. لذا در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۴ تا پایان اسفند ۱۳۹۴، تنها حساب ذاتی در بازار ارز وجود داشته و حساب سفته‌سازی وجود ندارد. طول این دوره حساب ذاتی ارزی ۱۰ ماه است که تقریباً مصادف با کاهش ملایم درآمدهای نفتی به علت وجود حساب‌های منفی در قیمت نفت در دوره ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ است که دقیقاً مصادف با آذر ۱۳۹۳ تا فروردین ۱۳۹۵ است. با توجه به آنکه در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۴ تا پایان اسفند ۱۳۹۴ - که پس از وقوع حساب منفی نفتی است - حساب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز مشاهده شد، لذا یافته‌های مقاله حاکی از آن است که حساب‌های منفی نفتی با اندکی تأخیر به ایجاد حساب‌های ذاتی مثبت در نرخ غیررسمی ارز منجر شده است. در این مورد، اجزایی از عامل بنیادین که با کاهش درآمدهای نفتی کاهش یافته و در افزایش نرخ غیررسمی ارز و ایجاد حساب ذاتی در این نرخ اثر گذاشته‌اند، ایجاد کسری تجاری و کسری بودجه‌اند که انتظاراتی را مبنی بر ارزشمندبودن دلار نسبت به دارایی‌های مشابه و ریال در دوره‌های آتی ایجاد کرده‌اند که به تشکیل تقاضای احتیاطی برای نگهداری دلار در این بازه زمانی منجر شده است.

حالت ۳- در دوره‌هایی که به علت وجود کسری بودجه، اعمال تحریم‌ها، سیاست‌های ارزی اشتباه، و شکستن سطوح مقاومتی قیمت دلار، حساب ذاتی و حساب سفته‌سازی در نرخ غیررسمی ارز وجود دارد، نرخ غیررسمی ارز محاسبه شده با روش فروت و نرخ غیررسمی ارز به اندازه حساب سفته‌سازی از هم فاصله دارند. با توجه به شکل‌های ۱ و ۲ که نتایج برآورد نرخ غیررسمی ارز با روش فروت و نرخ بنیادین آن را نشان می‌دهند، مشاهده می‌شود که بخش اعظمی از حساب ارزی در بهمن و اسفند ۱۳۹۶ و شش ماه ابتدای سال ۱۳۹۷ مربوط به حساب ذاتی بوده است.

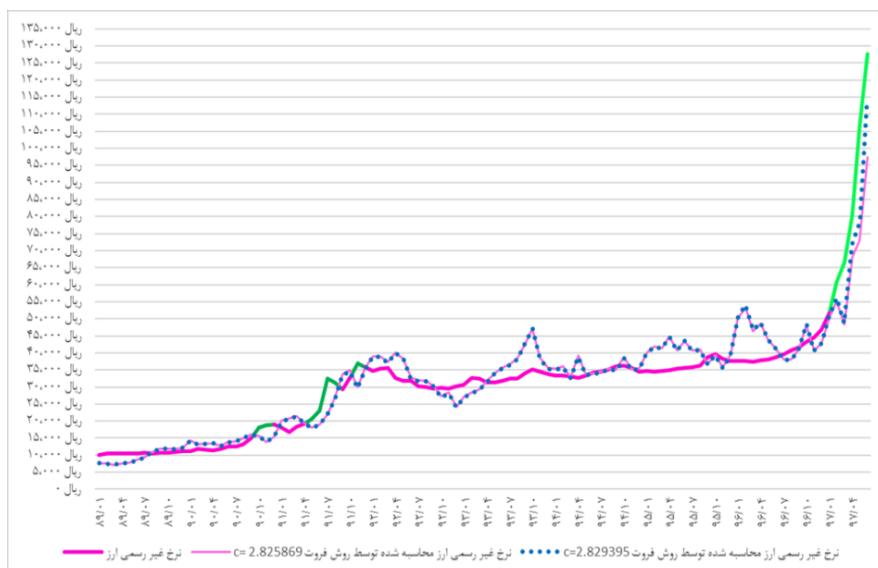
موضوع قابل توجه در جهش ارزی سال ۱۳۹۶، برخلاف سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، وجود عرضه ارز بیش از تقاضای آن بود و مهم‌ترین عوامل توضیح‌دهنده افزایش نرخ ارز تلاش دولت در جهت جبران کسری بودجه به علت محقق نشدن ۲۳ درصد از درآمدهای یازده‌ماهه پیش‌بینی شده در بودجه دولت به میزان ۶۱۰ هزار میلیارد ریال در پایان بهمن ۱۳۹۶ بود که برای تأمین آن دولت به فروش بیش از ۶۰ تن طلا در قالب سکه‌های پیش‌فروش ارزان قیمت اقدام کرد که همین امر ضمن کاهش ذخایر طلای بانک مرکزی، پس از تحویل سکه‌های پیش‌فروش به خریداران و فروش آن در بازار آزاد توسط خریداران، به سرازیر شدن نقدینگی

سرگردان به بازار ارز به علت عدم تنوع بازارهای مالی کشور منجر گردید. از طرفی دیگر، بسیاری از فعالان بازار ارز در آن زمان باور داشتند که با آغاز تحریم‌های امریکا از ۱۳۹۷، صادرات نفت ایران به میزان زیادی کاهش می‌یابد. به‌طور طبیعی، این انتظار وجود داشت که با کاهش صادرات نفت، میزان درآمدهای ارزی کاهش یابد. از سوی دیگر، سخت‌تر شدن جابه‌جایی‌های پولی به علت اعمال تحریم‌های بانکی، متغیر دیگری بود که معامله‌گران را در آن زمان نگران کرد. این دو موضوع موجب شد که از اواخر سال ۱۳۹۶، انتظارات مبتنی بر افزایش نرخ ارز پس از آبان ۱۳۹۷، در میان معامله‌گران برجسته‌تر شود و آن‌ها زودتر برای خرید ارز موردنیاز خود به بازار مراجعه کنند که این رفتار معامله‌گران نیز نشان‌دهنده تقاضای احتیاطی آن‌ها بود. از سوی دیگر، با توجه به درآمدهای قابل‌توجه ارزی کشور در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶، دولت در ۲۰ فروردین سال ۱۳۹۷ یک سیاست ارزی به‌منظور بازگرداندن ثبات به بازار ارز اجرا کرد که در آن امکان مبادله دلار تنها با نرخ رسمی ۴۲۰۰ تومان امکان‌پذیر بود. اجرای این سیاست ارزی، متقاضیان ارز را نگران‌تر کرد و هم‌زمان زمینه‌ساز ورود افراد بیشتری در بازار ارز شد. درحالی‌که چندان عرضه‌ای در بازار آزاد وجود نداشت، در آن‌سو، در سامانه ارزی بانک مرکزی، تقاضا برای دریافت ارز ارزان جهت واردات افزایش داشت. ارز ارزان موجب شد که برخی واردکنندگان تمایل داشته باشند بیشتر از میزان موردنیاز خود ارز تهیه کنند؛ از آن‌سو، بی‌ثباتی و افزایش قیمت در بازار آزاد موجب شد صادرکنندگان نیز تمایل چندانی به عرضه ارز خود نداشته باشند. با توجه به آنکه تمام فعالان اقتصادی ایمان داشتند که سیاست دلار ۴۲۰۰ تومانی ادامه نخواهد یافت، تقاضا برای دریافت دلار ارزان در بازه‌ای کوتاه افزایش بیشتری پیدا کرد؛ به‌طوری‌که ارز ارزان ۴۲۰۰ تومانی منجر به خروج ارز از کشور به بهانه واردات گردید. نتیجه عرضه ارز ارزان با نرخ ۴۲۰۰ تومانی از دست رفتن بخشی از منابع ارزی و کاهش شدید درآمدهای ارزی دولت نسبت به مقداری بود که می‌توانست در صورت فروش با نرخ بازار آزاد به دست بیاید. بنابراین، دولت بخشی از ارز خود را از دست داد؛ قیمت اجناس مصرفی در بازار پایین نیامد و هم‌زمان درآمد ریالی ناشی از فروش نفت نیز کاهش یافت. در این شرایط، این انتظارات در بازار ایجاد شده بود که دولت بخشی از درآمدهای ارزی و ذخایر طلای خود را در پیش‌فروش سکه و عرضه دلار ۴۲۰۰ تومانی از دست داده است و همین موضوع موجب شد که بازار ارز در برابر کاهش صادرات نفتی و اعمال تحریم‌های بانکی آسیب‌پذیرتر باشد. تمام این عوامل موجب شدند که سطوح مقاومتی قیمت دلار در بهار ۱۳۹۷ پی‌درپی شکسته شود که همین امر از مهم‌ترین دلایل افزایش قیمت دلار بود. به گفته فعالان بازار ارز، اواسط اردیبهشت یکی از دلایل خرید دلار تقاضای احتیاطی و تقاضا برای حفظ ارزش ریال در بازار ارز بود، در بازه بهمن ۱۳۹۶ تا

شهریور ۱۳۹۷ و تشکیل انتظاراتی مبنی بر ارزشمندی بیشتر دلار در آینده، با خرید دلار، از ارزش دارایی و پول خود محافظت می‌کردند.



شکل ۳. نرخ بنیادین غیررسمی ارز محاسبه‌شده با روش فروت و آبسفلد با دو روش محاسبه متفاوت نرخ بازدهی و نرخ غیررسمی ارز



شکل ۴. نرخ غیررسمی ارز برآوردی توسط روش فروت با دو روش محاسبه متفاوت نرخ بازدهی و نرخ غیررسمی ارز

با توجه به تعریف عوامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز ($efun_t$) در معادله (۲۳) و سپس خطی سازی نرخ بنیادین ارز، توسط لگاریتم گیری، توان های تابع فرم کاب داگلاسی ($efun_t$) به ضرایب معادله خطی نرخ بنیادین ارز در معادله (۲۴)، ($left_t$)، تبدیل شده و پس از خطی سازی، امکان برازش این ضرایب به روش حداقل مربعات امکان پذیر می گردد و پس از آن می توان ($efun_t$) را توسط داده ها و ضرایب برازش شده محاسبه کرد. اما راه حل ساده تر محاسبه عوامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز ($efun_t$)، تقسیم نرخ غیررسمی ارز (e_t) بر $EXP(\alpha_0)$ است.

در حقیقت، استفاده از روش فروت و آسفلد دارای دو مزیت است:

۱- شناسایی وجود حباب ذاتی در صورت رد فرضیه صفر این آزمون

$$H_0: c = 0 ; c_0 = k$$

۲- امکان محاسبه حباب های ذاتی توسط تفاضل نرخ غیررسمی برآوردی با روش فروت و نرخ بنیادین برآوردی توسط این روش.

در جدول ۷، مقدار برازش شده حباب های ذاتی در بازه وقوع حباب منفی نفتی، که به

حباب ذاتی مثبت در نرخ غیررسمی ارز منجر شده است، و در جداول ۸ و ۹ که مربوط به بازه

بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ است که نرخ غیررسمی ارز رفتار انفجاری افزایشی را تجربه کرده^۱ و وجود حباب‌های ذاتی و حباب‌های سفته‌سازی در این بازه تأیید شده‌اند، با توجه به دو نرخ بازدهی متفاوت ارائه شده است:

جدول ۷

مقدار حباب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز در بازه خرداد ۱۳۹۴ تا فروردین ۱۳۹۵ با دو نرخ بازدهی متفاوت که به علت حباب منفی نفتی در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۶ بروز کرده است.

$C_0 = 2/8293$			$C_0 = 2/8258$		
تاریخ	حباب ذاتی	واحد	تاریخ	حباب ذاتی	واحد
۱۳۹۴/۰۳	۱۴۷۹/۳۱۸	ریال	۱۳۹۴/۰۳	۱۵۱۸/۴۹۰	ریال
۱۳۹۴/۰۴	۴۲۰۷/۷۰۱	ریال	۱۳۹۴/۰۴	۴۱۶۱/۹۲۰	ریال
۱۳۹۴/۰۵	۸۳۱/۵۳۵	ریال	۱۳۹۴/۰۵	۸۷۱/۶۹۰	ریال
۱۳۹۴/۰۶	۱۴۶۴/۳۴۹	ریال	۱۳۹۴/۰۶	۱۵۰۴/۷۷۹	ریال
۱۳۹۴/۰۷	۱۳۷۸/۱۴۱	ریال	۱۳۹۴/۰۷	۱۴۱۹/۰۳۷	ریال
۱۳۹۴/۰۸	۱۲۳۲/۹۶۳	ریال	۱۳۹۴/۰۸	۱۲۷۴/۹۰۳	ریال
۱۳۹۴/۰۹	۲۴۱۲/۵۵۸	ریال	۱۳۹۴/۰۹	۲۴۵۴/۱۱۲	ریال
۱۳۹۴/۱۰	-۲۵۴/۲۴۵	ریال	۱۳۹۴/۱۰	-۲۰۸/۹۲۱	ریال
۱۳۹۴/۱۱	۱۹۲۰/۴۹۵	ریال	۱۳۹۴/۱۱	۱۹۶۲/۱۷۰	ریال
۱۳۹۴/۱۲	۵۷۷/۵۴۸	ریال	۱۳۹۴/۱۲	۶۱۹/۴۵۴	ریال

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱ این رفتار انفجاری افزایشی پس از بازه مورد مطالعه در ابتدا شدت یافت و سپس با سیاست‌های ارزی بانک مرکزی فروکش کرد و پس از آن از اواسط سال ۱۳۹۸ تا اردیبهشت ۱۴۰۰ مجدداً رفتار افزایشی شدیدی را ادامه داد که از خرداد ۱۴۰۰ تا مرداد ۱۴۰۰ از شدت افزایش کاسته شد.

جدول ۸

مقدار مجموع حساب سفته‌سازی و حساب ذاتی برآوردی در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۷ تا شهریور ۱۳۹۷ سازگار با شواهد تاریخی اوج و حسیض نرخ غیررسمی ارز با $c_0 = ۲/۸۲۵۸۶۹$

$c_0 = ۲/۸۲۵۸۶۹$				
واحد	مجموع حساب سفته‌سازی و ذاتی	واحد	حساب ذاتی	تاریخ
ریال	۶۱۵۵/۲۸۷	ریال	۲۳۹۲/۱۱۷	۱۳۹۶/۱۱
ریال	۶۷۴۴/۴۷۲	ریال	۲۷۳۷/۶۲۲	۱۳۹۶/۱۲
ریال	۵۶۴۲/۸۱۶	ریال	۴۲۱۴/۹۵۶	۱۳۹۷/۰۱
ریال	۱۱,۰۱۱/۲۹۴	ریال	۵۳۷۶/۰۵۴	۱۳۹۷/۰۲
ریال	۲۲,۰۱۶/۰۰۶	ریال	۳۸۱۱/۷۷۶	۱۳۹۷/۰۳
ریال	۲۱,۸۳۰/۵۹۷	ریال	۹۱۲۶/۱۴۹	۱۳۹۷/۰۴
ریال	۴۴,۰۲۹/۸۱۰	ریال	۱۰,۸۵۵/۹۶۰	۱۳۹۷/۰۵
ریال	۵۱,۰۰۹/۰۰۱	ریال	۲۰,۸۲۳/۴۳۱	۱۳۹۷/۰۶

جدول ۹

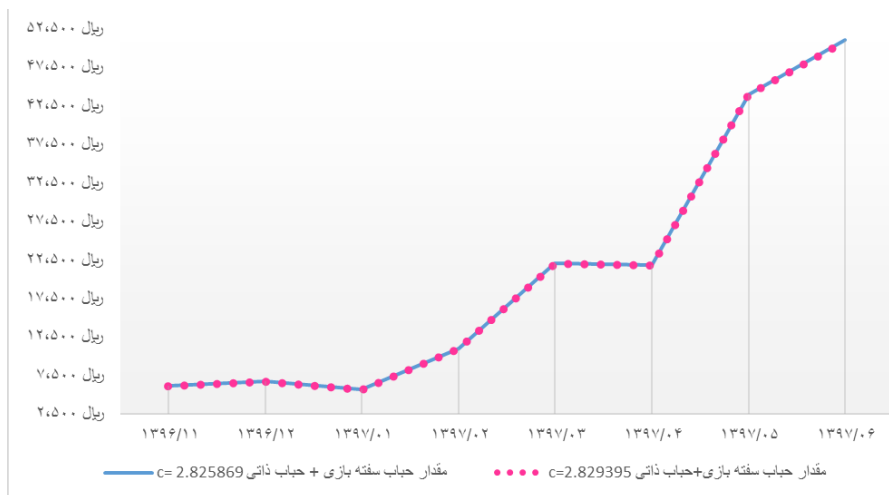
مقدار حساب سفته‌سازی و ذاتی برآوردی در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۷ تا شهریور ۱۳۹۷ سازگار با شواهد تاریخی اوج و حسیض نرخ غیررسمی ارز با $c_0 = ۲/۸۲۹۳۹۵$ که به علت نزدیک‌تربودن c_0 به k تئوریک، برازش صحیح‌تری از حساب‌های ذاتی دارد.

$c_0 = ۲/۸۲۹۳۹۵$				
واحد	مجموع حساب سفته‌سازی و ذاتی	واحد	باب ذاتی	تاریخ
ریال	۶۱۰۷/۳۶۷	ریال	۲۲۱۰/۹۳۶	۱۳۹۶/۱۱
ریال	۶۶۹۴/۴۴۳	ریال	۲۶۳۹/۰۶۵	۱۳۹۶/۱۲
ریال	۵۵۸۵/۳۹۴	ریال	۴۶۴۸/۸۷۳	۱۳۹۷/۰۱
ریال	۱۰۹۴۹/۲۳۲	ریال	۶۳۹۷/۲۰۴	۱۳۹۷/۰۲
ریال	۲۱,۹۶۰/۳۹۸	ریال	۴۰۷۴/۳۳۸	۱۳۹۷/۰۳
ریال	۲۱,۷۵۷/۱۱۱	ریال	۱۲,۸۰۹/۲۳۱	۱۳۹۷/۰۴
ریال	۴۳,۹۵۲/۱۳۳	ریال	۱۶,۰۸۵/۱۰۷	۱۳۹۷/۰۵
ریال	۵۰,۹۱۳/۳۶۳	ریال	۳۷,۸۰۷/۱۰۲	۱۳۹۷/۰۶

همچنین با توجه به جداول ۸ و ۹، مشاهده می‌شود که مقدار مجموع حساب سفته‌سازی و ذاتی با دو نوع نرخ بازدهی متفاوت، تفاوت چندانی با هم ندارند و نتایج حاصل از منظر

مقداری اختلاف زیادی ندارد. با توجه به جداول ۸ و ۹، سهم حساب‌های ذاتی در بازه بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ نسبت به حساب‌های سفته‌سازی بیشتر بوده است و لذا کنترل حساب‌های ذاتی در این بازه با بازارگردانی توسط بانک مرکزی که تنها قادر به کاهش انتظارات مبنی بر سودآوری در بازار ارز است و به کاهش حساب‌های سفته‌سازی منجر می‌شوند، عملاً نتیجه مطلوبی نداشته و برای کنترل حساب‌های ذاتی باید با اقداماتی نظیر کنترل تورم که به حفظ ارزش ریال می‌انجامد و اتخاذ سیاست‌های ارزی صحیح و کاهش وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی که هنگام تحریم منجر به کاهش قابل‌توجه درآمدهای ارزی می‌شود، تصور ارزشمند بودن دلار در برابر ریال و سایر دارایی‌های موجود را که به نگهداری دلار برای حفظ ارزش دارایی‌های کل افراد منجر می‌شود، کاهش داد.

از آنجاکه براساس فرضیه صفر $c_0 = k$ هرچه c_0 برآوردی به k تئوریک محاسبه‌شده توسط روش فروت و آبسفلد نزدیک‌تر باشد، آن برازش، برازش صحیح‌تری است. لذا، با توجه به آنکه k تئوریک نرخ بازدهی متوسط شش‌ماهه ۶/۴۵۳۶ است که مقدار c_0 برآوردی آن ۲/۸۲۹۳ و نسبت به نرخ بازدهی دیگر به k تئوریک خود نزدیک‌تر است، لذا $r = ۰/۱۶۷۶$ به واقعیت نزدیک‌تر است.



شکل ۵. مقدار مجموع حساب سفته‌سازی و حساب ذاتی در بازه بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ با دو نوع متفاوت از نرخ بازدهی

شکل ۵ نشان می‌دهد که مجموع حساب ذاتی و سفته‌سازی در کل بازه بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ در حال افزایش بوده و در بازه بهمن ۱۳۹۶ تا فروردین ۱۳۹۷ تغییر چندانی نداشته و پس از آن روند صعودی آن آغاز شده و در مرداد و شهریور ۱۳۹۷ به مقدار متوسط ۴۰۴۲ و ۵۱۰۰ تومان در ماه افزایش یافته است.

۷ نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نرخ ارز غیررسمی ایران در سال‌های اخیر در برخی برهه‌ها با نوسانات شدید و جدی روبه‌رو بوده است. با توجه به اینکه بسیاری از بحران‌های مالی به‌دنبال ترکیدن حساب دارایی‌های مالی به‌وجود می‌آید و وجود آن‌ها برابر با ناکارایی در بازار ارز است، بررسی رفتارهای حسابی در بازارهای مالی و تشخیص اولیه جهت پیشگیری از پیامدهای ناگوار اقتصادی حائز اهمیت است. لذا، هدف اصلی این مقاله در گام نخست کشف این موضوع است که آیا نوسانات نرخ غیررسمی ارز در دوره‌های اخیر، دقیقاً برابر با نوسانات عامل بنیادین نرخ غیررسمی ارز است یا علت این نوسانات به‌وجود حساب‌ها در بازار ارز نسبت داده می‌شود و در گام دوم در صورت تصدیق وجود حساب، بررسی نوع حساب‌ها (ذاتی یا سفته‌سازی) و تعیین بازه‌های وقوع آن‌ها و در نهایت تشخیص علت ایجاد حساب‌های ذاتی و سفته‌سازی به‌منظور کنترل حساب‌ها امری ضروری است.

با توجه به آنکه هدف این مقاله بررسی وجود حساب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز است، تمرکز این مقاله بر عواملی است که به تغییر عامل بنیادین در بازه زمانی مورد مطالعه منجر شده‌اند. از نگاه روش‌شناسی، حساب‌های ذاتی در بازار ارز بیانگر وجود یک رابطه غیرخطی میان اجزای عامل بنیادین برون‌زا و نرخ ارز است که با تغییرات عامل بنیادین برون‌زای تعیین‌کننده نرخ ارز، بخش حساب ذاتی به‌صورت غیرخطی تغییر می‌کند. یکی از ویژگی‌های برجسته حساب‌های ذاتی این است که برای هر سطح مشخصی از عامل بنیادین برون‌زا، قیمت دارایی (نرخ ارز) در طول زمان ثابت می‌ماند. وجه تمایز حساب‌های سفته‌سازی عقلایی و حساب‌های ذاتی آن است که تغییرات عوامل فرعی و درون‌زایی که یا مستقل از عامل بنیادین‌اند و یا در این عامل تأثیرگذارند، عامل پیدایش حساب سفته‌سازی، و تغییرات عامل بنیادین اصلی عامل پیدایش حساب ذاتی است.

در این مطالعه، از روش فروت و آبسفلد برای شناسایی حساب‌های ذاتی در نرخ غیررسمی ارز استفاده شد. در این مطالعه، برآورد حساب‌های ذاتی با دو نرخ بازدهی متفاوت که یکی از آن‌ها متوسط نرخ بازدهی شش‌ماهه و دیگری متوسط نرخ بازدهی ماهانه است، انجام

پذیرفت. نتایج حاکی از آن است که مقدار مجموع حساب سفته‌سازی و ذاتی با دو نوع نرخ بازدهی متفاوت، تفاوت چندانی با هم ندارند و نتایج حاصل به هم نزدیک‌اند.

طبق یافته‌های مقاله در بازه‌های تاریخی، در بازه‌های زمانی دی ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۰، شهریور ۱۳۹۱ تا آبان ۱۳۹۱، و بهمن ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۳۹۱، نرخ بنیادین غیررسمی ارز و نرخ برآوردی آن با روش فروت تا حد زیادی بر هم منطبق‌اند و لذا حساب ذاتی در این بازه‌ها وجود ندارد و به دلیل فاصله نرخ غیررسمی ارز از نرخ بنیادین برآزش شده و وجود شرایط حساب سفته‌سازی، این حساب در بازه‌های زمانی مذکور مشاهده شد. دوم، در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۴ تا پایان اسفند ۱۳۹۴، نرخ غیررسمی برآوردی با روش فروت دقیقاً بر نرخ غیررسمی ارز منطبق است و با نرخ بنیادین برآزش شده توسط روش فروت فاصله دارد. لذا، یافته‌های مقاله حاکی از آن است که حساب‌های منفی نفتی با اندکی تأخیر به ایجاد حساب‌های ذاتی مثبت در نرخ غیررسمی ارز منجر شده است. سوم، در بازه انتهایی این مقاله که از بهمن ۱۳۹۶ آغاز شد و به علت دسترسی‌نداشتن به داده‌های نرخ غیررسمی ارز در ماه‌های مهر و آبان ۱۳۹۷، به‌ناچار در شهریور ۱۳۹۷ پایان یافت، ایجاد کسری بودجه به علت عدم تحقق بخشی از درآمدهای دولت در بهمن ۱۳۹۶ و تأمین آن با پیش‌فروش سکه‌های ارزان، زمزمه‌های خروج آمریکا از برجام و خروج آن در اردیبهشت ۱۳۹۷ که به بازگشت تمام تحریم‌های ایالات متحده و اتحادیه اروپا و شورای امنیت در آبان ۱۳۹۷ منتهی شد و سیاست کنترل ارزی فروردین ۱۳۹۷ که به شکستن سطوح مقاومتی قیمت دلار انجامید، مجموعه تمام عواملی بودند که با ایجاد تقاضای احتیاطی نگهداری دلار و سرمایه‌گذاری در بازار ارز (تقاضای ارز به‌منظور حفظ سرمایه فرد)، افزایش‌های بیشتر قیمت دلار و شکست‌های پی‌درپی آن را در سطوح بالاتر به‌همراه داشت. مجموعه این فرایند به ایجاد حساب ذاتی در نرخ غیررسمی در بازه بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ منجر شد که فاصله نرخ بنیادین برآزش شده و نرخ غیررسمی ارز برآزش شده توسط روش فروت، مقدار حساب ذاتی است؛ اما نااطمینانی نسبت به افزایش‌های بعدی نرخ ارز در ماه‌های آتی و تشکیل انتظارات مبتنی بر پیامدهای منفی اعمال تحریم‌ها در آبان ۱۳۹۷ و ترس از خروج سرمایه از کشور در میان سرمایه‌گذاران، موجب شد تا سرمایه‌گذاران با انگیزه کسب سود به تقاضای ارز در این دوره بپردازند که به تشکیل حساب‌های سفته‌سازی در این بازه منتهی شد که فاصله نرخ غیررسمی ارز و نرخ غیررسمی ارز محاسبه‌شده با روش فروت، مقدار دقیق حساب سفته‌سازی نیست. لذا، نتایج حاکی از آن است که بخش بیشتری از حساب ارزی در بهمن و اسفند ۱۳۹۶ و شش‌ماهه اول سال ۱۳۹۷ مربوط به حساب ذاتی بوده و سهم حساب‌های ذاتی در بازه بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ نسبت به حساب‌های سفته‌سازی بیشتر بوده است.

علت عدم امکان برآورد مقدار دقیق حباب سفته‌سازی هنگامی که حباب ذاتی نیز وجود دارد، هم‌پوشانی حباب‌های ذاتی و سفته‌سازی به‌علت عامل مشترک انتظارات افراد از تغییرات (افزایش یا کاهش) قیمت دارایی است که به ایجاد این دو حباب می‌انجامد. لذا در بازه‌هایی که هر دو نوع حباب وجود دارند، امکان تفکیک حباب‌های ذاتی از حباب‌های سفته‌سازی نرخ غیررسمی ارز به‌طور دقیق وجود ندارد؛ مگر آنکه بتوان انتظارات خودمحقق‌شونده سرمایه‌گذاران را که منجر به رفتارهای سفته‌سازی می‌شود، الگوسازی کرد. با توجه به هم‌پوشانی حباب‌های ذاتی و سفته‌سازی و عدم امکان تفکیک این دو نوع حباب، تنها امکان تشخیص مقدار برازش‌شده حباب ذاتی با توجه به برازش رابطه غیرخطی نرخ غیررسمی ارز با عامل بنیادین تشکیل‌دهنده آن وجود دارد و امکان برآورد مقدار دقیق حباب سفته‌سازی به‌علت عدم امکان تفکیک انتظاراتی که به شکل‌گیری حباب ذاتی و سفته‌سازی منجر می‌شوند، وجود ندارد. لذا به‌علت هم‌پوشانی این دو حباب، تفکیک این دو با تفاضل‌گیری ساده امکان‌پذیر نیست و مقدار دقیق حباب سفته‌سازی زمانی که اندازه حباب مثبت باشد، بیشتر از تفاضل نرخ غیررسمی ارز و نرخ غیررسمی برازش‌شده توسط روش فروت است.

نقطه مهم متمایزکننده حباب ذاتی از حباب سفته‌سازی که در بازه زمانی بهمن ۱۳۹۶ تا شهریور ۱۳۹۷ نیز مشاهده شده است، نوع تقاضای ایجادشده برای دارایی (نرخ غیررسمی ارز) است. شواهد تاریخی حاکی از آن است که حباب ذاتی در نرخ غیررسمی ارز در این دوره از یک‌سو به‌علت ایجاد تقاضای احتیاطی به‌منظور امکان تأمین مخارج ضروری پیش‌بینی‌نشده در آینده به‌علت ترس از افزایش‌های انفجاری پایدار و طولانی‌مدت در قیمت دلار به‌دلیل تغییرات در عامل بنیادین و دسترسی‌نداشتن به دلار موردنیاز و از سویی دیگر به‌سبب تقاضا برای دلار به‌منظور حفظ ارزش سرمایه ایجاد شده است که با تقاضای سفته‌سازی (خرید دلار به‌منظور کسب سود از افزایش قیمت) به‌وجود می‌آید، کاملاً متفاوت است. در واقع در تشکیل حباب ذاتی، نوعی احتیاط برای حفظ ارزش سرمایه و دسترسی به مخارج پیش‌بینی‌نشده مطرح است و در حباب سفته‌سازی، هدف کسب سود است.

نتیجه مهم دیگر این مقاله آن است که اعمال تحریم‌ها به‌خودی‌خود تنها به ایجاد حباب‌های سفته‌سازی منجر می‌شوند؛ اما هنگامی که اعمال تحریم‌ها با تغییرات دیگر اجزای عامل بنیادین مؤثر در نرخ غیررسمی ارز همچون کسری بودجه همراه می‌شود، علاوه بر حباب‌های سفته‌سازی، حباب‌های ذاتی نیز ایجاد می‌شوند.

از آنجایی که میان بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی و کسری بودجه رابطه مثبتی وجود دارد، افزایش نوسانات درآمدهای صادراتی منجر به تشدید کسری بودجه می‌شود. به‌منظور اجتناب

از این مشکل، باید اقتصاد کشور در راستای افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش اتکا به درآمدهای ارزی حاصل از منابع طبیعی حرکت کند. در این راستا، افزایش صادرات غیرنفتی به دلیل اینکه از تنوع بیشتری در انواع کالاهای صادراتی برخوردار است، باعث ثبات درآمدهای ارزی کشور و ثبات نرخ ارز می‌شود و از طرف دیگر عدم نوسانات شدید نرخ ارز به نوبه خود می‌تواند باعث افزایش صادرات غیرنفتی و ثبات درآمدهای ارزی ناشی از این صادرات و کاهش تکانه‌های ناشی از کسری بودجه سنواتی دولت شود. اصلاح مؤثر در بودجه به صورت کاهش قابل توجه وابستگی بودجه به منابع عمومی همچون نفت به کمتر از ۱۰ درصد - که این سیاست تأثیر درآمدهای نفتی را در افزایش کسری بودجه و کاهش ارزش پول ملی کاهش می‌دهد - و کاهش خام‌فروشی نفت و نوسازی و احداث پالایشگاه‌ها برای تولید فراورده‌های نفتی که مورد تحریم نباشند، از اقدامات لازم برای کاهش انتظارات مردم در خصوص ارزشمندبودن دلار در دوره‌های آتی است. تبلیغات لازم در خصوص افزایش صادرات غیرنفتی نیز اقدامی مؤثر در کاهش وابستگی درآمدهای ارزی به درآمدهای نفتی و غلبه بر مشکلات در دسترسی درآمدهای نفتی به علت تحریم‌هاست. همچنین با توجه به تحریم بانک مرکزی ایران و نظام بانکی و مالی کشور، مبادلات بانکی بین ایران و سایر کشورها دچار مشکل است؛ لذا تغییر مواضع بین‌المللی امریکا و کشورهای عضو اتحادیه اروپا نسبت به ایران در کاهش تلاطمات بازار ارز نقش بسیار مؤثری دارد. همچنین، کنترل تورم با اثری که در تقویت ارزش ریال دارد، می‌تواند نرخ‌های بازار ارز را کاهش دهد. اتخاذ سیاست مشخص برای مقابله با تحریم‌ها در کشور به منظور کنترل افزایش تقاضای سفته‌بازی، احتیاطی و تبدیل سرمایه به دلار در بازار پول و توجه به تغییر انتظارات مردم در پی شکستن سطوح مقاومتی و ورود تقاضای احتیاطی به بازار ارز نیز از اقدامات راهگشا برای کنترل حباب‌های ذاتی بازار ارز است.

فهرست منابع

- بانک اطلاعات سری زمانی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
 بانک داده‌های اقتصادی و مالی، معاونت اقتصادی وزارت اقتصاد و امور دارایی.
 جعفری صمیمی، ا.، و بالونژادنوری، ر. (۱۳۹۴). آزمون وجود حباب عقلایی قیمت در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد زنجیره‌ای. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۵)، ۱-۲۰.

- دیواندری، ع.، و زمانزاده، ح. (۱۳۹۷). برآورد نرخ ارز بنیادین و سنجش حباب ارزی در اقتصاد ایران. بیست و هشتمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، مرکز همایش‌های بین‌المللی صداوسیما.
- راسخی، س.، علمی، ز.، و شهرازی، م. (۱۳۹۶). آزمون حباب‌های چندگانه در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد RTADF. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، (۲۷): ۷-۳۹.
- سلطانی، ا. (۱۳۹۷). اقتصاد سیاسی نرخ ارز و نئولیبرالیسم وطنی. روزنامه تعادل.
- مروت، ح.، و فریدزاد، ع. (۱۳۹۴). نقش انتظارات در شکل‌گیری نوسانات نرخ ارز. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۰(۶۴)، ۸۹-۱۱۵.
- ورتابیان کاشانی، ه. (۱۳۹۲). تحلیل منشأ نوسانات نرخ ارز طی سال‌های (۱۳۸۹-۱۳۹۱). فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۱(۴): ۱۳۱-۱۵۴.
- Black, A., Fraser, P. & Hoesli, M. (2006). House prices, fundamentals and bubbles. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33, 1355-1555.
- Blanchard, O., & Kahn, C. (1980). The Solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica*, 48(5), 1305-1311.
- Boubaker, A., Nguyen, D. K., & Taouni, I. (2009). Rational speculative bubbles: Theory and empirics in a frontier emerging market. *IUP Journal of Applied Finance*, 15(6), 49.
- Diba, B., & Grossman, H. (1984). *Rational bubbles in the price of gold* (No 1300, NBER Working Papers). National Bureau of Economic Research, Inc.
- Diba, B., & Grossman, H. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices? *American Economic Review*, 78(3), 520-30.
- Drees, B., & Eckwert, B. (1997). Intrinsic bubbles and asset price volatility. *Economic Theory*, 9(3), 499-510.
- Driffill, J., & Sola, M. (1998). Intrinsic bubbles and regime-switching. *Journal of Monetary Economics*, 42(2), 357-373.
- Fraser, P., Hoesli, M. & McAlevey, L. (2008). A comparative analysis of house prices and bubbles in the U.K. and New Zealand, Pacific Rim. *Property Research Journal*, 14, 257-278.
- Froot, K. & Obstfeld, M. (1991). Intrinsic bubbles: The case of stock prices. *American Economic Review*, 81(5), 1189-214.
- Ikeda, S. & Shibata, A. (1992). Fundamentals-dependent bubbles in stock prices. *Journal of Monetary Economics*, 30, 143-168.

- LeRoy, S. F., & Porter, R. D. (1981). The present-value relation: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 555-574.
- Ma, Y., & Kanas, A. (2004). Intrinsic bubbles revisited: Evidence from nonlinear cointegration and forecasting. *Journal of Forecasting*, 23(4), 237-250.
- Maldonado, W. L., Ribeiro, J., & Tourinho, O. A. F. (2019). Testing four types of bubbles in brics exchange rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 1-21.
- 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., & 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.
- Naoui, K. (2011). Intrinsic bubbles in the American stock exchange: The case of the S&P 500 Index. *International Journal of Economics and Finance*, 3(1). 124-132.
- Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. (2013). Intrinsic and rational speculative bubbles in the US housing market: 1960-2011. *Journal of Real Estate Research*, 35(2), 121-151.
- Shiller, R. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71(3), 421-36.
- Tirole, J. (1985). Asset bubbles and overlapping generations. *Econometrica*, 53(6), 1499-1528.
- Van Norden, S. (1996). Regime switching as a test for exchange rate bubbles. *Journal of Applied Econometrics*, 11(3), 219-251.
- West, K. D. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 553-580.