فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۱۹/ تابستان ۱۳۸۳/ صفحات ۲۹-۱

بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز رسمی بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز[1] در ایران: یک الگوی دو مرحله‌ای

دکتر کریم اسلاملوئیان*

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۳/۱۱

چکیده

این مقاله با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای تحلیل هم‌تجمعی به بررسی تأثیر تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده در نرخ ارز رسمی بر اضافه قیمت[2] نرخ ارز بازار سیاه در ایران در دوره ۱۳۵۸:۴ – ۱۳۸۰:۱ می‌پردازد. به این منظور یک الگوی دو مرحله‌ای برای بررسی رفتار اضافه قیمت بازار سیاه ارز ساخته می‌شود. در مرحله اوّل، یک معادله پیش‌بینی نرخ ارز رسمی برآورد و از مقادیر تخمین زده شده آن به عنوان تکانه‌های پیش‌بینی شده و از پسماندهای حاصل از معادله به عنوان تکانه‌های پیش‌بینی نشده استفاده می‌شود. در مرحله دوم، متغیر اضافه قیمت ارز بازار سیاه بر روی دو متغیر تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده رگرس شده و بر اساس آن، روابط بلندمدت استخراج می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی و تکانه‌های پیش‌بینی نشده هر دو بر اضافه قیمت بازار سیاه تأثیر منفی ارز داشته اند. البته، تأثیر تکانه پیش‌بینی نشده در نرخ ارز رسمی به نسبت تکانه‌های پیش‌بینی شده بیشتر بوده است. پس از اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴، عرض از مبدأ الگوی اضافه قیمت بازار سیاه ارز کاهش و شیب آن افزایش یافته است. بنابراین، اعمال این سیاست باعث ایجاد تغییر ساختاری در الگو طی این سال‌ها شده است. نتایج نشان می‌دهد که پس از به‌کارگیری این سیاست افزایش از قبل پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی تأثیر مثبت معناداری بر اضافه قیمت ارز بازار سیاه داشته است. در پایان، آزمون‌های هم‌تجمعی بر روی الگوها انجام شده است. نتایج حاکی از وجود روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها است.

واژه‌های کلیدی: اضافه قیمت ارز، بازار سیاه، تکانه نرخ ارز رسمی، الگوی دو مرحله‌ای، سیاست یکسان‌سازی، هم‌تجمعی.

---

1. Black Market Premium.

* عضو هیئت علمی بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

e-mail: keslamlo@rose.shirazu.ac.ir

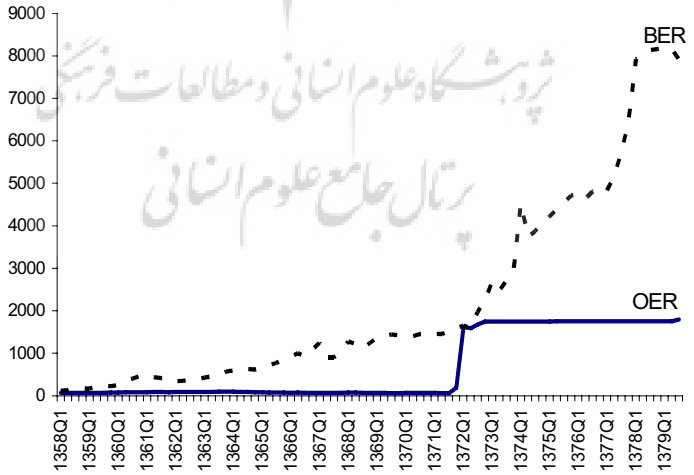
2. Premium.

۱. مقدمه

بررسی ارتباط میان نرخ ارز رسمی و بازار سیاه در کشورهای دارای نظام چند نرخی ارز از اهمیّت بسیاری برخوردار است. برای شکل‌گیری نظام‌های چند نرخی ارز دو علت عمده بیان می‌شود. اوّلین علت بر جدا کردن نرخ ارز خارجی از سوی دولت برای انجام معاملات در بخش واقعی از بخش اسمی تأکید دارد. با توجه به اینکه نوسانات در بخش اسمی و بازارهای مالی سریع و شدید صورت می‌پذیرد؛ دولت‌ها گاه اجازه می‌دهند که نرخ ارز در این بخش متناسب با تغییرات تعدیل شود. امّا، برای ایجاد ثبات و جلوگیری از نوسانات شدید در بخش واقعی اقتصاد نرخ ارز را برای معاملات داخل این بخش ثابت نگه داشته و یا حداقل با اتخاذ سیاست‌هایی نوسانات آن را بسیار محدود می‌کنند.

دومین علت عمده به وجود آمدن نظام های چند نرخی ارز را محدودیت‌های موجود در منابع ارزی دولت برای تأمین نیازهای ارزی بخش‌های مختلف اقتصادی می‌دانند. به عبارت دیگر، در صورت وجود تقاضای اضافی در بازار ارز خارجی و عدم امکان اشباع این تقاضا از سوی بازار ارز رسمی در نرخ اعلام شده، بازار موازی و غیر رسمی ارز به وجود آمده و وظیفه به تعادل رساندن بازار ارز را بر عهده می‌گیرد. به این ترتیب، مازاد عرضه و تقاضای ارز خارجی در بازار سیاه ارز از بین خواهد رفت. این علت از جمله مهم ترین علل شکل گیری بازار سیاه نرخ ارز در ایران است. البته، این امر در بسیاری از کشورهای دیگر نیز سابقه داشته است. به طور مثال، وجود بازار سیاه در کنار بازار رسمی ارز خارجی در کشورهای مکزیک، ترکیه، برزیل، کلمبیا و آرژانتین در برهه‌های مختلف تجربه شده است.

نمودار – ۱. تفاوت نرخ ارز بازار رسمی (OER) و نرخ ارز بازار سیاه (BER)



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در کشور ما نیز این پدیده به طور حاد عمدتاً پس از سال ۱۳۵۸ مشاهده شده است.[۱] به طور مثال، متوسط ارزش قیمت هر دلار امریکا در کشور ما در بهار سال ۱۳۵۸ در بازار رسمی برابر با ۷۰/۷۴۵ ریال و در بازار سیاه برابر با ۱۱۰/۶۶ ریال بوده است. در بهار سال ۱۳۶۰ متوسط نرخ ارز رسمی بر حسب دلار ۷۸/۱۲۶ ریال و متوسط نرخ ارز بازار سیاه ۲۵۵ ریال بوده است. در بهار سال ۱۳۷۰ نرخ ارز رسمی بر حسب دلار ۶۹/۰۱ ریال و نرخ ارز بازار سیاه ۱۳۸۴ ریال بوده است. تفاوت میان نرخ ارز رسمی و نرخ بازار سیاه دلار در تابستان ۱۳۷۸ به بیش از ۶۲۴۸ ریال رسیده است. تفاوت میان این دو نرخ در سال‌های مختلف دارای نوساناتی بوده که در نمودار (۱) نشان داده شده است.

اضافه قیمت بازار سیاه (نسبت میان نرخ‌های ارز بازار سیاه و رسمی) به درصد برای دوره ۱۳۵۸:۱ تا ۱۳۸۰:۴ در نمودار (۲) نشان داده شده است. چنان‌که ملاحظه می‌شود، بیشترین اضافه قیمت در بازار ارز مربوط به فصل چهارم سال ۱۳۷۱ تا قبل از اعمال سیاست تک نرخی یا تعدیل ارز از سوی بانک مرکزی در سال ۱۳۷۲ است. پس از این تعدیل، اضافه قیمت بازار سیاه به شدت کاهش و مجدداً شروع به افزایش نموده است.

تفاوت نرخ ارز بازار سیاه از نرخ ارز رسمی در سال‌های مختلف اثرات بسیار زیادی بر رفتار اقتصادی جامعه و سیاست‌های کلان کشور گذاشته است. نرخ بالای اضافه قیمت در بازار سیاه ارز سبب ورود افراد و حتی نهادهای مختلف با انگیزه‌های سوداگرانه به بازار ارز شد. هدف بسیاری به‌دست آوردن سودهای سرشار از طریق مبادلات ارزی بود.

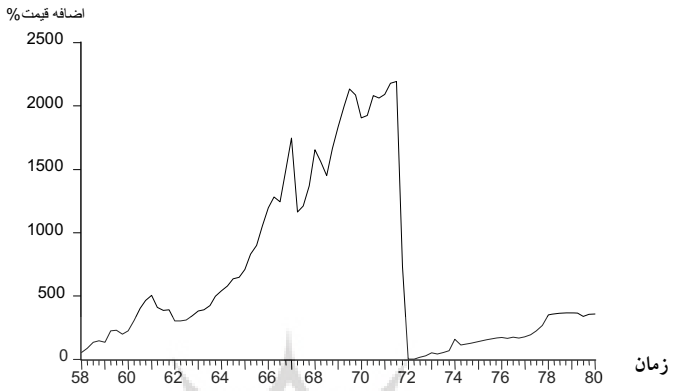
به دلیل اثرات ناشی از تغییرات اضافه قیمت ارز در بازار موازی بر بخش‌های مختلف اقتصادی، این موضوع همواره یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گزاران پولی و ارزی کشور بوده است. بنابراین، بررسی تأثیرات سیاست‌های ارزی قابل پیش‌بینی و رفتارهای پیش‌بینی نشده بر اضافه قیمت ارز در بازار موازی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

افزون بر این، با توجه به اینکه در حال حاضر سیاست تک نرخی ارز اعمال می‌شود و رژیم ارز شناور مدیریت شده بر کشور حاکم است؛ بی شک می‌توان با بررسی رفتار اضافه قیمت ارز بازار سیاه درس‌های مهمی آموخت و از گذر این تجربه از اشتباهات احتمالی سیاست‌گزاران در آینده جلوگیری کرد. با توجه به این موضوع پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این پرسش کلیدی است که اضافه قیمت بازار سیاه به چه میزان از خبر و انتظارات تغییر نرخ ارز رسمی تأثیر پذیرفته است؟ به طور خاص‌تر، در این مقاله همچنین، تأثیر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بین سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۴ بر رفتار اضافه قیمت بازار سیاه ارز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

---

۱. برای جزئیات بیشتر در خصوص تحولات و مشکلات ارزی ایران بین سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۶۹ به مجتهد (۱۳۷۱) مراجعه شود.

نمودار – ۲. بازگشت نرخ ارز بازار سیاه ۱:۱۳۵۸– ۱:۱۳۸۰



چنان‌که در قسمت بعد توضیح داده خواهد شد، با وجود اینکه در ایران الگوهای گوناگونی برای تعیین نرخ ارز بازار سیاه با استفاده از روش‌های مختلف و در قالب الگوهای تک معادله‌ای و چند معادله‌ای طراحی و برآورد شده امّا، بررسی رفتار اضافه قیمت ارز در بازار سیاه در عکس العمل به تکانه‌ها کمتر به عنوان یک موضوع مستقل مورد توجه قرار گرفته است. اخیراً یاوری[1] (۲۰۰۳)، اثرات تکانه‌های واقعی و اسمی بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز را مورد بررسی قرار داده است. امّا وی، در پژوهش خود به بررسی تأثیر انتظارات[2] و تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده در نرخ ارز رسمی بر رفتار نرخ اضافه قیمت بازار سیاه نپرداخته است. بنابراین، هدف این مقاله پُر کردن این خلأ در ادبیات موضوع در ایران است. در این راستا پژوهش حاضر، با ساخت یک الگوی دو مرحله‌ای و استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی برای تحلیل هم‌تجمعی[3] به بررسی این موضوع خواهد پرداخت.

این مقاله شامل پنج قسمت است. پس از مقدمه به مرور اجمالی پژوهش‌های انجام شده در این زمینه می‌پردازیم. قسمت سوم، به بررسی رابطه علّی میان نرخ ارز بازار سیاه و نرخ ارز رسمی اختصاص دارد. در قسمت چهارم، با استفاده از نتیجه به‌دست آمده در قسمت سوم ابتدا، به طراحی الگوی مناسب برای بررسی نرخ اضافه قیمت ارز پرداخته و سپس، آن را برآورد می‌کنیم. قسمت پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

---

1. Yavari (2003).
2. Expectations.
3. AutoRegressive Distributed Lages (ARDL) Approach to Co-integration Analysis.

۲. پژوهش‌های انجام شده

بنا به دلایلی گوناگون در برهه‌هایی از زمان کشورهای متعددی در جهان به استفاده از نظام چند نرخی ارز[۱] (به جای تک نرخی) روی آورده اند. این موضوع از سوی اقتصاددانان مورد بررسی قرار گرفته است. در پژوهش‌های انجام شده دلایل متعددی برای به‌کارگیری رژیم چند نرخی ارز بیان و تأثیرات سیاست‌های اقتصادی در آن مورد بررسی قرار گرفته است. نرخ‌های ارز گوناگون می‌توانند به صورت رسمی از سوی حکومت پذیرفته و برای مبادلات مختلف به کار روند. گاهی نیز در یک کشور ترکیبی از نرخ‌های ارز رسمی و غیر رسمی یا بازار سیاه وجود دارد.[۲]

در نظام چند نرخی ارز به این علت که مبادلات بین‌المللی یک کشور با نرخ‌های متفاوت اسمی صورت می‌گیرد؛ احتمال دارد بیش از یک نرخ ارز واقعی وجود داشته باشد. در این صورت، تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی بر روی بخش‌های مختلف اقتصاد بستگی به ماهیت نظام چند نرخی دارد. چنان‌که ادواردز[۳] (۱۹۸۹) توضیح می‌دهد؛ اگر ما در اقتصاد چند نرخ ارز اسمی ثابت داشته باشیم، در این صورت، سیستم مانند یک نظام با نرخ ارز ثابت واحد[۴] عمل می‌کند با این تفاوت که در این حالت، بر روی برخی مبادلات خارجی مالیات وضع شده باشد. در این صورت، سیاست‌های کلان ناهماهنگ می‌تواند موجب از دست دادن ذخایر بین‌المللی، افزایش نرخ تورم نسبی در داخل، افزایش بیش از حد (تعادل بلندمدت) نرخ ارز واقعی شود.

امّا اگر نظام چند نرخی ارز در یک کشور به صورت ترکیبی از نرخ های ثابت و شناور باشد، نتیجه سیاست‌های کلان اقتصادی می‌تواند متفاوت از حالت قبل باشد. به طور مثال، اگر کشوری بخشی از مبادلات خارجی خود را با نرخ ارز رسمی ثابت و بخشی دیگر را با نرخ های شناور انجام دهد؛ تغییرات نرخ های ارز شناور در اثر سیاست‌های کلان می‌تواند (حتی با فرض ثابت بودن سایر عوامل از جمله نرخ ارز رسمی) موجب نوسان در نرخ ارز واقعی شده و در نتیجه بر تعادل داخلی و خارجی اقتصاد اثر گذارد.[۵]

مقالات متعددی در خصوص رفتار نرخ ارز در بازار سیاه در کشورهای در حال توسعه نوشته شده است. برای نمونه، می‌توان به مقالات بلجر[۶] (۱۹۷۸) برای سه کشور امریکای لاتین، اگنور[۷] (۱۹۸۰) برای هشت کشور در حال توسعه، اوددوکان[۸] (۱۹۹۶) برای هیجده کشور افریقایی، و اسپیگت و

---

1. Multiple Exchange Rates.

۲. برای نمونه به دورنبوش (۱۹۸۶) و (۱۹۹۱) مراجعه شود.

3. Edwards (1989).

4. Unified Predetermined Nominal Rates.

۵. برای آشنایی بیشتر به الگوهای چند نرخی ارز می توان به ادواردز (۱۹۸۹) و دورنبوش (۱۹۹۱) مراجعه کرد.

6. Blejer (1978).

7. Agenor (1990).

8. Odedokun (1996).

مک‌میلان[1] (۲۰۰۱) برای کشورهای اروپای شرقی مراجعه کرد. امّا، در این مطالعات رفتار اضافه قیمت ارز در بازار موازی مورد توجه قرار نگرفته است.

از جمله کارهای معدودی که به طور مستقیم به مسئله اضافه قیمت بازار سیاه ارز توجه نموده مقاله دورنبوش و دیگران[2] (۱۹۸۳) است. این پژوهش یک الگو برای بررسی اضافه قیمت نرخ ارز بازار سیاه برای کشور برزیل ارائه می‌کند. آنها اضافه قیمت بازار سیاه ارز را با استفاده از روش سبد دارایی[3] و در چهار چوب یک الگوی تعادل جزئی[4] مورد بررسی قرار می‌دهند. در این الگو متغیرهای نرخ ارز رسمی واقعی، تفاوت خالص بهره‌ها، عوامل فصلی مانند توریسم، و انتظار کاهش ارزش پول ملی به عنوان عوامل تعیین کننده "اضافه قیمت بازار سیاه ارز" در نظر گرفته می شوند. با فرض انتظارات عقلایی، نشان داده می‌شود که انتظار تغییر نرخ ارز در آینده بر سطح جاری "اضافه قیمت بازار سیاه" تأثیر دارد.

کامین[5] (۱۹۹۳)، با تکوین یک الگو برای بازار سیاه ارز خارجی و با فرض انتظارات عقلایی به بررسی میزان عکس العمل حساب جاری نسبت به افزایش نرخ ارز رسمی و بازار سیاه در کشور های درحال توسعه می پردازد. الگوی ساخته شده به دنبال این است که توضیح دهد چرا صادرات و واردات قبل از افزایش نرخ ارز کاهش یافته و به چه دلیل صادرات به سرعت پس از کاهش ارزش پول ملّی در مقابل پول‌های خارجی بهبود می‌یابد. نتایج عملی الگوی وی نشان می‌دهد که یک رابطه منفی بین اضافه قیمت نرخ ارز بازار سیاه و صادرات رسمی وجود دارد. وی نشان می‌دهد که تورم موجب کاهش نرخ ارز رسمی واقعی شده می‌شود. این امر به نوبه خود موجب افزایش اضافه قیمت بازار سیاه شده و در نتیجه، صادرات غیر رسمی افزایش و صادرات رسمی ثبت شده کاهش می‌یابد. کاهش صادرات رسمی خود موجب از دست دادن ذخایر و در نتیجه، افزایش نرخ ارز رسمی از سوی دولت می‌شود. از جمله نتایج پژوهش کامین این است که اضافه قیمت بازار سیاه پس از افزایش نرخ ارز رسمی[6] کاهش می‌یابد. وی در پژوهش خود نشان می‌دهد که اضافه قیمت بازار سیاه قبل از افزایش نرخ ارز رسمی افزایش می‌یابد، امّا به محض اینکه افزایش نرخ ارز از سوی مقامات رسمی اعمال شد؛ میزان اضافه قیمت ارز در بازار سیاه کاهش می‌یابد.

پوزو و ویلر[7] (۱۹۹۹) به بررسی تأثیر انتظارات بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز در کشورهای آرژانتین، برزیل، کلمبیا و مکزیک می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که در کلیه کشورهای مورد بررسی، به جز در کشور کلمبیا، این اضافه قیمت متأثر از انتظار افزایش نرخ ارز رسمی از سوی دولت بوده است. به طور

1. Speight and McMillan (2001).
2. Dornbusch et.al. (1983).
3. Portfolio Approach.
4. Partial Equilibrium.
5. Kamin.
6. Devaluation.
7. Pozo and Wheeler (1999).

خاص در این پژوهش، هر دو تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده در نرخ ارز رسمی کشورها آرژانتین و برزیل بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز تأثیر دارند. امّا در کشور مکزیک، تنها تکانه‌های پیش‌بینی شده از قبل بر این اضافه قیمت مؤثر هستند.

مطالعات صورت گرفته در خصوص رفتار بازار سیاه ارز خارجی در ایران به طور عمده به بررسی رابطه نرخ ارز با برخی متغیرهای مهّم کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری، بهره وری، عرضه پول وتورم پرداخته‌اند. به عنوان نمونه، پسران (۱۹۹۲)[1]، پورمقیم (۱۳۷۸)، بیدآباد و خوشنویس (۱۳۷۸)، و بهمنی اسکوئی (۱۹۹۵، ۱۹۹۶ و ۱۹۹۹)[2] هر کدام با روش های متفاوت (اعم از روش های سیستمی و یا به‌کارگیری الگوهای تک معادله ای) رفتار این بازار و تأثیرات متقابل آن را با سایر متغیرهای کلان مورد مطالعه قرار داده اند.

با وجود اینکه این پژوهش‌های ارزشمند به طور غیر مستقیم به رفتار اضافه قیمت بازار سیاه مرتبط هستند، امّا مسئله رفتار اضافه قیمت نرخ ارز بازار سیاه در ایران با توجه به تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده در هیچ‌کدام از آنها به طور مستقیم مورد مطالعه قرار نگرفته است. تازه‌ترین کار پژوهشی چاپ شده در زمینه رفتار اضافه قیمت را یاوری[3] (۲۰۰۳) انجام داده است. وی به بررسی علل حرکت بلندمدت اضافه قیمت در بازار موازی ارز قبل و بعد از انقلاب اسلامی می‌پردازد. هدف اصلی او، بررسی تأثیر تکانه‌های واقعی و اسمی بر نرخ اضافه قیمت ارز است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تکانه‌های منفی در درآمد های نفتی و فرار سرمایه موجب افزایش سریع اضافه قیمت در بازار موازی ارز بعد از انقلاب شده است. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد که مالیات تورمی نیز از عوامل افزایش اضافه قیمت در بازار سیاه ارز پس از انقلاب بوده است. بنابراین، پیشنهاد مقاله این است که اضافه قیمت نمی‌تواند مهار شود مگر اینکه دولت عرضه پول را کنترل و از تکیه اقتصاد بر درآمدهای نفتی کاسته شود. یاوری در مقاله خود درست‌نمایی یوهانسن برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها از روش حداکثر استفاده کرده است.

با وجود مقاله یاوری (۲۰۰۳)، هنوز پژوهش‌های بیشتری درخصوص بررسی رفتار اضافه قیمت ارز در بازار سیاه لازم است. به طور مثال، در پژوهش‌های انجام شده در ایران به نقش انتظارات و اهمیّت تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده در نرخ ارزرسمی بر اضافه قیمت ارز[4] در بازار سیاه توجه لازم نشده است. بنابراین، هدف اصلی این مقاله پُر کردن این شکاف در ادبیات مربوط به ایران است. به طور خاص در مطالعه حاضر، تأثیر تکانه‌های[5] نرخ ارز رسمی بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز با استفاده از روش خود

1. Pesaran (1992).
2. Bahmani Oskooee (1995, 1996, and 1999).
3. Yavari (2003).
4. Premium.
5. Shocks.

توضیح با وقفه‌های توزیعی برای تحلیل هم‌تجمعی و در قالب یک الگوی دو مرحله‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳. ساختار الگو

در این قسمت، ساختار الگوی مورد استفاده برای بررسی رفتار اضافه قیمت ارز در بازار سیاه مورد بررسی اجمالی قرار می‌گیرد. چنان‌که اشاره شد، الگوهای متعددی برای توضیح رفتار بازار موازی ارز از سوی پژوهشگران ارائه شده و گاه نتایج بسیار گوناگونی از آنها به‌دست آمده است. علت این امر، متفاوت بودن ماهیت نظام‌های دو یا چند ارزی حاکم در کشورها است. بنابراین، با توجه به تفاوت در اهداف سیاست‌گزاران و ساختارهای اقتصادی- سیاسی هر کشور باید به طور طبیعی انتظار رفتارهای متفاوت برای اضافه قیمت ارز در بازار سیاه داشت.[۱]

در ادبیات اقتصادی، تغییر در اضافه قیمت بازار سیاه ارز غالباً به صورت تغییر در قیمت دارایی بررسی شده است. در نتیجه، عواملی که بر بازار دارایی تأثیر دارند؛ بر نرخ باگشت ارز نیز اثرگذار هستند. بنابراین، خبر[۲] و بازده نسبی دارایی‌ها اضافه قیمت ارز را متأثر می‌سازند.

پرسش این است که در کشور ما خبر و انتظار تغییر نرخ ارز رسمی چه تأثیری بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز دارد؟ برای پاسخ به این سؤال مقاله حاضر بر اساس روش بارو[۳]، هافمن و دیگران[۴] و الگوی‌های دورنبوش و دیگران (۱۹۸۳) و پوزو- ویلر[۵] (۱۹۹۹)، به بررسی تأثیر تکانه‌ها در نرخ ارز رسمی بر روی اضافه قیمت بازار سیاه در ایران می‌پردازد. روش بارو (۱۹۷۷)، که اول بار برای بررسی تأثیر رشد پیش‌بینی نشده حجم پول بر نرخ بیکاری کشور امریکا استفاده شده، امکان تفکیک میان تغییرات پیش‌بینی شده و نشده را فراهم می‌آورد. پوزو- ویلر از این روش برای بررسی تأثیر انتظارات بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز استفاده کردند.

بنابراین، در پژوهش حاضر به پیروی از مقاله پوزو – ویلر (۱۹۹۹)، یک الگوی دو مرحله‌ای به صورت زیر ساخته می‌شود: در مرحله اول، یک معادله پیش‌بینی برای نرخ ارز رسمی برآورد و از مقادیر تخمین زده شده متغیر وابسته به عنوان شاخصی برای تکانه پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی و از پسماندهای به‌دست آمده از معادله مذکور به عنوان تقریبی از تکانه‌های پیش‌بینی نشده استفاده می‌شود.

---

۱. برای توضیح بیشتر در خصوص بازارهای موازی نرخ ارز اسمی می توان به ادواردز (۱۹۸۹) مراجعه کرد.

2. News.

3. Barro (1977 .

4. Hoffman et al (1984).

5. Pozo and Wheeler (1999).

در مرحله دوم، متغیر اضافه قیمت بازار سیاه ارز را بر روی متغیرهای تکانه پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده رگرس[۱] کرده و سپس، به بررسی و تحلیل ضرایب بلندمدت برآورده شده پرداخته می‌شود.

در مقاله پوزو- ویلر (۱۹۹۹)، بدون انجام آزمون‌های لازم از قبل فرض می‌شود که متغیر نرخ ارز بازار سیاه علت تغییر نرخ ارز رسمی است. این، در حالی است که دورنبوش و دیگران (۱۹۸۳)، فرض کرده‌اند که نرخ ارز رسمی متأثر از رفتار نرخ ارز بازار سیاه نمی‌شود. علت این است که بازار ارز در کشورهای مختلف دارای ساختار متفاوت بوده و در نتیجه، نوع روابط در رژیم‌های چند نرخی ارز برای هر کشور باید جداگانه بررسی شود. چنان که ملاحظه می‌شود؛ نوع علیّت میان این دو نرخ سؤالی است کاربردی که باید پاسخ آن را در عمل به‌دست آورد. بنابراین، مقاله حاضر قبل از بررسی رفتار برگشت بازار سیاه ابتدا، به تعیین جهت رابطه علّی میان نرخ های ارز رسمی و بازار سیاه در ایران می پردازد.

چنان که ملاحظه خواهد شد؛ تنها در صورت وجود رابطه علّی از نرخ ارز رسمی به نرخ ارز بازار سیاه می‌توان شاخص مورد نیاز برای بررسی اثرات تغییرات انتظاری و تکانه‌ها در نرخ ارز رسمی را بر اضافه قیمت ارز در بازار موازی مورد بررسی قرار داد. بنابراین، در قسمت چهارم قبل از برآورد الگوی اصلی، آزمون علیّت ارائه می‌شود.

این مقاله برای بررسی رفتار اضافه قیمت بازار سیاه ارز، تغییراتی با توجه به شرایط اقتصاد ایران در الگوی پوزو- ویلر (۱۹۹۹) اعمال خواهد کرد. افزون بر این، روش برآورد الگوها در پژوهش حاضر متفاوت از مقاله پوزو – ویلر است. به عبارت روشن تر، بر خلاف پوزو – ویلر که از روش هامیلتن[۲] برای برآورد الگو استفاده کرد؛ مقاله حاضر به پیروی از پسران و شین (۱۹۹۷)، از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی برای تحلیل هم‌تجمعی[۳] استفاده خواهد کرد. مزیت این روش این است که متغیرهای دارای مرتبه‌های تجمعی صفر و یک[۴] می‌توانند بدون نگرانی در کنار یکدیگر در یک الگو قرار گیرند. استفاده از این روش همچنین، امکان بررسی همزمان رفتار دینامیکی کوتاه مدت و بلندمدت اضافه قیمت بازار سیاه را میسر می‌سازد.[۵]

---

۱. با استفاده از روش خود توضیح با وقفه های توزیعی برای تحلیل هم‌تجمعی

2. Hamilton (1994).

3. An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis.

۴. یعنی سری‌های زمانی $I(0)$ و $I(1)$ می‌توانند درکنار هم قرار گیرند به شرط اینکه آزمون‌ها نشان دهند که الگو از نظر هم‌تجمعی دارای مشکل نباشد.

۵. پسران و شین (۱۹۹۷) نشان می‌دهند که در این روش اگر وقفه‌ها به خوبی تصریح شده باشند؛ تخمین زننده حداقل مربعات دارای توزیع نرمال بوده و برای حجم نمونه‌های کوچک از اُریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است. یکی دیگر از مزایای استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی این است که می‌توان بدون نگرانی از $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها، تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلندمدت را به‌دست آورد.

اکنون به ساخت الگوی مورد نظر می پردازیم. برای این‌کار در مرحله اوّل، معادله پیش‌بینی نرخ ارز رسمی ساخته می‌شود. به پیروی از پوزو- ویلر فرض می کنیم که نرخ ارز رسمی (LOER)، تابعی از وقفه‌های خودش و همچنین، مقادیر جاری و وقفه‌های متغیرهای نرخ ارز بازار سیاه (LBER)، سطح عمومی قیمت‌های داخلی(LP)، سطح قیمت‌های خارج(LP)*، حجم پول داخلی (LM)[1] ، و حساب جاری (LCA) است. با توجه به اهمیّت نقش درآمد های نفتی در رفتار احتمالی دولت در ایران در تعیین نرخ ارز رسمی، از درآمد نفتی (LOILR) نیز به عنوان یک متغیر توضیحی در الگو استفاده شده است.[2] تمام متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. از متغیر مجازی D72 نیز برای بررسی تأثیر سیاست تک نرخی کردن ارز بین سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴ بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز استفاده خواهد شد. بنابراین، برای بررسی رفتار کوتاه مدت نرخ ارز رسمی ابتدا، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی زیر برآورد و سپس، بر اساس نتایج به‌دست آمده الگوی بلندمدت نرخ ارز رسمی استخراج می‌شود.

$$LOER_t = a + \sum_{i=1}^{k_1} b_i LOER_{t-i} + \sum_{l=0}^{k_2} b_l LBER_{t-l} + \sum_{q=o}^{k_3} w_q LP_{t-q} + \sum_{j=0}^{k_4} x_j LP^*_{t-j} + \sum_{h=0}^{k_5} l_h LM_{t-h} + \sum_{m=0}^{k_6} j_m LOILR_{t-m} + \sum_{n=0}^{k_7} s_n LCA_{t-s} + D72 + u_t \quad (1)$$

که در آن جمله اختلال، u_t کلیه فروض کلاسیک را دارا است.

پس از تعیین وقفه‌های بهینه متغیرهای موجود در الگوی (۱)، با استفاده از معیارهای مختلف مانند شوارز- بیزین، آکائیک و حنان – کوئین، الگوی فوق برآورد و بر آن مبنا الگوی بلندمدت زیر استخراج می‌شود:

$$LOER_t = \delta_0 + \delta_1 LBER_t + \delta_2 LP_t + \delta_3 LP^*_t + \delta_4 LM_t + \delta_5 LOILR_t + \delta_6 LCA_t + V_t \quad (2)$$

چنان‌که اشاره شد؛ در مرحله دوم، از مقادیر تخمین زده شده نرخ ارز رسمی از این الگو به عنوان تکانه‌های پیش‌بینی شده و از برآورد پسماندها به عنوان تکانه‌های پیش‌بینی نشده در نرخ ارز رسمی استفاده خواهد شد. بنابراین، در مرحله دوم به پیروی از پوزو – ویلر، فرض می‌شود که اضافه قیمت ارز در بازار سیاه تابعی است از تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده در نرخ ارز بازار سیاه. براین اساس، الگوی

---

۱. تعریف گسترده از پول یا M2.

۲. در الگوی اولیّه مخارج دولت نیز به عنوان یکی دیگر از متغیرهای توضیحی در نظر گرفته و الگو با توجه به این متغیر جدید نیز برآورد شد. امّا با توجه به اینکه پارامتر مربوط به این متغیر بی معنی بوده و نتایج نیز بهبود نیافت، از الگو حذف شده است.

خود توضیح‌برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) زیر برای بررسی تأثیر انتظارات قابل پیش‌بینی و تکانه‌های غیرقابل‌پیش‌بینی بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز در ایران استفاده خواهد شد:

$$r_t = q + \sum_{i=0}^{m} j_{\,1} AE_{t-1} + \sum_{j=o}^{n} y_j U_{t-j} + D72 + D72AE_t + e_t \; ; \quad r_t \; ; \; \frac{BER_t}{OER_t} , \quad (۳)$$

که در آن، ρ اضافه قیمت بازار سیاه است که بر اساس تعریف دورنبوش (۱۹۸۳) و پوزو – ویلر (۱۹۹۹) محاسبه شده است. AE متغیر نرخ ارز رسمی پیش‌بینی شده[1]، U تکانه یا شوک پیش‌بینی نشده[2] در نرخ ارز رسمی، D72 و D72AE به ترتیب، متغیرهای مجازی نشان دهنده تأثیر سیاست تعدیل نرخ ارز سال ۱۳۷۲ بر عرض از مبدأ و شیب[3] معادله فوق، φ ، θ و ψ ضرایب و ε_t جمله اختلال (با فروض کلاسیک) هستند.

پس از تعیین وقفه‌های بهینه و برآورد الگوی کوتاه مدت (۳)، الگوی بلندمدت زیر استخراج خواهد شد:

$$\rho_t = \gamma_0 + \gamma_1 AE_t + \gamma_2 U_t + \gamma_3 D72 + \gamma_3 D72AE + v_t \quad (۴)$$

متغیرها مانند قبل تعریف شده و به صورت لگاریتمی هستند. v_t جمله اختلال با خصوصیات کلاسیک و γها ضرایب الگو هستند.

۴. برآورد الگو و تحلیل نتایج

در این قسمت ابتدا، نوع رابطه علّی میان نرخ ارز رسمی و بازار سیاه با انجام آزمون علیّت مشخص و سپس، معادلات ارائه شده در قسمت قبل برآورد و نتایج تحلیل می‌شود.

۴-۱. بررسی رابطه علیّت میان نرخ ارز رسمی و نرخ ارز بازار سیاه

همان‌طور که در قسمت قبل اشاره شد؛ قبل از برآورد الگوی اصلی لازم است نوع رابطه علیّت میان نرخ ارز بازار سیاه و نرخ ارز رسمی را مشخص کرد. برای این‌کار از آزمون علیّت گرنجری با وقفه‌های متعدد استفاده شده است. علّت استفاده از وقفه‌های مختلف اطمینان از صحت آزمون انجام شده است. زیرا، آزمون علیّت گرنجری نسبت به وقفه‌ها بسیار حساس است و با تغییر وقفه‌ها ممکن است نتایج آزمون تغییر کند. بنابراین، برای حصول اطمینان بیشتر از نتایج، آزمون علیّت گرنجری برای وقفه‌های ۲ الی ۴

---

1. Anticipated Official Exchange Rate
2. Unanticipated Official Exchange Rate
۳. به طور مشخص این متغیر بیانگر تأثیر سیاست یکسان سازی ارز ۱۳۷۲ بر شیب معادله اضافه قیمت بازار سیاه نسبت به تکانه پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی است.

انجام شد.[۱] نتایج به‌دست آمده از این آزمون‌ها نشان می‌دهد که نرخ ارز رسمی علّیت گرنجری نرخ ارز بازار سیاه است، امّا، نرخ ارز بازار سیاه علّیت گرنجری نرخ ارز رسمی نیست. این نتیجه هماهنگ است با فرض دورنبوش و دیگران (ص۲۵، ۱۹۸۳) که بر عدم تأثیرگذاری نرخ ارز بازار سیاه بر نرخ ارز رسمی تأکید می‌کند. نتایج این آزمون‌ها برای وقفه‌های مختلف در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول-۱. آزمون‌های علیّت گرنجری میان نرخ‌های ارز رسمی و بازار سیاه

آزمون علیّت گرنجری با ۲ وقفه		SAMPLE: 1358:1 1380:4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LBER does not Granger Cause LOER	90	1.73425	0.18272
LOER does not Granger Cause LBER		3.63275	0.03063
آزمون علیّت گرنجری با ۳ وقفه		SAMPLE: 1358:1 1380:4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LBER does not Granger Cause LOER	89	0.81142	0.49116
LOER does not Granger Cause LBER		2.70022	0.05098
آزمون علیّت گرنجری با ۴ وقفه		SAMPLE: 1358:1 1380:4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LBER does not Granger Cause LOER	88	0.73374	0.57166
LOER does not Granger Cause LBER		2.13825	0.08377

اکنون که نوع ارتباط علّی میان نرخ ارز رسمی و نرخ ارز بازار سیاه روشن شد؛ به منظور بررسی تأثیر تکانه‌ها و تحولات پیش‌بینی شده در بازار رسمی ارز بر بازار موازی ارز، ابتدا لازم است رفتار نرخ ارز رسمی را مورد مطالعه قرار دهیم.

۴-۲. مرحله اوّل: برآورد معادله نرخ ارز رسمی

برای بررسی تأثیر تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده نرخ ارز رسمی بر اضافه قیمت ارز در بازار سیاه، از روش هافمن و دیگران (۱۹۸۴) که از سوی پوزو-ویلر (۱۹۹۹)، برای چند کشور امریکای لاتین به کار گرفته شده استفاده می‌شود. در مرحله اوّل، یک معادله برای پیش‌بینی نرخ ارز رسمی برآورد می‌شود. از

---

۱. البته ابتدا، با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارز-بیزین بهترین وقفه برای انجام آزمون علیّت گرنجری تعیین شد. با توجه به این معیارها بهترین وقفه برای انجام آزمون ۲ به‌دست آمد.

مقادیر برآورد شده نرخ ارز رسمی از این الگو برای اندازه‌گیری تکانه‌های پیش‌بینی شده و از مقادیر پسماند برای اندازه‌گیری تکانه‌های پیش‌بینی نشده استفاده می‌شود. در مرحله دوم، متغیر اضافه قیمت ارز در بازار سیاه بر روی تکانه‌های پیش‌بینی شده و نشده رگرس و نتایج آزمون می‌شود.

قبل از انجام این مراحل با توجه به نتایج آزمون علت در قسمت قبل (که بر مبنای آن نرخ ارز بازار سیاه علّت گرنجری نرخ ارز رسمی نیست)، نرخ ارز بازار سیاه از الگوی (۱) حذف و معادله به صورت زیر باز نویسی می‌شود:

$$LOER_t = a + \sum_{i=1}^{k_1} b_i LOER_{t-i} + \sum_{q=0}^{k_3} w_q LP_{t-q} + \sum_{j=0}^{k_4} x_j LP^*_{t-j} \qquad (۵)$$
$$+ \sum_{h=0}^{k_5} l_h LM_{t-h} + \sum_{m=0}^{k_6} j_m LOILR_{t-m} + \sum_{n=0}^{k_7} s_n LCA_{t-s} + D72 + D72OILR + u_t$$

متغیرهای $LOER_t$، LP_t، LP_t^*، LM_t، $LOILR_t$ و LCA_t به ترتیب عبارتند از: نرخ ارز رسمی، سطح عمومی قیمت‌های داخلی، سطح قیمت‌های خارج، حجم پول داخلی، درآمد نفتی و حساب جاری. تمام متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. متغیرهای مجازی D_{72} برای نشان دهنده تأثیر سیاست تعدیل نرخ ارز بین سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۴ و متغیر مجازی D72OILR برای ملاحظه تأثیر سیاست تک نرخی ارز سال ۱۳۷۲ بر درآمدهای نفتی مورد استفاده قرار گرفته است.

قبل از برآورد الگوی (۱) ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد که در جداول (۱) و (۲) پیوست آمده است نشان می‌دهد که غیر از متغیرهای LP_t^* و LCA_t که دارای تجمع مرتبه یک هستند؛ بقیه متغیرهای موجود در الگوی (۱) در سطح ایستا هستند. بنابراین، با توجه به اینکه در الگوی (۱) ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ وجود دارد؛ لازم است که پس از برآورد الگوی هم‌تجمعی الگو مورد آزمون قرار گیرد.[۱]

الگوی (ARDL) فوق با استفاده از نرم افزار میکروفیت برای دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۰ به صورت فصلی برآورد شده است. وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارز- بیزین تعیین شده است. بر اساس این معیار تنها متغیرهای لگاریتم نرخ ارز اسمی و لگاریتم حساب جاری با یک وقفه وارد الگو شده اند. نتایج برآورد در جدول (۲) نشان داده شده است.

بر اساس آزمون‌های ضریب لاگرانژ که در جدول (۲) گزارش شده، آماره‌های χ^2 نشان می‌دهند که الگوی فوق دارای مشکلات خودهمبستگی، شکل تابعی و واریانس ناهمسانی نیست. با توجه با حجم زیاد نمونه (۸۰ مشاهده) نگرانی از مشکل نرمال نبودن جملات اختلال نیز وجود ندارد.

---

۱. این آزمون در قسمت ۴-۴ انجام گرفته و چنان که ملاحظه خواهد شد؛ الگوها هم‌تجمع بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد.

نتیجه الگوی پویای (۵) نشان می‌دهد که نرخ ارز رسمی دوره قبل، حجم نقدینگی و سیاست تعدیل نرخ ارز سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۴ اثر مثبت معنی دار بر نرخ ارز رسمی دارد. ضرایب مربوط به متغیرهای تراز تجاری و سطح قیمت‌های خارجی منفی و معنادار است. این امر نشان می‌دهد که کاهش تراز تجاری به معنی کم شدن نسبی صادرات به واردات موجب افزایش نرخ ارز رسمی شده است. این امر مطابق با نظریات اقتصادی است. همان طور که مورد انتظار است؛ افزایش نسبی در قیمت‌های خارجی موجب کاهش در نرخ ارز می‌شود.

جدول -۲. برآورد الگوی ARDL برای نرخ ارز رسمی

AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG ESTIMATES
ARDL(1,1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LOER
80 observations used for estimation from 1360Q1 to 1379Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LOER(-1)	.71331	.054063	13.1941[.000]
LCA	-.045833	.039631	-1.1565[.251]
LCA(-1)	-.30747	.039138	-7.8559[.000]
LP	-.25362	.30076	-.84328[.402]
LPUSA	-3.7744	1.3848	-2.7257[.008]
LM2	.97154	.40767	2.3831[.020]
LOILR	.057830	.038688	1.4948[.140]
INPT	13.3648	6.5274	2.0475[.044]
D72	.20091	.10801	1.8602[.067]
D72OILR	.41995	.087998	4.7723[.000]
TREND	.0042716	.021411	.19951[.842]

R-Squared	.99283	R-Bar-Squared	.99179
S.E. of Regression	.13941	F-stat. F(10, 69)	955.5389[.000]
Mean of Dependent Variable	5.5966	S.D. of Dependent Variable	1.5388
Residual Sum of Squares	1.3411	Equation Log-likelihood	50.0273
Akaike Info. Criterion	39.0273	Schwarz Bayesian Criterion	25.9262
DW-statistic	1.4562	LM test of residual serial correlation: $\chi^2(4)$ = 5.1815[.269]	

Ramsey's RESET test Functional F orm: $\chi^2(1)$=02629[.871]
Heteroscedasticity $\chi^2(1)$=21048 [.646]

پارامترهای مربوط به متغیرهای سطح عمومی قیمت‌های داخلی و درآمد نفتی معنادار نیست. به عبارت دیگر، دولت تحت تأثیر افزایش قیمت‌های داخلی و یا افزایش درآمدهای نفتی تغییری در نرخ ارز رسمی ایجاد نکرده است. افزون بر این، متغیرهای مجازی نشان دهنده سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ ارز سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۴ یعنی D_{72} و D72OILR مثبت و معنادار است که نشان می‌دهد سیاست تعدیل نرخ ارز در آن سال‌ها اثر مثبت بر نرخ ارز رسمی داشته است. با توجه به اینکه متغیرهای مجازی

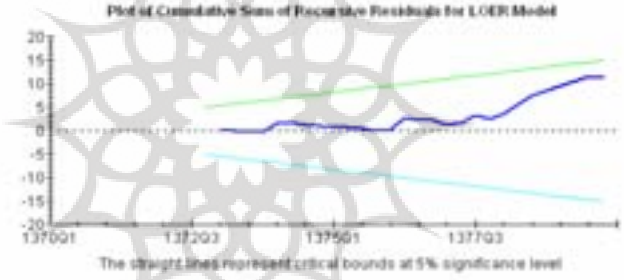
مذکور عرض از مبدأ الگو را تغییر داده‌اند؛ می‌توان نتیجه گرفت که شکست ساختاری[1] در الگو وجود دارد. به عبارت دیگر، رفتار الگو پس از ۱۳۷۲ متفاوت از دوره قبل از آن است.

افزون براین، برای بررسی ثبات ساختاری پارامترها بعد از اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، از آزمون‌های CUSUM وCUSUMSQ استفاده شده است.[2] آزمون CUSUM بر اساس مجموع انباشت پسماندهای برگشتی به صورت زیر تعریف شده است:

$$W_r = \frac{1}{\hat{\sigma}_{OLS}} \sum_{j=k+1}^{r} v_j, \; r=k+1, k+2, \ldots, n \qquad (۶)$$

که v_j پسماندهای برگشتی بر اساس اولین j مشاهدات است. این آزمون از یک نمودار برای نمایش و یک دسته خطوط مستقیم برای $r=k+1, k=2, \ldots, n$ استفاده می‌کند. معمولاً این خطوط برای سطح معناداری ۵٪ رسم می‌شوند. نتیجه این آزمون در نمودار (۳) نشان داده شده است.

نمودار-۳. آزمون CUSUM برای الگوی LOER



همان‌طور که ملاحظه می‌شود؛ مجموع انباشت پسماندهای برگشتی (CUSUM) از کرانه های تعیین شده در سطح معنا داری ۵٪ عبور نکرده و فرضیه صفر (یعنی تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است. بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است. به طور خاص از این آزمون برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون استفاده می‌شود.

آزمون CUSUMSQ از مجموع مربعات پسماندهای برگشتی استفاده می‌کند. این آزمون بر اساس کمیت‌های زیر انجام می‌شود:

$$WW_r = \sum_{j=k+1}^{r} v_j^2 \Big/ \sum_{j=k+1}^{n} v_j^2, \quad r=k+1, k+2, \ldots, n \qquad (۷)$$

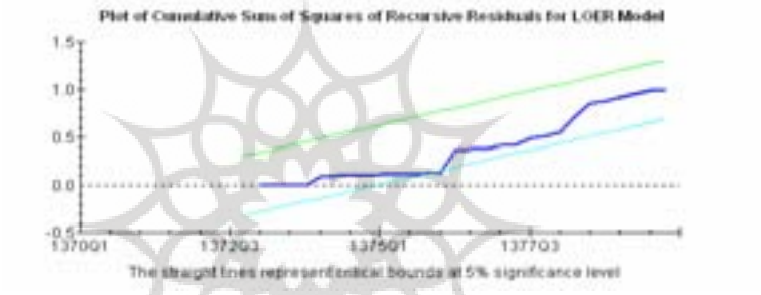
این آزمون نیز از طریق رسم نموداری شامل دو خط با معادلات

1. Structural Break.
2. Pesaran, and Pesaran (1997 PP.116, 387-388.

$$WW= +(-)\ c_o+(r-k)/(n-k), \qquad (۸)$$

که در آن، c_o با سطح معناداری که برای آزمون انتخاب شده تعیین می‌شود. در این آزمون نیز معمولاً سطح معناداری ۵٪ در نظر گرفته شده و نتیجه آزمون به وسیله رسم نمودار نشان داده می‌شود. این آزمون برای الگوی مورد بررسی انجام و نتیجه آن در شکل (۴) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ)، در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معنا داری ۵٪ قرار دارد. بر اساس این آزمون نیز ضرایب برآورد شده در طی مدت مورد بررسی از ثبات لازم برخوردار بوده است. توجه شود که از آزمون CUSUMSQ برای بررسی انحراف ناگهانی و لحظه ای در ضرایب رگرسیون استفاده می‌شود.

نمودار- ۴ . آزمون CUSUMSQ برای الگوی LOER



می‌دانیم که می‌توان با استفاده از الگوی کوتاه مدت (ARDL)، نتایج بلندمدت را استخراج کرد. برآورد ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL در جدول (۳) نشان داده شده است.

همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد ضرایب متناسب با افزایش قیمت داخلی و درآمد نفتی معنا دار نیستند. ضرایب متغیرهای LM2 ، D_{72} و D7ØILR نشان می‌دهد که حجم نقدینگی و سیاست تعدیل نرخ ارز سال ۱۳۷۲ اثر مثبت و معناداری بر نرخ ارز رسمی دارند. چنان‌که نتایج نشان می‌دهد؛ افزایش قیمت جهانی و تراز تجاری موجب کاهش نرخ ارز و در نتیجه، افزایش ارزش پول ملّی می‌شود.[۱]

همان‌طور که در قسمت قبل توضیح داده شد از مقادیر تخمین زده شده نرخ ارز رسمی و پسماندهای الگوی فوق به ترتیب به عنوان متغیرهای نشان دهنده تکانه‌های پیش‌بینی شده ونشده نرخ ارز رسمی در الگوی های (۳) و (۴) استفاده خواهد گردید.

---

۱. با وجود اینکه نتایج حاصل از آزمون علیّت (جدول ۱) بر عدم لحاظ متغیر نرخ ارز بازار سیاه به عنوان متغیر توضیحی در الگو تأکید دارد؛ برای اطمینان بیشتر این متغیر نیز وارد الگوی (۵) شد و الگو مجدداً برآورد شد. نتایج نشان داد که وجود این متغیر تغییر اساسی در معناداری و علایم ضرایب ایجاد نمی‌کند.

جدول-۳. برآورد الگوی بلندمدت نرخ ارز رسمی با استفاده از روش ARDL

ESTIMATED LONG RUN COEFFICIENTS USING THE ARDL APPROACH
ARDL(1,1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is LOER
80 observations used for estimation from 1360Q1 to 1379Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LCA	-1.2323	.36129	-3.4110[.001]
LP	-.88467	1.0856	-.81495[.418]
LPUSA	-13.1655	4.4344	-2.9689[.004]
LM2	3.3888	1.3109	2.5850[.012]
LOILR	.20172	.14108	1.4298[.157]
INPT	46.6177	22.7821	2.0462[.045]
D72	.70081	.31223	2.2445[.028]
D72OILR	1.4648	.29717	4.9294[.000]
TREND	.014900	.075157	.19825[.843]

۴ -۳. مرحله دوم: برآورد اضافه قیمت ارز در بازار سیاه

در این مرحله الگوی (۳) برآورد می‌شود. همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد؛ در این الگو اضافه قیمت بازار سیاه ارز تابعی است از نرخ ارز رسمی پیش‌بینی شده و تکانه‌های پیش‌بینی نشده. چنان که ملاحظه شد؛ مقادیر مربوط به این تکانه‌ها در قسمت قبل محاسبه شد.

قبل از برآورد الگوی (۳)، ایستایی متغیرها بررسی شده است. بر اساس آزمون‌های ریشه واحد که در جداول (۱) و (۲) پیوست گزارش شده، متغیر اضافه قیمت ارز در بازار سیاه در سطح ایستا است. امّا متغیرهای انتظارات پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی و تکانه‌های غیر قابل پیش‌بینی نشده در سطح ایستا نبوده و I(1) است. بنابراین، در الگوی (۳) نیز مانند الگوی (۱) ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) وجود دارند که لازم است پس از برآورد الگوی پویا هم‌تجمعی آنها مورد بررسی قرار گیرد.

پس از تعیین وقفه‌های بهینه بر اساس معیار شوارز- بیزین، الگوی (۳) برآورد شد. بر اساس معیار فوق وقفه‌های ۱،۲، و۳ برای متغیرهای اضافه قیمت بازار سیاه ارز، انتظارات پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی و تکانه‌های غیر قابل پیش‌بینی تعیین شد. نتایج این برآورد در جدول (۴) آورده شده است.

چنان‌که جدول (۴) نشان می‌دهد؛ با توجه به نتایج آزمون‌های انجام شده برای بررسی صحت اعتبار الگو با توجه به مقدار آماره های χ^2، ملاحظه می‌شود که الگو دارای مشکلات خود همبستگی،[۱] شکل تابعی و واریانس ناهمسانی نیست.[۱]

---

۱. علاوه بر آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای بررسی خود همبستگی جملات اختلال می توان با استفاده از نتایج به‌دست آمده در جدول، آزمون خود همبستگی مرتبه اول دوربین h (Durbin-h) را نیز انجام داد. پس از محاسبات

جدول-۴. برآورد الگوی ARDL برای نرخ ارز رسمی

AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG ESTIMATES
ARDL(1,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
Dependent variable is ρ
77 observations used for estimation from 1360Q4 to 1379Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
ρ (-1)	.45298	.089048	5.0869[.000]
AE	-1.2448	.16039	-7.7613[.000]
AE(-1)	-.69400	.22413	-3.0965[.003]
AE(-2)	1.9184	.21425	8.9539[.000]
AE(-3)	-.48961	.19336	-2.5321[.014]
U	-1.0653	.19349	-5.5058[.000]
U(-1)	-.83877	.20259	-4.1401[.000]
U(-2)	1.9184	.21425	8.9539[.000]
U(-3)	-.64463	.19963	-3.2291[.002]
INPT	4.6942	.76945	6.1008[.000]
D72	-19.0570	3.9687	-4.8018[.000]
D72 AE	2.4734	.53021	4.6650[.000]
TREND	.023866	.0043703	5.4610[.000]

R-Squared .99215 R-Bar-Squared .99067
S.E. of Regression .14315 F-stat. F(12, 64) 673.7742[.000]
Mean of Dependent Variable 5.9572 S.D. of Dependent Variable 1.4824
Residual Sum of Squares 1.3116 Equation Log-likelihood 47.5366
Akaike Info. Criterion 34.5366 Schwarz Bayesian Criterion 19.3019
DW-statistic 1.8376 Durbin's h-statistic 1.1421[.253]
Lagrange multiplier test of residual serial correlation $\chi^2(4)$= 7.9222[.094]
Ramsey's RESET test for Functional Form $\chi^2(1)$= 1.6992[.192]
Heteroscedasticity $\chi^2(1)$= 1.8092[.179]

نتایج نشان می‌دهد که اضافه قیمت بازار سیاه تابعی است از مقدار اضافه قیمت در دوره قبل خودش. به عبارت دیگر، در کوتاه مدت یک درصد افزایش در نرخ اضافه قیمت ارز در دوره قبل موجب می‌شود که در این دوره این نرخ کمتر از یک درصد (۰/۴۵) افزایش یابد. مقدار پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی جاری و مقدار با یک وقفه و سه وقفه این متغیر اثر منفی بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز داشته است. امّا مقدار این متغیر با دو وقفه اثر مثبت بر اضافه قیمت ارز بازار سیاه دارد. چنان‌که در جدول (۵)

مقدار این آماره برابر با ۱/۱۴ است. بنابراین، با توجه به اینکه این کمیّت در فاصله ۱/۹۵ و ۱/۹۵- قرار می‌گیرد؛ فرضیه عدم وجود خود همبستگی رد نمی‌شود.

۱. چنان‌که در الگوی قبل نیز اشاره شد؛ نرمال بودن جملات اختلال با توجه به حجم بالای نمونه مشکل زا نیست.

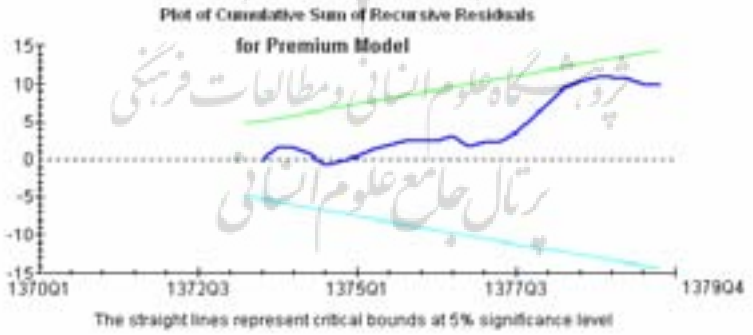
ملاحظه خواهد شد؛ برآیند این نیروها در بلندمدت منفی خواهد بود. بنابراین در نهایت، افزایش نرخ ارز رسمی پیش‌بینی شده موجب کاهش اضافه قیمت بازار سیاه می‌شود.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد که متغیر تکانه غیرقابل پیش‌بینی نرخ ارز رسمی به صورت جاری، و با یک و سه وقفه تأثیر منفی بر *اضافه قیمت* بازار سیاه ارز دارد. امّا وقفه دوم این متغیر اثر مثبت بر اضافه قیمت ارز دارد. سیاست تعدیل نرخ ارز سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۴ نیز موجب کاهش عرض از مبدأ و افزایش شیب معادله اضافه قیمت ارز در بازار سیاه نسبت به تکانه‌های پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی شده است.[۱]

استفاده از روش متغیرهای مجازی در الگو این امکان را فراهم می آورد که ثبات ساختاری را در الگو بررسی کنیم. نتایج الگوی کوتاه مدت نشان می‌دهند که متغیرهای مجازی D72 و D72AE معنادار هستند. بنابراین، اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ باعث گردیده که عرض از مبدأ و شیب الگو تغییر کند. به عبارت دیگر، در الگو شکست ساختاری وجود دارد.

در اینجا مانند الگوی قبل نیز از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای بررسی ثبات ساختاری پارامترها بعد از اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ استفاده شده است. نمودار (۵) نشان می‌دهد که مجموع انباشت پسماندهای برگشتی (CUSUM) از کرانه های تعیین شده در سطح معنا داری ۵٪ عبور نکرده و بنابراین، فرضیه صفر یعنی تصریح صحیح معادله رگرسیون رد نشده و ضرایب در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است. همان طور که اشاره شد؛ از این آزمون برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون استفاده می‌شود.

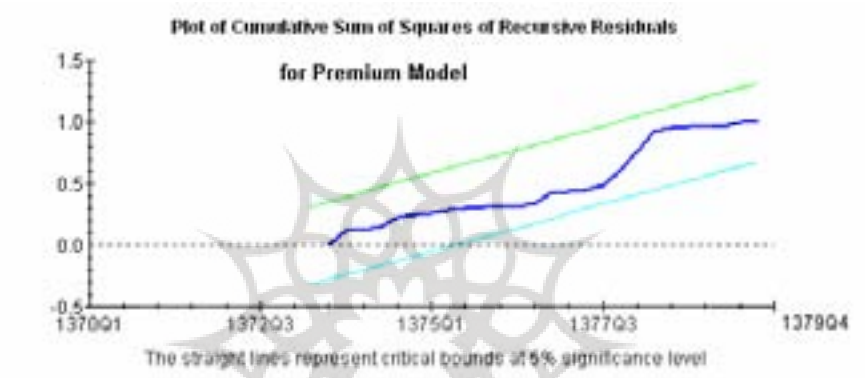
نمودار- ۵ . آزمون CUSUM برای الگوی اضافه قیمت بازارسیاه



۱. این موضوع در جدول (۵) بیشتر توضیح داده خواهد شد.

نمودار (۶) نیز نشان می‌دهد که مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) در محدوده کرانه های تعیین شده در سطح معنا داری ۵٪ قرار دارد. بنابراین، آزمون انحراف ناگهانی و لحظه ای در ضرایب رگرسیون مشاهده نمی‌شود. بر اساس هر دو آزمون ضرایب برآورد شده در طی مدت مورد بررسی از ثبات لازم برخوردار بوده است.

نمودار- ۶ . آزمون CUSUMSQ برای الگوی اضافه قیمت بازارسیاه



اکنون به استخراج ضرایب بلندمدت می‌پردازیم. نتایج الگوی بلندمدت برای اضافه قیمت ارز در جدول (۵) آورده شده است.

جدول-۶. برآورد الگوی بلندمدت اضافه قیمت بازار سیاه ارز با استفاده از روش ARDL

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach ARDL(1,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion Dependent variable is ρ 77 observations used for estimation from 1360Q4 to 1379Q4			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
AE	-1.0572	.044023	-24.014[.000]
U	-1.1522	.45634	-2.525[.014]
INPT	8.5814	.12195	70.3680[.000]
D72	-34.8377	10.8250	-3.218[.002]
D72*AE	4.5216	1.4371	3.1463[.003]
TREND	.043629	.0028023	15.5687[.000]

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد؛ ضریب متغیر AE که بیانگر رفتار پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی است منفی، معنا دار و برابر واحد است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی به میزان یک درصد اضافه قیمت ارز در بازار سیاه را کاهش می‌دهد. بنابراین، در صورتی که افزایش نرخ ارز رسمی ازسوی افراد قابل پیش‌بینی باشد؛ می‌تواند سبب کاهش نرخ اضافه قیمت ارز در بازار سیاه شود. ضریب متغیر تکانه پیش‌بینی نشده در نرخ ارز رسمی U معنادار، منفی و بزرگتر از واحد است. بنابراین، افزایش غیر قابل انتظار در نرخ ارز رسمی موجب می‌شود که اضافه قیمت ارز در بازار سیاه به شدت کاهش یابد. در نتیجه، خبر[1] یا همان تکانه‌های پیش‌بینی نشده تأثیر معکوس بر نرخ ارز بازار سیاه دارد. خلاصه اینکه اضافه قیمت بازار سیاه نسبت به تغییرات پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی دارای کشش واحد و نسبت به تکانه‌های غیر قابل پیش‌بینی با کشش است.

در جدول (۵) ضرایب متغیرهای مجازی D_{72} و D72AE به ترتیب، نشان دهنده تأثیر سیاست تعدیل نرخ ارز سال‌های ۱۳۷۲- ۱۳۷۴ بر عرض از مبدأ و شیب معادله هستند. چنان که نتایج نشان می‌دهد؛ پس از اعمال سیاست ارزی سال ۱۳۷۲، تغییرات معنا داری در عرض از مبدأ و شیب معادله ایجاد شده است. به عبارت دیگر، این سیاست موجب تغییر ساختاری در الگوی برگشت ارز بازار سیاه در دوره مذکور شده است. بر اساس نتایج این جدول عرض از مبدأ D_{72} به میزان ۳۴/۸۳ کاهش و شیب الگو نسبت به تکانه پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی D72AE به میزان ۴/۵ افزایش نشان می‌دهد. این امر موجب می‌شود که بین سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴ شیب الگوی اضافه قیمت بازار سیاه ارز مثبت و برابر با ۳/۴۷ و عرض از مبدأ منفی و برابر با ۲۶/۲۷ - شود.[2] مثبت شدن شیب الگو به این معنا ست که در صورت قابل پیشی‌بینی بودن افزایش نرخ ارز رسمی، مردم انتظار دارند که ارزش پول رسمی ملّی کاهش یابد. بنابراین، با انگیزه‌های سودگرانه تقاضای خود را برای ارز خارجی افزایش داده و در نتیجه، در بازار مازاد تقاضا ایجاد می‌شود. این امر به نوبه خود موجب کاهش ارزش پول ملّی و افزایش نسبی در نرخ ارز بازار سیاه و در نتیجه برگشت بازار ارز می‌شود. البته، چنان که نظریات موجود پیش‌بینی می‌کنند این افزایش موقتی و پیش از اعمال رسمی کاهش ارزش پول ملّی از سوی مسئولین پولی کشور است. بر اساس نظر دورنبوش و دیگران (۱۹۸۳)، پس از اعمال رسمی افزایش نرخ ارز این برگشت به شدت کاهش یافته و مجدداً به نرخ تعادلی بلندمدت خود نزدیک می‌شود. برای روشن شدن این موضوع به نمودار (۷) توجه شود.

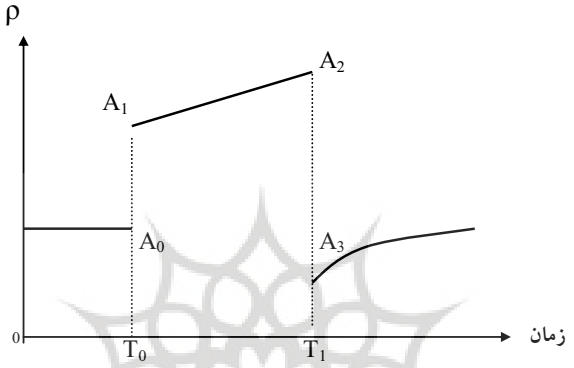
فرض کنیم در زمان T_0 اعلام شود که نرخ ارز رسمی در زمان T_1 افزایش خواهد یافت. با توجه به رفتار سوداگرانه مردم این امر موجب افزایش در اضافه قیمت بازار سیاه در همان زمان T_0 می‌شود. بنابراین، از نقطه A_0 به نقطه A_1 منتقل می‌شویم. مقدار ρ از نقطه A_1 تا نقطه A_2 به تدریج افزایش

1. News.

۲. توجه شود که مقدار ۳/۴۷ حاصل جمع ضرایب AE و D72AE و مقدار۲۷ /۲۶ – حاصل جمع INPT و ضریب D72 است.

می‌یابد. امّا، پس از اعمال رسمی کاهش ارزش پول ملّی از سوی مسئولین در زمان T_1 ، اضـافه قیمـت بازار سیاه به شدت کاهش خواهد یافت (نقطه A_1). به هر حال، طبق نظریه دورنبوش و دیگران از نقطه A_3 به بعد ρ به تدریج به سوی مسیر بلندمدت خود حرکت خواهد کرد.

نمودار – ۷ . رفتار اضافه قیمت بازار سیاه ارز نسبت به تکانه پیش‌بینی شده



۴-۴. آزمون هم‌تجمعی الگوها

با توجه به وجود متغیرهای دارای تجمع مرتبه های صفر و یک در الگوهای ARDL به کار گرفته شده، لازم است که برای جلوگیری از مسئله رگرسیون کاذب آزمون‌های هم‌تجمعی بر روی الگوها انجام گیرد. روشی که پسران و دیگران (۲۰۰۱) برای این‌کار پیشنهاد می‌کنند استفاده از آزمون کرانـه[1] اسـت. ایـن آزمون بر اساس آماره های F و t برای بررسی وجود رابطه بلندمـدت میـان متغیرهـا از طریـق آزمـون اهمیت آماری متغیرهای سطح وقفه دار در یک مکانیزم تصحیح خطا اسـت. ایـن پژوهشـگران مقـادیر بحرانی را برای تعداد متفاوت متغیرها (k) با وجود و عدم وجود رونـد محاسـبه کـرده‌انـد. در واقـع، دو مجموعه مقادیر بحرانی یکی با فرض I(1) بودن و دیگـری بـا فـرض I(0) بـودن همـه متغیرهـا ارائـه می‌شود. برای هر مورد یک محدوده شامل همه حالات ممکن I(1) و I(0) برای کلیه متغیرهـا تعیـین می‌شود. اگر آماره F محاسباتی خارج از این محدوده قرار گیرد؛ مـی‌تـوان بـدون نگرانـی از I(1) و(یـا) I(0) متغیرها در خصوص هم‌تجمعی آنها اظهار نظر کرد. امّا در صورتی کـه آمـاره محاسـباتی در درون محدوده تعیین شده (مقادیر بحرانی) قرار گیرد نمی‌توان فرض عدم وجود هم‌تجمعی میان متغیرها را رد کرد.

---

1. Bound Test.

در مقاله حاضر نیز آزمون کرانه برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت با توجه به وجود متغیرهای سری زمانی با مرتبه های تجمعی صفر و یک برای معادله اضافه قیمت بازار سیاه ارز انجام شد. آماره محاسباتی F برای انجام این آزمون برابر با ۶/۸۹ است. بر اساس مقاله پسران و دیگران (۲۰۰۱)، مقادیر بحرانی برای کرانه های آماره F با فرض وجود جزء ثابت و بدون روند برای k=۳ در سطح ۹۵٪ به ترتیب، I(0)= ۳/۲۱۹ و I(1)= ۴/۳۷۸ است. بنابراین، با توجه به اینکه آماره محاسباتی F بالاتر از این مقادیر بحرانی قرار می‌گیرد؛ فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۳) پیوست این مقاله آورده شده است.

گاه از آزمون بنرجی، دولادو و میستر[1] برای آزمون هم‌تجمعی الگوهای ARDL استفاده شده است.[2] در اینجا برای اطمینان بیشتر از نتایج به‌دست آمده، هم‌تجمعی را با کمک این آزمون بررسی خواهیم کرد. بر اساس این آزمون، برای وجود رابطه تعادل بلندمدت (هم‌تجمعی)، مجموع ضرایب مربوط به وقفه‌های متغیر درون زا یعنی $\sum_{1}^{n} a_i$ که در سمت راست معادلات پویای (۱) و (۳) هستند باید از یک کمتر باشند. بنابراین، باید فرضیه صفر $H_0: -1+\sum_{1}^{n} a_i \geq 0$ را در مقابل فرضیه جایگزین $H_1: -1+\sum_{1}^{n} a_i < 0$ آزمون کرد. برای آزمون این موضوع بنرجی، دولادو، و میستر استفاده از آماره زیر را پیشنهاد می‌کنند:

$$B=(\sum_{1}^{n}\tilde{\alpha}_i -1)/(\sum_{1}^{n} s(\tilde{\alpha}_i))$$

که در آن، s انحراف معیار تخمین پارامتر α_i است. در صورتی که کمیت آماره محاسباتی فوق از کمیت های بحرانی محاسبه شده از سوی بنرجی و دیگران بزرگتر باشد؛ فرضیه صفر رد شده در نتیجه، الگوی مورد نظر هم‌تجمع است. کمیت این آماره برای الگوهای (۱) و (۳) با کمک جداول (۲) و (۵) محاسبه شده و نتیجه آن در جدول (۸) آمده است.

چنان‌که نتایج نشان می‌دهد آماره‌ها محاسباتی بزرگتر از مقادیر بحرانی بوده و فرضیه صفر قبول نشده در نتیجه، هر دو الگو هم‌تجمع هستند. به عبارت دیگر، این نتیجه نیز آزمون کرانه پسران و دیگران را در خصوص عدم وجود مشکل رگرسیون کاذب تأیید می‌کند.

---

1. Banerjee, Dolado & Mestre.

۱. برای جزئیات بیشتر در خصوص این آماره و کمیت‌های بحرانی محاسبه شده از سوی بنرجی و دیگران به هریس (۱۹۹۵) Harris مراجعه شود.

جدول -۸. آزمون هم‌تجمعی الگوهای ARDL

آزمون هم‌تجمعی بنرجی، دولادو، و میستر			
الگوی برآورد شده	کمیت محاسباتی	کمیت بحرانی با جزء ثابت	کمیت بحرانی با جزء ثابت و روند
الگوی (۱)یا LOER	-۵/۸۵	-۳/۲۸	-۳/۷۸
الگوی (۳) یا ρ	-۱۵/۸	-۳/۲۸	-۳/۷۸

کمیّت بحرانی در سطح ۵٪ گزارش گردیده است.

۵. خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله به بررسی تأثیر انتظارات پیش‌بینی شده و نشده نرخ ارز رسمی بر اضافه قیمت بازار سیاه پرداخته شده است. برای این‌کار از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی برای تحلیل هم‌تجمعی استفاده شده است. اضافه قیمت بازار سیاه برابر با نسبت نرخ ارز رسمی به نرخ ارز بازار سیاه گرفته شده است.

نتایج نشان می‌دهد تغییرات پیش‌بینی شده نرخ ارز رسمی بر اضافه قیمت ارز در بازار سیاه تأثیر معنادار و منفی برابر واحد دارد. به عبارت دیگر، اضافه قیمت بازار سیاه نسبت به افزایش نرخ ارز رسمی دارای کشش واحد است. امّا، ضریب متغیر تکانه پیش‌بینی نشده در نرخ ارز رسمی معنادار، منفی و بزرگتر از واحد است. بنابراین، افزایش غیر قابل انتظار در نرخ ارز رسمی موجب می‌شود که اضافه قیمت ارز در بازار سیاه به شدت کاهش یابد. این بدان معناست که خبر یا همان تکانه‌های پیش‌بینی نشده نسبت به تکانه‌های پیش‌بینی شده تأثیر منفی شدیدتری بر اضافه قیمت بازار سیاه ارز در ایران دارد.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد که اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ تغییرات معنا داری در عرض از مبدأ و شیب معادله اضافه قیمت ارز بازار سیاه ایجاد کرده است. به عبارت دیگر، این سیاست موجب تغییر ساختاری در الگوی برگشت ارز بازار سیاه شده است. به طور خاص، سیاست تعدیل نرخ ارز در این سال‌ها موجب کاهش شدید عرض از مبدأ و افزایش شیب الگو نسبت به تغییرات پیش‌بینی شده در نرخ ارز رسمی شده است. این امر باعث شده که شیب الگوی اضافه قیمت بازار سیاه ارز در مدت مذکور مثبت و عرض از مبدأ منفی شود. مثبت شدن شیب الگو مطابق نتایج پژوهش‌های انجام شده از سوی دورنبوش (۱۹۸۳) در کشورهای برزیل، آرژانتین و مکزیک است.

در پایان، با توجه به اینکه در الگوهای به کار رفته در این مقاله از داده‌های سری زمانی با مرتبه‌های متفاوت تجمعی استفاده شده، آزمون‌های لازم هم‌تجمعی بر روی الگوها انجام شده است. نتایج آزمون‌ها حاکی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها است و الگوهای مورد استفاده با مشکل رگرسیون کاذب روبه‌رو نیستند.

منابع

بانک مرکزی ج.ا.ا. *نماگرهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*. سال‌های مختلف.

بیدآباد، بیژن و خوشنویس، سهیلا. (۱۳۷۸). الگویی برای تبیین بازار موازی ارز در ایران. *نهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی*، مؤسسه پژوهش‌های پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران.

پورمقیم، سید جواد. (۱۳۷۸). عوامل تعیین کننده نرخ ارز در بازار سیاه ارز در ایران. *مجلّه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۴، صفحات ۸۳-۱۰۴.

مجتهد، احمد. (۱۳۷۱). بررسی تحولات و مشکلات ارزی ایران پس از انقلاب، علل و راه‌حل‌ها، *دومین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی*، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران.

مرکز آمار ایران، *سالنامه‌های آماری*، سال‌های مختلف.

Agenor, P. R. (1991). Stabilization Policies in the Developing Countries with a Parallel Market for Foreign Exchange. *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No.3,560- 92

Bahmani Oskooee, M. (1995). The Decline of the Iranian Rial During Post-Revolutionary Period: The Monetary Approach and Johansen's Cointegration Analysis. *Canadian Journal of Development Studies*, Vol. 16, No .2,277- 289

Bahmani Oskooee, M. (1996). The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Iran. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No . 3, 171- 76

Bahmani Oskooee, M. (1999). The Long-Run Relation Between a Black Market Exchange Rate and Trade Balance: Evidence From Iran. *Journal of Economic Studies*, Vol.26, No .2,121- 29

Barro (1977). R. Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United State. *The American Economic Review*, Vol.67, No .2,101- 115

Blejer, M. I. (1978). Black Market Exchange-Rate Expectations and the Domestic Demand for Money. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.4, 767- 773

Dornbusch, R. (1986). Special Exchange Rates for Capital Account Transactions. *The World Bank Economic Review*, Vol.1, No.1,3- 33

Dornbusch, R. (1991). Multiple Exchange Rates for Commercial Transactions. In S. Edwards, (ed.), *real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Dornbusch, R., D. V. Dantas, Pechman, C. Rezende Rocha. R. and D. Simoes. (1983). The Black Market for Dollars in Brazil. *Quarterly Journal of Economics*, 98, 25 - 40

Edwards, S. (1989). *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*.MIT Press , Cambridge, Massachusetts.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.

Harris, R.I.D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*, Padstow Press, Harvester Wheatsheaf.

Hoffman, D. L., Low, S. A. and Schlagenhauf, D. E. (1984). Tests of Rationality, Neutrality and Market Efficiency: A Monte Carlo Analysis of Alternative Test Statistics. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, 339- 63

Kamin, S. B. (1993). Devaluation, Exchange Controls, and Black Market for Foreign Exchange in Developing Countries. *Journal of Developing Economics*, Vol.40, 151 - 169

Odedokun, M. O. (1996). Monetary Model of Black Market Exchange Rate Determination: Evidence from African Countries. *Journal of Economic Studies*, Vol.23, No .9, 31 - 48

Pesaran, M. H. (1992). The Iranian Foreign Exchange Policy and the Black Market for Dollars. *International Journal of Middle East Studies*, Vol. 12, 101 - 125

Pesaran, M. Hashem and Pesaran, Bahram. (1997). *Working With Microfit 4.0 Interactive Econometric Analysis*. Windows Version, Cambridge.

Pesaran, M. Hashem and Shin, Yongcheol. (1997). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Department of Applied Economics, University of Cambridge, England.

Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol, and Smith, Richard J. (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 289 326.

Pozo, Susan and Mark Wheeler. (1999). Expectations and the Black Market Premium. *Review of International Economics*, Vol. 7, No. 2, 245 - 253

Speight, Alan E. H., and David. McMillan, G. (2001). Cointegration and Predictability in Prereform East European Black-Market Exchange Rate. *Applied Economic Letters*, Vol8, 755 - 59

Wong, C. (1977). Demand for Money in Developing Countries: Some Theoretical and Empirical Results. *Journal of Monetary Economics*, Vol3, No .1, 59 - 86

Yavari, Kazem. (2003). Long-Run Movements of the Parallel Market Premium in the Pre-Exchange Rate Unification Period in Iran. *Iranian Economic Review*, Vol8, No .8,99 116

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

جدول- ۱. آزمون ریشه واحد دیکی- فولرتعمیم‌یافته(ADF) برای متغیرها (۱۳۵۸:۱ ۱۳۸۰:۱)

متغیر	ADF برای متغیرها در سطح	
	جزء ثابت بدون روند	جزء ثابت با روند
LOER	-0.747240	-1.946760
LBER	-1.6763	-3.4039
LP	0.568729	-1.726662
LP^*	-6.155795	-7.064480
LM2	1.333929	-0.701570
LOIL	-.48539	-1.5608
LCA	-4.5049	-4.5324
ρ	-2.4055	-2.5659
ALOER	-4.8692	-4.8515
U	-7.6531	-7.6255

مقدار بحرانی دیکی- فولر تعمیم یافته با جزء ثابت و بدون روند در سطح ۵٪ برابراست با ۲/۸۹.
مقدار بحرانی دیکی- فولرتعمیم یافته با جزء ثابت و روند در سطح ۵٪ برابراست با ۳/۴۶.

جدول-۲. آزمون ریشه واحد دیکی- فولرتعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای غیرایستا[1]

متغیر	ADF برای تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	جزء ثابت بدون روند	جزء ثابت با روند
LOER	-4.644455	-4.630031
LBER	-7.2477	-7.2668
LP	-7.568697	-7.563706
LM2	-6.155044	-6.528801
LOIL	-4.4074	-4.5449
ρ	-8.3783	-8.3278

مقدار بحرانی دیکی- فولر تعمیم یافته با جزء ثابت و بدون روند در سطح ۵٪ برابراست با ۲/۸۹.
مقدار بحرانی دیکی- فولرتعمیم یافته با جزء ثابت و روند در سطح ۵٪ برابراست با ۳/۴۶.

---

۱. آزمون‌های دیکی- فولر و فیلیپس- پرون نیز برای برخی متغیرها انجام شده و چون نتایج آنها تأثیری در مرتبه هم‌تجمعی متغیرها ایجاد نکرد، از گزارش آنها در اینجا خودداری شده است.

مقادیر بحرانی دیکی- فولر تعمیم یافته با جزء ثابت و بدون

1% Critical Value*	-3.5082
5% Critical Value	-2.8955
10% Critical Value	-2.5846

مقادیر بحرانی دیکی- فولر تعمیم یافته با جزء ثابت و روند

1% Critical Value*	-4.0686
5% Critical Value	-3.4626
10% Critical Value	-3.1574

جدول -۳. آزمون کرانه (Bound test) برای وجود رابطه بلندمدت در الگوی اضافه قیمت بازار سیاه

VARIABLE ADDITION TEST (OLS CASE)

Dependent variable is Dρ

List of the variables added to the regression:

ρ (-1) AE(-1) U(-1)

73 observations used for estimation from 1361Q4 to 1379Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	2.6735	.83801	3.1903[.002]
Dρ(-1)	.43093	.30647	1.4061[.165]
Dρ (-2)	-.054978	.15523	-.35416[.724]
DAE(-1)	.082790	1.1146	.074280[.941]
DAE(-2)	2.0998	.71681	2.9294[.005]
DU(-1)	-1.7062	1.2714	-1.3420[.184]
DU(-2)	1.2710	.83924	1.5145[.135]
D72PREM	-3.1981	1.0113	-3.1625[.002]
ρ (-1)	-.30301	.086974	-3.4839[.001]
AE(-1)	-.13926	.060619	-2.2973[.025]
U(-1)	1.8185	.82970	2.1918[.032]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(3)= 18.2541[.000]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(3)= 21.0063[.000]

F Statistic F(3, 62)= 6.8910[.000]

مقادیر بحرانی برای کرانه های (bounds) آماره F با فرض وجود جزء ثابت و بدون روند برای k=۳ در سطح ۹۵٪ I(0)= 3.219 و I(1)=4.378 است. بنابراین، با توجه به آماره محاسباتی F که برابر با ۶/۸۹ شده است فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.