فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال اوّل، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۱
صفحات: ۳۳- ۶۱

تحلیل و شناسایی عوامل مؤثر بر دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران

سعید مشیری[۱]
سپیده خطیبی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۱/۸/۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۱/۲۵

چکیده

در این مقاله، میزان دخالت بانک مرکزی در بازار ارز مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیردو عواملی که بر روی افزایش دخالت بانک مرکزی موثرند، بررسی می‌شوند. از آنجایی که نوع رژیم ارزی در هر کشوری، مدیریت پولی، بازرگانی، تراز پرداختها و بخش بانکی آن کشور را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، بررسی این موضوع یکی از مهمترین و تأثیرگذارترین مباحث در حوزه اقتصاد کلان و اقتصاد بین‌الملل است.
بدین منظور، پس از معرفی شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار ارز با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ ارز بازار آزاد و ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی طی دوره‌ی ۷۸-۱۳۸۷ شاخص دخالت بانک مرکزی محاسبه و با استفاده از الگوی چرخشی مارکف دوره‌هایی که احتمال افزایش دخالت بانک مرکزی وجود داشته شناسایی شده است. سپس، با استفاده از مدل‌های باینری، عوامل مؤثر بر افزایش دخالت مشخص شده است. نتایج نشان می‌دهند دخالت بانک مرکزی در دوره‌های ۱۳۸۰:۰۸-۱۳۷۸:۰۱، ۱۳۸۳:۰۴-۱۳۸۲:۰۱ و ۱۳۸۷:۱۲-۱۳۸۶:۰۱ افزایش یافته است. همچنین، طبق برآوردهای مدل پروبیت، متغیرهای تورم، نسبت اعتبارت اعطایی به تولید ناخالص داخلی و تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر افزایش دخالت بانک مرکزی مؤثر است.

کلید واژه: شاخص دخالت بانک مرکزی، مدل پروبیت، الگوی چرخشی مارکف، نرخ ارز

طبقه‌بندی JEL : C24, C25, C32, E58

۱. استاد دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه مانی‌توبا. کانادا
۲. دانشجوی دوره دکتری– دانشکده اقتصاد– دانشگاه علامه طباطبایی

Email: saeedmoshiri@hotmail.com
Email: khatibi_sepideh@yahoo.com

۱- مقدمه

موضوع رژیم ارزی یکی از مهم‌ترین و تأثیرگذارترین مباحث در حوزه اقتصاد کلان و اقتصاد بین‌الملل است. نوع رژیم ارزی در هر کشوری، مدیریت پولی، بازرگانی، تراز پرداخت‌ها، بخش بانکی و به طور کلی حوزه وسیعی از متغیرهای اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، انتخاب نوع رژیم ارزی نیز به‌نوبه‌خود تحت‌تأثیر شرایط اقتصادی کشورهاست و جدا از آن صورت نمی‌پذیرد.

گرچه در بحث‌های اقتصادی غالبا از رژیم‌های ارزی ثابت، شناور مدیریت‌شده و شناور نام برده می‌شود، اما در عمل تنوع نسبتا وسیعی از انواع رژیم‌های ارزی وجود دارد. با توجه به شدت مدیریت نرخ ارز و میزان دخالت مقامات پولی، می‌توان طیف گسترده‌ای را از رژیم‌های ارزی در نظر گرفت که در یک سوی آن رژیم‌هایی هستند که به واسطه محدود بودن دامنه نوسان مجاز نرخ ارز، ویژگی‌های بسیار نزدیک به رژیم‌های ارزی ثابت دارند و در سوی دیگر این طیف، رژیم‌های ارزی قرار دارند که به دلیل دخالت بسیار محدود مقامات پولی در بازار، شبیه به رژیم شناور آزاد هستند.

نظام ارزی در اقتصاد ایران تا سال ۱۳۸۰، حداقل یک نظام ارزی دو نرخی شامل یک نرخ ارز رسمی ثابت و یک نرخ ارز غیر رسمی بوده است. اما بر اساس ماده ۴۱ قانون برنامه‌ی چهارم توسعه اقتصادی، دولت موظف شد، ترتیبات ارزی در ایران را به صورت رژیم شناور مدیریت شده تغییر دهد. از این‌رو نظام ارزی در اقتصاد ایران با اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز از سال ۱۳۸۱، به نظام ارزی تک نرخی شناور مدیریت شده تغییر یافت.

ازاین‌رو می‌توان با تعریف و اندازه‌گیری شاخصی به عنوان شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار ارز، مشخص کرد ویژگی‌های نظام ارزی کشور به کدام یک از رژیم‌های ثابت یا شناور نزدیک است. در این مطالعه، به منظور بررسی ویژگی‌های نظام ارزی در ایران، و این‌که نظام ارزی شناور مدیریت‌شده در کشور به کدام‌یک از رژیم‌های ارزی ثابت یا آزاد نزدیکتر است، میزان دخالت بانک مرکزی در بازار ارز اندازه گیری

می‌شود. سپس با به‌کارگیری مدل‌های باینری، عوامل افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز شناسایی می‌شوند.

در بخش دوم مقاله ادبیات نظری شاخص دخالت بانک مرکزی[1] در بازار ارز و عوامل مؤثر بر آن بحث شده و به‌دنبال آن پیشینه تحقیق ارائه می‌شود. در بخش سوم شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار ارز محاسبه و با استفاده از مدل پروبیت عواملی که باعث افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز شده شناسایی می‌شود. مروری بر داده‌ها و نتایج برآورد مدل در بخش چهارم و تفسیر نتایج در بخش پنجم آمده‌اند؛ نتیجه گیری در بخش ششم ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تعریف شاخص دخالت در بازار ارز

در بسیاری از مطالعات، از تغییرات ذخایر خارجی به عنوان نماینده جریان دخالت در بازار ارز استفاده می‌شود. برخی از محققان از متغیرهای بیشتری مانند تغییرات در نرخ ارز اسمی و ذخایر خارجی و نرخ‌های بهره اسمی برای اندازه‌گیری دخالت استفاده می‌کنند. به طوری که، نوسانات پایین نرخ‌های ارز، نوسانات بالای ذخایر یا تغییرپذیری بالای نرخ‌های بهره نشان‌دهنده درجه بالای دخالت در بازار هستند.[2]

با این وجود، این متغیرها به تنهایی، معیار دقیقی برای اندازه‌گیری دخالت نیستند؛ زیرا تغییر در این متغیرها می‌تواند متاثر از عوامل اقتصادی دیگری باشد. برای مثال در بسیاری از شرایط، تغییرات در نرخ ارز، ذخایر خارجی و نرخ‌های اسمی بهره به دلیل دخالت رسمی در بازار ارز نیست. از سویی دیگر، بررسی هریک از این متغیرها به تنهایی ممکن است باعث ایجاد مشکل ناسازگاری شود؛ چرا که تغییرات در این متغیرها ممکن است نتایج ضد و نقیضی را ایجاد کند. از این رو از سال ۱۹۸۰ اقتصاددانان به دنبال معرفی شاخصی برآمدند تا بر این مشکلات غلبه کنند.

1. Intervention index
2. Calvo and Reinhart(2002)

به‌طور کلی ادبیات موضوعی تعریف شاخص مقداری برای اندازه‌گیری دخالت بانک مرکزی در بازار ارز، اولین بار توسط فرنکل (۱۹۸۰)[1] و فرنکل و ایزمن(۱۹۸۲)[2] مطرح شد. آنها به منظور بررسی سیاست ارزی، شاخص مقداری مدیریت شناور[3] را به صورت نسبت درصد تغییرات نرخ ارز مشاهده شده به درصد تغییرات در حالت نظام شناور ($\gamma_t \equiv \frac{\Delta e_t}{\Delta e_t(float)}$) تعریف کردند. طبق تعریف فرنکل و ایزمن، هر چه مقدار γ_t به یک نزدیکتر باشد، خصوصیات رژیم ارزی به نظام ارزی کاملا شناور نزدیک است و در حالتی که صفر باشد نشان‌دهنده‌ی نظام ارزی ثابت است. با توجه به این که در این شاخص مخرج کسر، $\Delta e_t(float)$ ، مستقیماً قابل مشاهده نیست (تنها در شرایط وجود رژیم ارزی شناور قابل مشاهده است)، در نتیجه محاسبه این شاخص (در نظام‌های ارزی به غیر از رژیم ارزی شناور) آسان نبود. ازاین‌رو وی‌مارک[4] (۱۹۹۷) شاخص مقدار جدیدی را به نام شاخص دخالت معرفی کرد که بر اساس مفهوم فشار بازار ارز[5] بدست می‌آید. طبق تعریف وی‌مارک شاخص دخالت در بازار ارز، ω_t ، نسبتی از فشار ارز که توسط دخالت مقامات پولی در بازار ارز از بین می‌رود را اندازه‌گیری می‌کند. به منظور نشان دادن این شاخص ابتدا مفهوم فشار بازار ارز را تعریف می‌شود.

فشار بازار ارز عبارت است از کل مازاد تقاضا برای پول داخلی در بازارهای بین‌المللی که بر اساس تغییرات لازم در نرخ ارز برای از بین بردن این مازاد تقاضا (با فرض عدم دخالت مقامات پولی در بازار) اندازه‌گیری می‌شود.

وی‌مارک برای یک اقتصاد کوچک باز که مقامات پولی آن از اعتبارات داخلی برای تحت تأثیر قرار دادن نرخ ارز استفاده نمی‌کنند، فرمول محاسباتی شاخص فشار بازار ارز (EMP_t) را به صورت معادله (۱) تعریف کرد:

$$EMP_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t$$

1. Frenkel(1980)
2. Frenkel and Aizenman(1982)
3. index of managed float
4. Weymark
5. exchnage market pressure

به طوری که در این معادله Δe_t تغییرات در نرخ ارز، Δr_t تغییرات در ذخایر بانک مرکزی و $\eta = -\partial \Delta e_t / \partial \Delta r_t$ کشش تغییرات نرخ ارز نسبت به ذخایر بانک مرکزی هستند. وی‌مارک برای بدست آوردن شاخص دخالت بانک مرکزی بر اساس شاخص فشار بازار ارز، دو طرف معادله بالا را بر EMP_t (فشار بازار ارز) تقسیم کرد و در نتیجه شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار ارز را به صورت $\omega_t \equiv \frac{\eta \Delta r_t}{EMP_t}$ معرفی کرد. وی‌مارک ابتدا η را براساس تخمین یک مدل ساختاری بدست آورد و سپس از آن برای محاسبه فرمول شاخص دخالت استفاده کرد.

برخی از اقتصاددانان رویکرد وی‌مارک را مورد نقد قرار داده و این شاخص را بدون در نظر گرفتن مدل اقتصادی - ساختاری تعریف کردند.[1] آنها معتقدند که تخمین مدل‌های ساختاری دشوار بوده و ضمنا این مدل‌ها در پیش‌بینی تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت به خوبی عمل نمی‌کنند. از این رو برای رفع این مشکلات، ایچن گرین و همکارانش(۱۹۹۵)[2]، ساچز و همکارانش(۱۹۹۶)[3]، کمینسکی و همکارانش(۱۹۹۸)[4] و استاوارک(۲۰۰۷) [5] شاخص فشار بازار ارز را بر اساس ترکیب خطی از درصد تغییرات در در نرخ ارز و ذخایر ارزی بانک مرکزی تعریف کردند.

$$EMP_t = \Delta e_t + \gamma \Delta r_t \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که e_t لگاریتم طبیعی نرخ ارز و r_t سطح ذخایر بین‌المللی است که بر اساس پایه پولی (B) تعدیل شده است. بنابراین خواهیم داشت:

$$\Delta r_t = (R_t - R_{t-1}) / B_{t-1}$$

اگر این شاخص کوچکتر از صفر باشد؛ فشار بازار ارز منفی بوده و ارزش پول داخلی با افزایش روبرو است و در حالت عکس فشار بازار ارز مثبت بوده و سبب کاهش ارزش پول دخلی خواهد شد. در معادله‌ی (۲) پارامتر γ براساس مدل ساختاری بدست نمی‌آید؛

1. Xiaohui Liu ،Jing Zhang (2009)
2. Eichengreen et al(1995)
3. Sachs et al(1996)
4. Kaminsky et al(1998)
5. Stavarek(2007)

بلکه بر اساس انحراف معیار استاندارد نرخ ارز و نسبت ذخایر ارزی به پایه پولی بدست می‌آید. در مطالعه حاضر نیز به منظور محاسبه شاخص فشار بازار ارز و شاخص دخالت بازار از شاخصی که استاوارک(۲۰۰۷) معرفی کرده، معادلات زیر استفاده خواهد شد.

$$EMP_t = [\frac{\frac{1}{\sigma_e}}{\frac{1}{\sigma_e}+\frac{1}{\sigma_r}}](\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}}) - [\frac{\frac{1}{\sigma_r}}{\frac{1}{\sigma_e}+\frac{1}{\sigma_r}}](\frac{\Delta R_t}{B_{t-1}}) \qquad (۳)$$

$$-[\frac{\frac{1}{\sigma_r}}{\frac{1}{\sigma_e}+\frac{1}{\sigma_r}}](\frac{\Delta R_t}{B_{t-1}})$$

$$\omega_t = \frac{\frac{1}{\sigma_e}+\frac{1}{\sigma_r}}{EMP_t} \qquad (۴)$$

در معادلات بالا σ_e و σ_r به‌ترتیب انحراف معیار استاندارد نرخ ارز و ذخایر خارجی بانک مرکزی هستند. شاخص دخالت بانک مرکزی ω_t که در بالا معرفی شد؛ دارای دامنه $-\infty \le \omega_t \le +\infty$ است. اگر ω_t برابر صفر باشد، در این حالت نرخ ارز کاملا انعطاف‌پذیر بوده و رژیم ارزی حالت شناور است. اگر $\omega_t = 1$ باشد؛ در این حالت $\Delta e = 0$ خواهد بود و این نشان‌دهنده‌ی نظام ارزی کاملا ثابت است. اگر شاخص دخالت بین صفر و یک باشد، بیانگر رژیم‌های ارزی مدیریت‌شده و میانه است و هر چه به یک نزدیکتر باشد، نشان می‌دهد درجه دخالت در بازار بیشتر است. مقادیر منفی ω_t، نشان می‌دهند که سیاست‌گذاران در حال تضعیف پول داخلی هستند و در این حالت سیاست دخالت به صورت انقباضی بوده به‌طوری که $\Delta r_t < 0$ می‌باشد. در حالتی که $\omega_t > 1$ باشد، سیاست‌گذاران به دنبال تقویت پول داخلی هستند و در این حالت تغییرات در ذخایر خارجی بزرگتر از مازاد تقاضا برای پول داخلی است. در مطالعه حاضر از معادله‌ی(۴) برای تعریف شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران استفاده خواهد شد.

۲-۲- عوامل مؤثر بر دخالت بانک مرکزی در بازار ارز

به طور کلی در ادبیات نظری در شرایطی که فشار در بازار ارز شدید باشد، ممکن است سطح ذخایر بانک مرکزی برای تعدیل فشار بازار ارز کافی نبوده و با وجود افزایش دخالت مقامات بانک مرکزی در بازار، این مساله باعث بروز بحران‌های ارزی در سطح کشورها شود که می‌تواند بخشهای مختلف اقتصادی آن کشور را تحت تاثیر قرار دهد. در این حالت با توجه به عدم توانایی مقامات پولی در کنترل این فشار، نرخ‌های ارز از نوسانات شدیدی برخوردار شده و رژیم‌های ارزی ثابت به سمت نظامهای ارزی شناور حرکت خواهند کرد.[۱] بنابراین شناسایی و بررسی عوامل مؤثر بر افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز (بویژه در رژیم‌های ارزی ثابت و شناور مدیریت‌شده) می‌تواند از بروز بحران‌های ارزی جلوگیری کند.

در این خصوص می‌توان به مطالعات کمینزلی(۱۹۹۸)، برگ(۲۰۰)، سرا و ساکسنا(۲۰۰۲)، ادیسون(۲۰۰۳) و کامین (۲۰۰۷)[۲] اشاره کرد. در تمام این مطالعات پس از معرفی و محاسبه یک شاخص برای شناسایی دوره‌های بحران[۳]، عوامل مؤثر بر ایجاد بحران‌ها شناسایی شدند. طبق این مطالعات عوامل موثر دخالت بانک مرکزی را می‌توان در پنج گروه به شرح جدول یک طبقه بندی کرد.

سوک-جونگ کیم و جفری شین(۲۰۰۲)[۴]، به بررسی عوامل مؤثر بر دخالت بانک مرکزی استرالیا در بازار طی سال‌های ۱۹۸۳ تا ۱۹۹۷ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از مدل‌های پروبیت[۵] و فریکشن [۶] نشان داده‌اند که انحراف نرخ ارز از روند آن، تفاوت نرخ نرخ بهره استرالیا و آمریکا و نوسانات نرخ ارز بر دخالت بانک مرکزی در بازار ارز مؤثرند.

---

1. Norber Fiess ،Rashmi Shankar
2. Kamnisky et al.1998،Berg et al.2000،Cerra and Saxena 2002،Edison 2003 and Kamin et al،2007

۳. دوره‌هایی که فشار در بازار ارز افزایش یافته و مقامات بانک مرکزی با وجود افزایش دخالت در بازار، نتوانسته‌اند این فشار را کنترل کنند.

4. Suk.Joong Kim،Jeffrey Sheen(2002)
5. Probit
6. Friction

جدول (۱)- عوامل مؤثر برافزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز

عوامل موثر		جهت تاثیر	توضیحات
شاخص‌های شرایط اقتصادی	تورم	مثبت	در زمان‌هایی که نرخ تورم بالاست، نرخ ارز تمایل به افزایش خواهد داشت و بانک مرکزی برای جلوگیری از این افزایش نرخ ارز و کنترل نرخ تورم، در بازار دخالت می‌کند.
	رشد تولید ناخالص داخلی		با افزایش تولید ناخالص داخلی و شرایط رونق اقتصادی، واردات افزایش می‌یابد، حساب جاری دچار نوسان شده و در نتیجه دخالت بانک مرکزی در بازار افزایش می‌یابد.
	قیمت بازارهای مالی		با توجه به اینکه معمولا بازارهای مالی با یکدیگر در ارتباط هستند، بنابراین تغییرات قیمت در یک بازار، سایر بازارها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین با تغییرات یا رشد قیمت در بازارهای مالی مانند سکه و بورس اوراق بهادار انتظار می‌رود، نرخ ارز در بازار آزاد نیز دچار تغییرات شده و بانک مرکزی به منظور کنترل این تغییرات، دخالت خود را در بازار افزایش دهد.
شاخص‌های حساب جاری	حساب جاری و بازرگانی	مثبت	در صورتی که صادرات افزایش یافته و واردات کاهش یابد، حساب جاری مثبت و در غیر این صورت منفی (کسری حساب جاری) است. در صورت عدم تراز حساب جاری (هرچه نظام ارزی به حالت ثابت نزدیکتر باشد)، بانک مرکزی به منظور از بین بردن این عدم تراز دخالت در بازار را افزایش می‌دهد
	انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن		انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن باعث بی‌ثباتی می‌شود و درنتیجه به منظور کاهش این انحرافات دخالت در بازار ارز افزایش می‌یابد.
شاخص‌های حساب سرمایه	نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	منفی	افزایش این نسبت بیانگر کاهش سطح ذخایر بانک مرکزی و احتمال خروج ناگهانی جریان سرمایه به خارج از کشور در صورت بروز شوک‌های ناگهانی است که سبب کاهش قدرت بانک مرکزی در کنترل بازار ارز و دخالت در این بازار است.
	ذخایرخارجی‌بانک‌مرکزی	مثبت	با افزایش میزان ذخایر بانک مرکزی، قدرت دخالت در بازار ارز افزایش می‌یابد.

☜

شاخص‌های سیاست‌های پولی	ضریب فزاینده پولی	مثبت	افزایش اعتبارات بانکی و افزایش ضریب فزاینده پولی و نقدینگی، نشان‌دهنده سیاست انبساطی پولی است که باعث تغییر ارزش نرخ ارز می‌شود و برای جبران این تغییر دخالت در بازار ارز افزایش می‌یابد.
	اعتبارات بانکی		
	نسبت‌نقدینگی‌به‌ذخایرخارجی		
شاخص‌های سیاست‌های مالی	انضباط مالی دولت	مثبت	اعمال سیاست انبساط مالی باعث افزایش تقاضا شده که بخشی از آن با افزایش واردات کالاها جبران می‌شود و بخشی که مربوط به کالاهای غیرقابل تجارت باشد، باعث افزایش قیمت این کالاها می‌شود، در این حالت تراز حساب جاری به کسری تبدیل شده و افزایش قیمت‌ها باعث افزایش نرخ ارز خواهد شد در نتیجه مقامات بانک مرکزی به منظور تعدیل نرخ ارز دخالت در بازار را افزایش می‌دهند.
شاخص شوکهای خارجی	قیمت نفت ودرآمدهای نفتی	مثبت	افزایش قیمت نفت، در کشورهای نفت خیز، درآمدهای نفتی افزایش را می‌یابد. دراقتصاد ایران این درآمدها از طریق بودجه سالانه دولت وارد اقتصاد می‌شود، بنابراین ارزهای درآمدهای نفتی از طریق فروش ارز توسط دولت به بانک مرکزی باعث افزایش سطح پایه پولی و ذخایر خارجی بانک مرکزی می‌شود و این بر قدرت دخالت بانک مرکزی اثر مثبت دارد.

یونس سایرا [1](۲۰۰۵)، به بررسی فشار بازار ارز در کشور بنگلادش برای دوره ۱۹۷۶:۲ الی ۲۰۰۳:۱ با استفاده از مدل پولی فشار ارز گرتن و روپر(۱۹۷۷) پرداخته است. در این مقاله اثر متغیرهای اعتبارات بانکی، ضریب فزاینده پولی، اثر تغییرات درآمد حقیقی و نرخ تورم خارجی را بر روی فشار بازار ارز با استفاده از مدل تصحیح خطای دومرحله‌ای انگل و گرانجر(۱۹۸۷) بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد اعتبارات بانکی بر فشار بازار ارز مؤثر است و دارای رابطه عکس هستند. بطوری که با افزایش اعتبارات بانکی و اجرای سیاست پولی انبساطی، فشار بازار ارز افزایش یافته و مقامات بانک مرکزی بنگلادش به منظور کاهش این فشار بازار از ذخایر خارجی خود استفاده خواهند کرد.

1. Sayera Younus(2005)

فیس نوربرت[1] و شانکار رشمی[2] (۲۰۰۹) سیاست دخالت بانک مرکزی در بازار ارز و عوامل مؤثر بر آن را مطالعه کرده‌اند. آنها ابتدا دو شاخص برای بررسی دخالت بانک مرکزی در بازار طراحی کرده، سپس با استفاده از مدل چرخشی مارکف این شاخص را برای ۱۵ کشور طی دوره ۱۹۸۵-۲۰۰۴ تخمین زدند. در ادامه، عوامل مؤثر بر تغییر احتمال (از دخالت بالا در بازار به دخالت پایین) را بررسی کردند. آنها به منظور بررسی عوامل موثر، از متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، نسبت M_0 به ذخایر خارجی، نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی، نوسانات شاخص بازار سهام، نسبت جریانهای ناخالص سرمایه[3] به تولید ناخالص داخلی استفاده کردند.

دنیل استاوارک و مارک دونالد[4] (۲۰۰۹) فشار بازار ارز را بر اساس مدل گرتن و روپر برای دوره‌ی ۱۹۹۵–۲۰۰۸ برای کشورهای جمهوری چک، مجارستان، لهستان و اسلواکی به‌دست آوردند. آنها در این مطالعه اثر متغیرهای اعتبارات داخلی، ضریب فزاینده پولی، درآمد داخلی و تورم خارجی را بر روی فشار بازار ارز مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج این تحقیق، افزایش اعتبارات داخلی و ضریب فزاینده پولی بر فشار بازار ارز در تمام این کشورها اثر مثبت دارد. به علاوه، نتایج برای چهار کشور نشان می‌دهند که رابطه‌ی مثبت و معناداری میان درآمد داخلی و فشار بازار ارز وجود دارد.

تومنو مور و پینگ مور[5](۲۰۰۹) در مطالعه خود به بررسی نوسانات فشار بازار ارز در کشورهای جمهوری چک، مجارستان، لهستان، اسلواکی و اسلوانی برای دوره ۱۹۹۴:۱ تا ۲۰۰۶:۱۲ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از مدل چرخشی مارکف دوره‌هایی را که نوسانات فشار بازار ارز در این کشورها بالا بوده است را شناسایی کردند. سپس با استفاده از رگرسیون خطی اثر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، تولید ناخالص داخلی، تراز پرداخت‌ها، متغیرهای سیاست‌های مالی و پولی، متغیرهای خارجی مانند قیمت نفت و

1. Fiess Norbert(2009)
2. Shankar Rashmi(2009)
3. Gross capital flows
4. Stavarek، Daniel & Dohnal، Marek، 2009
5. Tomoe Moore and Ping Wang،2009

تولید ناخالص داخلی آمریکا را بر روی احتمال افزایش نوسانات فشار بازار ارز بررسی کردند. نتایج بررسی آنها نشان داد که متغیرهایی که در ارتباط با نرخ‌های بهره هستند بر روی این احتمال موثرند؛ در حالی که متغیرهای مربوط به بخش واقعی اقتصاد و تراز پرداخت‌ها خیلی تاثیرگذار نمی‌باشند.

بررسی سابقه مطالعات داخلی نشان می‌دهد که در زمینه دخالت بانک مرکزی در بازار ارز، تنها یک تحقیق انجام شده است. بهمنی اسکویی و شیوا (۱۹۹۸) بر اساس مدل پولی گرتن و روپر (۱۹۷۷) به بررسی دخالت بانک مرکزی در بازار سیاه ارز ایران طی دوره ۱۹۵۹– ۱۹۹۰ پرداختند. آنها با استفاده از الگوی OLS مدل پولی گرتن و روپر را تخمین زدند. نتایج نشان می‌دهد که در صورت استفاده از داده‌های نرخ ارز بازار سیاه در تخمین مدل، بخش بزرگی از فشار بازار ارز با کاهش ذخایر بین‌المللی از بین می‌رود؛ این نتیجه بیانگر این است که بانک مرکزی ایران در فعالیت‌های بازار سیاه دخالت می‌کند. اما هنگامی که در تخمین مدل، نرخ ارز رسمی بکار می‌رود، بخش بزرگتری از فشار بازار ارز از طریق تغییرات در نرخ ارز رسمی برطرف می‌شود. لازم به ذکر است که تاکنون مطالعه‌ای درخصوص شناسایی دوره‌ها و عوامل مؤثر بر افزایش دخالت بانک مرکزی در ایران صورت نگرفته است.

۳-۲- مدل‌سازی دخالت بانک مرکزی در بازار ارز و عوامل موثر بر دخالت

۳-۲-۱- الگوی چرخشی مارکف

الگویی که در این مطالعه بکارگرفته می‌شود یک الگوی چرخشی مارکف دو وضعیتی است. وضعیتهای در نظر گرفته شده برای این الگو شامل دو وضعیت (دخالت بالا) و (دخالت پایین) است. در این الگو فرض می‌شود که یک متغیر پنهان $\{s_t\}_{t=1}^{T}$ وجود دارد که از زنجیره دو وضعیتی مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کند، به طوری که $s_t = 2$ به معنای وضعیت دخالت بالا و $s_t = 1$ به معنای وضعیت دخالت پایین خواهد بود. گرچه متغیر s_t مستقیماً قابل مشاهده نیست، اما رفتار متغیر وابسته y_t (که می‌تواند برای

مثال شاخص دخالت بانک مرکزی باشد) به متغیر s_t وابسته است به طوری که هم میانگین و هم واریانس آن می‌توانند همراه با رژیم تغییر یابند.

تابع چگالی مشروط y_t نسبت به S_t عبارت است از:

$$f(y_t|s_t) = \frac{1}{\sigma_{st}\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(y_t-\mu_{st})^2}{2\sigma_{st}^2}\right) \quad (۵)$$

در تابع چگالی، متغیر غیرقابل مشاهده s_t به صورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده y_t ظاهر شده است. این به آن معناست که برای سری زمانی y_t، دو میانگین (μ_1, μ_2) و دو واریانس (σ_2^2, σ_1^2) وجود خواهد داشت.

با وجودی‌که متغیر s_t متغیری تصادفی با توزیع خاص خودش است ولی چون ناشناخته است و صرفاً براساس مشاهدات سری زمانی y_t قابل تفسیر است، از تابع چگالی نمی‌توان برای ساخت تابع درستنمایی[1] به منظور استنباط آماری استفاده کرد. بنابراین، باید راهی برای حذف جزء s_t در این تابع پیدا کرد. ساده‌ترین روشی که وجود دارد به این صورت است که ابتدا احتمال شرطی جزء غیرقابل مشاهده s_t، یعنی $p(s_t|\psi_{t-1})$ را ساخته و آن را در تابع چگالی شرطی $f(y_t|s_t, \psi_{t-1})$ ضرب کرده تا تابع چگالی مشترک به‌دست آید و سپس آن را بر روی s_t جمع زد:

$$f(y_t|\psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{j} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}).p(s_t|\psi_{t-1}) \quad (۶)$$

برای ساخت تابع درستنمایی صرفاً باید احتمال شرطی $p(s_t|\psi_{t-1})$ مشخص گردد. هامیلتون (۱۹۸۹) مطرح می‌کند که این احتمالات شرطی از زنجیره مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کنند.

$$p(s_t|s_{t-1}, \psi_{t-1}) = p(s_t|s_{t-1}) = p_{s_{t-1}s_t} \quad (۷)$$

احتمال $p_{s_{t-1}s_t}$ که به احتمال انتقال تعبیر می‌شود، با توجه به تعداد وضعیتهای s_t (در اینجا N=2) می‌تواند N*N حالت داشته باشد. به‌طور کلی p_{ij} برای i،j=1،2،...،N به معنای قرار داشتن اقتصاد در وضعیت j در زمان t است مشروط بر آنکه در زمان t-1 در

1. Likelihood function

وضعیت i قرار داشته باشد.بنابراین رابطه (۵) (که نشان‌دهنده چگالی نهایی y_t است) به شکل زیر تغییر خواهد یافت:

(۸)

$$f(y_t/\psi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_0\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_0)^2}{2\sigma_0^2}\right) * p(s_t = 0/\psi_{t-1}) + \frac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_1)^2}{2\sigma_1^2}\right) * p(s_t = 1/\psi_{t-1})$$

با توجه به معادله بالا، تابع لگاریتم درستنمایی عبارت خواهد بود از:

$$\ln l = \sum_{t-1}^{T} \ln(f(y_t/\psi_{t-1})) \quad (۹)$$

با ماکزیمم کردن تابع بالا پارامترهای الگو بدست می‌آیند.

۳-۲-۲- مدل پروبیت

پس از شناسایی موارد دخالت بانک مرکزی در بازار ارز، در مرحله دوم عوامل مؤثر بر افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز را با استفاده از مدل پروبیت بررسی می‌کنیم. مدل پروبیت احتمال دخالت بانک مرکزی در بازار ارز را به‌صورت تابعی از بردار متغیرهای توضیحی برآورد می‌کند.

تابع توزیع تجمعی جمله تصادفی $(\phi(\chi'\beta))$ مدل پروبیت دارای توزیع نرمال است. بنابراین، احتمال (p_i) انتخاب گزینه یک در مقابل گزینه صفر به صورت رابطه زیر بیان می‌شود.

$$p_i = prob[Y_i = 1|X] = \int_{-\infty}^{\chi'\beta} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp(-\frac{t^2}{2})dt = \theta(\chi'\beta) \quad (۱۰)$$

که درآن Y_i متغیر وابسته بوده (که در این تحقیق عبارت است از احتمال افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار) و ارزشی برابر یک و صفر دارد. χ بردار متغیرهای توضیحی است که شامل متغیرهای مؤثر بر افزایش دخالت است، و β بردار پارامترهای

مدل است که برآورد می‌شوند. ارتباط بین یک متغیر توضیحی خاص و پیامدهای احتمالی انتخاب گزینه مورد نظر یا $p(Y_i = 1)$ ، به کمک اثر نهایی که به صورت تغییر جزئی در احتمال انتخاب ارزش یک، به ازای تغییر در متغیر توضیحی مورد نظر تعریف می‌شود، تفسیر می‌گردد. به عبارت دیگر اثر نهایی همان مشتق تابع برآورد شده نسبت به هرکدام از متغیرهای توضیحی در یک نقطه معین است. اثر نهایی متغیر توضیحی پیوسته χ_k بر احتمال رخ دادن گزینه $Y_i = 1$ به شرط ثبات سایر متغیرها، از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$\frac{\partial p_i}{\partial \chi_{ik}} = \varphi(\chi'\beta)\beta_k \qquad (۱۱)$$

در این معادله φ نشان‌دهنده تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی نرمال استاندارد و به صورت زیر است:

$$\varphi(\chi'\beta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\chi'\beta)^2\right] \qquad (۱۲)$$

علامت اثر نهایی بستگی به علامت β_k دارد و اندازه آن به وسیله $\varphi(\chi'\beta)\beta_k$ تغییر می‌کند. درنتیجه، اندازه اثر نهایی به سطوح تمام متغیرهای موجود در ماتریس متغیرهای توضیحی بستگی دارد. برای برآورد مدل‌های باینری از جمله پروبیت از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود.

یکی از نکات قابل توجه در تخمین مدل پروبیت این است که R^2 محاسباتی معمول، معیار خوبی برای برازش مدل نیست و بنابراین از آماره R^2 مک فادن که شبیه آماره R^2 در مدل‌های رگرسیون‌های خطی است، استفاده می‌شود. معادله‌ی (۱۳) فرمول محاسبه آماره R^2 مک فادن را نشان می‌دهد[1]:

$$MCFaddenR^2 = 1 - (LogL_1 / LogL_0) \qquad (۱۳)$$

$LogL_1$: میزان حداکثر درستنمایی مدل با متغیرهای توضیحی

$LogL_0$: میزان حداکثر درستنمایی مدل هنگامی که تمام پارامترهای آن، بجز عرض از مبدأ، برابر با صفر است.

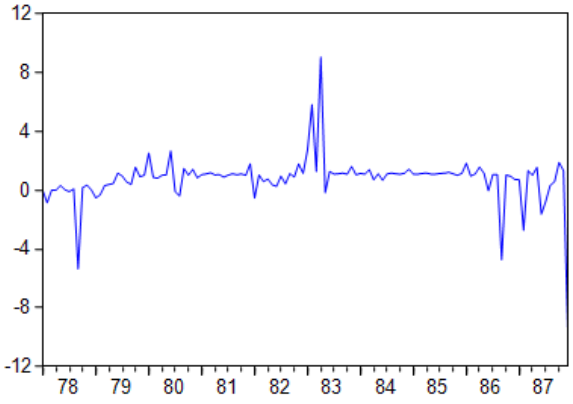
1. Greene(2007)

۳- مروری برداده‌ها و نتایج برآورد مدل

در این بخش با استفاده از داده‌های ماهانه اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۸[۱]، ابتدا شاخص دخالت بانک مرکزی محاسبه شده ، سپس بر اساس الگوی چرخشی مارکف دوره‌هایی که دخالت بانک مرکزی افزایش داشته است، شناسایی شده، در انتها با استفاده از مدل پروبیت عوامل مؤثر بر افزایش دخالت بانک مرکزی مشخص شده است.

برای محاسبه شاخص دخالت بانک مرکزی در اقتصاد ایران، از داده‌های دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، پایه پولی و لگاریتم طبیعی نرخ ارز در بازار ارز آزاد استفاده شده است. داده‌های مذکور را در معادله‌ی (۴) جایگزین کرده و شاخص دخالت بانک مرکزی به صورت ماهانه برای دوره (۱۳۸۷-۱۳۷۸) محاسبه شده است. در نمودار(۱) شاخص دخالت بانک مرکزی محاسبه شده برای اقتصاد ایران نشان داده شده است.

نمودار (۱)- شاخص دخالت بانک مرکزی محاسبه شده برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۳۷۸-۱۳۸۷)



ماخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که در نمودار (۱) مشخص است، نوسانات این شاخص در دوره‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۸، ۱۳۸۳-۱۳۸۲ و ۱۳۸۷-۱۳۸۶ بیشتر بوده است. در واقع با توجه به مقادیری که برای

۱. علت استفاده از داده‌ها تا پایان سال ۱۳۸۷، عدم انتشار داده‌های لازم پس از این سال از سوی بانک مرکزی است.

شاخص دخالت بر روی محور عمودی در دوره‌های مذکور مشخص شده است، مشاهده می‌شود این شاخص دارای ارقام بالاتر از یک بوده که نشان‌دهنده‌ی بالا بودن دخالت می‌باشد. ضمناً متوسط شاخص دخالت بانک مرکزی ۰/۷ است[۱].

پس از محاسبه شاخص دخالت بانک مرکزی برای اقتصاد ایران، آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته بر روی این سری زمانی انجام شد و نتیجه نشان‌دهنده مانایی سری مذکور است[۲].

برای شناسایی زمان احتمالی افزایش دخالت بانک مرکزی در اقتصاد ایران، پس از تنظیم و طراحی کدهای برنامه‌ای لازم برای الگوی چرخشی مارکف، از نرم‌افزار Eviews 6 برای اجرای برنامه استفاده شد.

الگوی چرخشی مارکفی که در برنامه تصریح شده است، مدل اتورگرسیو چرخشی مارکف مرتبه اول[۳] است که به صورت ذیل تصریح شده است.

$$I_t = \beta_1 + \alpha_1 I_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad if \qquad s_t = 1$$
$$I_t = \beta_2 + \alpha_2 I_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad if \qquad s_t = 2$$

I_t : شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار ارز (متغیر وابسته)

s_t : متغیر وضعیت که دارای دو وضعیت یک و دو است؛ وضعیت یک حالت دخالت پایین و وضعیت دو حالت دخالت بالا را نشان می‌دهد.

ε_{it} : $\varepsilon_{it} \approx N(0, \delta_{st}^2)$

طبق نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکف[۴]، واریانس شاخص دخالت بانک مرکزی در هر دو وضعیت معنادار بوده و در توصیف و تفکیک دوره‌های بحران و آرامش نقش دارد. ضمناً متغیرهای Pr(1) و Pr(2) که نشان‌دهنده‌ی احتمالات شرطی برای وضعیت‌های دخالت در حالت آرامش و بحران (افزایش دخالت بانک مرکزی) می‌باشند، هر دو معنادار بوده و در شناسایی احتمال تغییر وضعیت دوره‌ها مؤثرند. جدول(۲) نقاط بحرانی

---

۱. در ضمیمه خصوصیات آماری این شاخص آمده است.

۲. نتیجه آزمون در ضمیمه مقاله آمده است.

3. Univariate Markov Switching autoregressive model

۴.در بخش ضمیمه (۳) برآورد مدل آمده است.

شناسایی شده در قالب دوره‌های زمانی طبقه‌بندی شده را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان نتیجه گرفت دخالت بانک مرکزی در دوره‌های ۱۳۷۸:۰۱-۱۳۸۰:۰۸، ۱۳۸۲:۰۱-۱۳۸۳:۰۴ و ۱۳۸۶:۰۱-۱۳۸۷:۱۲ افزایش یافته است.

جدول (۲)- نتایج شناسایی دوره‌های افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ایران

۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۶	۱۳۸۷
۱۳۷۸-۲	۱۳۷۹-۱	۱۳۸۰-۱	۱۳۸۱-۱۲	۱۳۸۲-۱	۱۳۸۳-۱	۱۳۸۶-۱	۱۳۸۷-۱
۱۳۷۸-۳	۱۳۷۹-۲	۱۳۸۰-۶		۱۳۸۲-۲	۱۳۸۳-۲	۱۳۸۶-۶	۱۳۸۷-۲
۱۳۷۸-۴	۱۳۷۹-۳	۱۳۸۰-۷		۱۳۸۲-۳	۱۳۸۳-۳	۱۳۸۶-۹	۱۳۸۷-۵
۱۳۷۸-۵	۱۳۷۹-۴	۱۳۸۰-۸		۱۳۸۲-۴	۱۳۸۳-۴	۱۳۸۶-۱۰	۱۳۸۷-۶
۱۳۷۸-۶	۱۳۷۹-۵			۱۳۸۲-۵			۱۳۸۷-۷
۱۳۷۸-۷	۱۳۷۹-۸			۱۳۸۲-۶			۱۳۸۷-۸
۱۳۷۸-۸	۱۳۷۹-۹			۱۳۸۲-۷			۱۳۸۷-۹
۱۳۷۸-۹				۱۳۸۲-۸			۱۳۸۷-۱۰
۱۳۷۸-۱۰				۱۳۸۲-۱۱			۱۳۸۷-۱۱

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از شناسایی دوره‌های افزایش دخالت در بازار، عوامل مؤثر بر این افزایش با استفاده از مدل پروبیت به شرح زیر بررسی شده است. از آنجا که برای برخی از متغیرهای توضیحی سری زمانی ماهانه وجود نداشت، سری زمانی متغیرها به صورت فصلی در نظر گرفته شد. ازاین‌رو متغیر وابسته مدل که همان دوره‌های شناسایی شده توسط الگوی چرخشی مارکف است، به صورت فصلی تبدیل گشت. بدین ترتیب که متغیر وابسته به ازا فصل‌هایی که دخالت افزایش یافته برابر یک و برای سایر فصل‌ها برابر صفر تعریف شد. سپس با استفاده از داده‌های اقتصادی فصلی طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۷۸، اثر هر یک از گروه شاخص‌هایی که در بخش ادبیات نظری معرفی شد، برآورد گردید.[۱] در ضمن همه متغیرهای توضیحی از نظر مانایی مورد آزمون قرار گرفته و به صورت مانا تبدیل شدند.

۱. با توجه به نتایج برآوردهای مختلف و انتخاب بهترین مدل، از هر گروه از شاخص‌ها، متغیری که با سایر متغیرها در مدل سازگارتر بود انتخاب شد.

متغیرهای توضیحی موثر در مدل افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز عبارتند از تورم، اعتبارات اعطایی، رشد درآمدهای نفتی در دوره قبل، تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن، تغییرات شاخص انضباط مالی دولت (نسبت کسری (مازاد) بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی) و رشدنسبت نقدینگی به ذخایر خارجی بانک مرکزی. نتایج تخمین مدل پروبیت در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول(۴)- نتایج تخمین مدل پروبیت برای بررسی عوامل مؤثر بر افزایش احتمال دخالت بانک مرکزی

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد
ضریب ثابت	-۹/۳۳*	۴/۸۲
تورم	۰/۴۸*	۰/۲۷
نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی	۳/۸۹*	۱/۸۸
رشد درآمدهای نفتی در دوره قبل	۰/۳۴	۰/۶۳
تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	-۱۶/۰۶*	۹/۰۶
انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن در دوره قبل	۰/۵۳	۰/۹۸
تغییرات نسبت کسری (مازاد) بودجه دولت به تولید ناخلص داخلی	۱/۰۰۵	۱/۶۵
رشد نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی بانک مرکزی	۲/۲۴	۶/۱۷
آماره R^2 مک فادن		۰/۶۴

متغیر وابسته یک متغیر مجازی دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران است. روش برآورد مدل پروبیت و دوره برآورد ۱۳۸۹:۰۴-۱۳۷۸:۰۱ است. علامت * نشان دهنده معناداربودن متغیر در سطح ۹۰ درصد است.

همانطور که در جدول بالا مشخص است، علامت تمام ضرایب متغیرهای توضیحی، با ادبیات نظری و نتایج مطالعات تجربی که در بخش(۲-۳) اشاره شد، همخوانی دارد. در بین متغیرهای توضیحی، متغیرهای تورم، نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی و تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از لحاظ آماری

معنادار هستند. ضمنا آماره R^2 مک فادن ۶۴ درصد است که نشان از خوب بودن تصریح مدل و برازش آن است. یکی دیگر از آزمون‌های خوبی برازش مدل پروبیت، استفاده از آماره هاسمر-لمشو[1](۱۹۸۹) است. در این آزمون مقادیر انتظاری با مقادیر واقعی جهت ارایه مدل مناسب، با یکدیگر مقایسه می‌شوند. اگر چنانچه این مقادیر اختلاف کوچکی داشته باشند، نشان‌دهنده‌ی متناسب بودن مدل با داده‌ها است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد میزان آماره مذکور برابر ۱/۹۶ است[2] که نشان از اختلاف ناچیز میان مقادیر انتظاری و مقادیر واقعی در مدل دارد.

۴- تفسیر نتایج مدل

اثر مثبت و معنادار تورم بر احتمال افزایش دخالت در بازار ارز حاکی از آن است که در اقتصاد ایران مقامات بانک مرکزی برای کنترل تورم در کشور، از نرخ ارز به عنوان یک لنگر اسمی استفاده می‌نمایند؛ به‌طوری که با دخالت در بازار ارز و ثابت نگه‌داشتن نرخ ارز، نرخ تورم را کنترل می‌کنند. اما متاسفانه این سیاست سبب افزایش رشد نقدینگی شده و در این حالت برای مهار فشارهای تورمی، آزادسازی واردات در پیش گرفته می‌شود و در نتیجه توان رقابتی اقتصاد کشور و تولید داخلی نیز کاهش می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که مقامات بانک مرکزی با تثبیت نرخ ارز، سعی در کنترل نرخ تورم کرده‌اند. ضمناً آمارهای منتشر شده از سوی بانک مرکزی نیز موید این مطلب است که طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۸، ۱۳۸۳-۱۳۸۲ و ۱۳۸۷-۱۳۸۶ (دوره‌های شناسایی شده توسط مدل چرخشی مارکف) رشد واردات افزایش یافته است.

از طرف دیگر سهم عمده درآمدهای ارزی در ایران از ناحیه درآمدهای فروش نفت و گاز است؛ به‌طوری که بیش از ۸۰ درصد درآمدهای ارزی از صادرات نفت و گاز حاصل می‌شود. سیاست ارزی نیز از طریق مدیریت عرضه ارز توسط دو مرجع اصلی شامل دولت و بانک مرکزی اعمال می‌شود. در واقع این سیاست‌های دولت در زمینه مدیریت ذخایر

1. Hosmer.Lemeshow

۲. در بخش (۵) ضمیمه آمده است.

حساب ذخیره ارزی است که تعیین می‌کند چه میزان از درآمدهای نفتی وارد چرخه اقتصاد کشور گردد؛ و در راستای آن، سیاست‌های بانک مرکزی در مدیریت ذخایر ارزی تعیین می‌کند که چه میزان از درآمدهای نفتی که به واسطه سیاست مالی دولت وارد چرخه اقتصاد شده است، به بازار ارز وارد شود. به عبارت دیگر در این حالت سیاست‌های ارزی، تحت تاثیر سیاست‌های مالی انبساطی دولت قرار می‌گیرد.

بنابراین برای بررسی اثر سیاست‌های انبساطی مالی دولت و درآمدهای نفتی بر دخالت بانک مرکزی، از متغیرهای تغییرات شاخص انضباط مالی (نسبت کسری (مازاد) بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی)، تغییرات درآمدهای نفتی در دوره قبل و تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی استفاده شده است. بر اساس نتایج برآورد مدل این سه متغیر، تنها تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی معنادار است. ضمناً سیاست‌های انبساطی دولت باعث افزایش تقاضا شده که بخشی از آن با افزایش واردات کالاها جبران شده و بخشی که مربوط به کالاهای غیرقابل تجارت است، باعث افزایش قیمت این کالاها شده است[1]. در این حالت تراز بازرگانی (بدون احتساب بخش نفت) به کسری تبدیل شده و افزایش قیمت‌ها باعث افزایش نرخ ارز شده و در نتیجه مقامات بانک مرکزی به منظور تعدیل نرخ ارز دخالت در بازار را افزایش داده‌اند. البته دخالت بانک مرکزی در بازار ارز تابعی از میزان دارایی‌های ارزی این بانک است و در سال‌هایی که سطح درآمدهای نفتی به دلیل کاهش قیمت نفت یا تحریم‌های اقتصادی کاهش یابد، قدرت دخالت بانک مرکزی در بازار کاهش می‌یابد و این مساله در ضریب منفی نسبت تغییرات بدهی‌ها به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی قابل مشاهده است. بنابراین در این حالت به دلیل وجود فشار بازار ارز، نرخ ارز به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته و می‌تواند زمینه ساز بحران‌های پولی و اقتصادی در کشور شود.[2]

---

۱. برای مثال در ساله‌ای ۱۳۸۷.۱۳۸۶ تغییرات شاخص قیمت مسکن قابل توجه بوده به طوری که باعث ایجاد حباب قیمتی در این بازار شده است.

۲. اگرچه به علت عدم وجود آمار سری زمانی دوره ۱۳۸۷ به بعد امکان بررسی این موضوع با مدل امکان‌پذیر نشد اما شرایط اقتصادی در اواخر سال ۱۳۹۰ و ابتدای سال ۱۳۹۱ مؤید این مطلب است.

یکی دیگر از ابزارهای سیاستی بانک مرکزی، اعمال سیاست‌های پولی انبساطی است که برای بررسی آن از متغیرهای نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی و رشد نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی بانک مرکزی، استفاده شده است. نتایج تخمین نشان می‌دهد با اجرای سیاست پولی انبساطی، دخالت بانک مرکزی در بازار ارز افزایش می‌یابد. طبق ادبیات نظری[1] سیاست انبساط پولی، در نظامهای ارزی که به نظام ارز ثابت نزدیک باشند، موجب افزایش تورم و کاهش نرخ بهره می‌شود که به دنبال آن صادرات محدودتر شده و واردات افزایش می‌یابد. در این حالت فشار بر بازار ارز باعث تمایل نرخ ارز به افزایش خواهد شد. با توجه به سیاست مقامات بانک مرکزی برای کنترل نرخ ارز، ارز خارجی در بازار عرضه شده و این سبب خنثی شدن سیاست پولی انبساطی می‌شود. با توجه به ضریب مثبت این متغیرها در مدل، می‌توان نتیجه گرفت بانک مرکزی با افزایش دخالت خود در بازار اثر اعمال سیاست پولی انبساطی را خنثی کرده و نشان‌دهنده‌ی این است که شرایط ارزی در ایران به نظام ارز ثابت نزدیکتر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در ایران سیاست پولی بانک مرکزی استقلال نداشته و بر اساس هدف کنترل نرخ ارز پایه‌ریزی شده است.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله برآورد عوامل موثر بر دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران است. از این‌رو ابتدا شاخص دخالت تعریف شد، سپس دوره‌های افزایش دخالت در بازار شناسایی شدند و در انتها عوامل مؤثر بر افزایش دخالت بانک مرکزی برآورد شدند.

طبق تعریف، شاخص دخالت بانک مرکزی نشان‌دهنده آن بخش از فشار بازار ارز است که با دخالت بانک مرکزی و با استفاده از ذخایر ارزی برطرف می‌شود. شاخص دخالت بر اساس تعریف استارواک و با استفاده از داده‌های ماهانه دارایی‌های خارجی بانک

۱. فلمینگ(۱۹۶۲) و فلمینگ و ماند (۱۹۶۳)

مرکزی، پایه پولی و لگاریتم طبیعی نرخ ارز در بازار ارز آزاد برای دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۷۸ محاسبه شد.

طبق نتایج محاسبات، متوسط این شاخص برابر ۰/۷ است که حاکی از دخالت نسبتاً زیاد بانک در بازار ارز ایران دارد. همچنین نوسانات این شاخص در دوره‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۸، ۱۳۸۳-۱۳۸۲ و ۱۳۸۷-۱۳۸۶ بیشتر بوده است. در ادامه با استفاده از الگوی چرخشی مارکف زمان‌های احتمالی افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار ارز آزاد طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۸۷ برآورد شد. براساس نتایج برآورد این مدل، در دوره‌های ۱۳۸۰:۰۸-۱۳۷۸:۰۱، ۱۳۸۳:۰۴-۱۳۸۲:۰۱ و ۱۳۸۷:۱۲-۱۳۸۶:۰۱ دخالت بانک مرکزی افزایش یافته است.

پس از شناسایی دوره‌های مذکور، (با استفاده از مدل باینری پروبیت و نتایج بخش ادبیات نظری) اثر متغیرهایی که با توجه به اقتصاد ایران می‌توانند بر افزایش دخالت بانک مرکزی مؤثر باشند برآورد شد. طبق نتایج برآورد مدل، متغیرهای تورم، نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی و تغییرات نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار نقش موثری دارند. ضمنا متغیرهای رشد درآمدهای نفتی در دوره قبل، انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن، تغییرات شاخص انضباط مالی دولت و رشد نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی بانک مرکزی با وجودآنکه معنادار نبودند، اما جهت تؤثیرشان با ادبیات نظری هم‌خوانی داشت.
با توجه به نتایج بدست آمده، می‌توان استنباط کرد که مهم‌ترین عامل دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران، سیاست کنترل تورم با تثبیت نرخ ارز بوده است. در شرایط رونق اقتصادی که تقاضا برای واردات و ارز خارجی زیاد می‌شود، فشار نرخ ارز در بازار افزایش یافته و با توجه به سیاست تثبیتی نرخ ارز موجب افزایش دخالت بانک مرکزی در بازار می‌شود. اما در شرایطی که وضعیت ذخایر ارزی بانک مرکزی محدود است، اجرای این سیاست با مشکل مواجه می‌شود؛ زیرا در این وضعیت کمبود عرضه ارز از یک سو و افزایش تقاضا به علت انتظارات مردم و بنگاه‌ها نسبت به احتمال افزایش نرخ ارز از سویی

دیگر، بازار ارز را دچار تلاطم کرده و شرایط بحران ارزی را بوجود می‌آورد. ضمناً اجرای سیاست تثبیت نرخ ارز جهت کنترل تورم، باعث شده تا سیاست‌های انبساط پولی بانک مرکزی (از جمله اعطای اعتبارات) بی‌تاثیر شود.

بنابراین، می‌توان گفت علیرغم اینکه طبق قانون برنامه چهارم توسعه، از سال ۱۳۸۱ به بعد نظام ارزی ایران به نظام ارزی تک‌نرخی شناور مدیریت‌شده تغییر کرد، اما نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در ایران بازار ارزی به معنای یک بازار عمیق و کارا وجود ندارد. به‌عبارت دیگر سازوکار بازار ارز به گونه‌ای نبوده است که نرخ ارز را تعیین کرده و بانک مرکزی هم آن را تا حدی مدیریت کرده و از بی‌ثباتی آن جلوگیری کند؛ بلکه تغییرات نرخ ارز در ایران بیشتر از یک الگوی تثبیتی تبعیت کرده و بنابراین دخالت بانک مرکزی در بازار طی دوره مورد بررسی بالا بوده است. دلایل دخالت بانک مرکزی در بازار ارز را می‌توان از یک سو انحصار عرضه ارز در دست دولت که سبب وابستگی سیاست‌های ارزی بانک مرکزی به سیاست‌های مالی دولت می‌شود، دانست و از سویی دیگر به سیاست‌های پولی بانک مرکزی در جهت تثبیت نرخ تورم با استفاده از کنترل نرخ ارز نسبت داد.

در انتها توصیه‌های سیاستی ذیل پیشنهاد می‌شود:

- سیاست تثبیت نرخ ارز به منزله تکیه‌گاه اصلی مهار تورم جای خود را به سیاست پولی به منزله اهرم اصلی برای هدف‌گذاری تورم و تحقق نرخ‌های تورم اندک بدهد.
- شیوه‌های تأمین مالی کسری‌های بودجه دولت، به شیوه‌های غیرتورمی تبدیل شود و موضوع انضباط مالی دولت به منزله یک اصل مهم در تنظیم و اجرای بودجه رعایت شود.
- به منظور فراهم کردن یک بازار ارز عمیق و رقابتی که پیش شرط تحقق استقرار نظام ارزی انعطاف پذیرتر است، زمینه ایجاد رشد و تنوع بخشی به صادرات غیر

نفتی و رقابت‌پذیری تولیدات صادراتی فراهم شود و انحصار عرضه ارز (توسط دولت) در بازار شکسته گردد.

- دخالت بانک مرکزی در بازار ارز کاهش یافته و اجازه نوسانات بیشتر به نرخ‌های ارز داده شود.

منابع

۱. دفتر مطالعات اقتصادی، معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی، وزارت بازرگانی؛ بررسی مبانی نظری و تجربه عملی برخی کشورها در اجرای رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده با نگاهی بر ایران، اسفندماه ۱۳۸۷.

۲. عرفانی، علیرضا، ۱۳۸۵، بحران پول رایج و اقتصاد ایران: یک سیستم هشدار پیش از وقوع، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره چهارم، زمستان ۱۳۸۵.

۳. مشیری، سعید و نادعلی، محمد، ۱۳۸۹، شناسایی بحران‌های بانکی در اقتصاد ایران، دوماهنامه نامه مفید، شماره ۷۸، تابستان ۱۳۸۹.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۸۷.

۵. طاهری‌فرد، احسان- موسوی آزاد کسمایی، افسانه،۱۳۸۷، اثربخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران ،مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳، تابستان ۸۷.

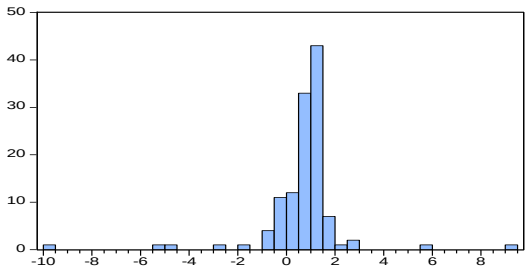
6. Abiad, Abdul, 2003; "*early-warning Systems:A Survey and a Regime-Switching Approach*", IMF Working Paper, WP/03l32.
7. Bahmani-Oskooee, M., Shiva, Reza, 1998; "*A Method of Detecting Whether a Central Bank Engages in the Black Market for Foreign Exchange: Evidence from Iran*", Economics Letters, Vol. 60, pp. 97-103.
8. Cerra, V. and Saxena, S.C. 2002; "*Contagion, monsoons, and domestic turmoil in Indonesia's*
9. *currency crisis*", Review of International Economics, 10:1, 36-44.

10. Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose and Charles Wyplosz, 1995; "*Exchange market mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attacks*", Economic Policy, Vol. 10, No. 21, pp. 249–312.
11. Fleming, J. M., 1962; "*Domestic Financial Policies Under Fixed and Flexible Exchange Rates*", IMF Staff Papers.
12. Frenkel, J. A. and Aizenman, J., 1982; "*Aspects of the optimal management of exchangerates*", Journal of International Economics 13, 231-256.
13. Ghosh, A. R, Glude, A. M., and Wolf, H. C., 2002; "*Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*", the MIT Press.
14. Greene, H. William, 2007; "*Econometric Analysis*", fifth edition, prentice Hall, New York University.
15. Hamilton, J. D., 1989; "*A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle*", Econometrica 57 (2), 357–384.
16. Ho, Tai-Kuang, 2007; "*potential Pitfalls of Markov Switching Models in the Studies of Currency Crises*", Taiwan Economic Review, No. 35, p 213-247.
17. Kaminsky, G.L., and C.M. Reinhart, 1998, "Financial Crises in Asia and Latin America:Then and Now", American Economic Review 88, 444-448.
18. Kaminsky, G. L., S. Lizondo, and C.M. Reinhart, 1998; "*Leading Indicators of Currency Crises*", International Monetary Fund Staff Paper 45, March.
19. Mundell, R., 1963; "*Inflation and Real Interest, The Journal of Political Economy*", No. 3906, Munich, Germany.
20. Norbert, Fiess & Rashmi, Shankar, 2009; "*Determinants Of exchange rate regime switching*", Journal of International Money and Finance, 28, 68-98.
21. Pontines, Victor & Siregar, Reza, 2009; "*Intervention index and exchange rate regimes: the cases of selected East-Asian economies*", Canargie Mellon Univ, Adelaide Campus, School of Economics, University of Adelaide, Australia, The South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre, Kuala Lumpur, Malaysia, January.
22. Robert J. Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X., 1992; "*Convergence*", Journal of Political Economy, vol. 100, no. 2.

23. Sachs, Jeffrey, Aaron Tornell and Adnres Velasco, 1996; "*Financial crises in emerging markets: The lessons from 1995*", National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 5576, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
24. Stavarek, Daniel & Dohnal, Marek, 2009; "*Exchange Market Pressure in Central Europe: An Application of the Girton-Roper Model*", MPRA Paper 15744, University Library of Munich, Germany.
25. Stavarek, Daniel, 2007; "*Comparative analysis of the exchange market pressure in central European countries with the Eurozonemembership perspective*", Munich Personal RePEc Archive Paper.
26. Suk-Joong Kim & Jeffrey Sheen, 2002; "*The Determinants of Foreign Exchange Intervention by Central Banks: Evidence from Australia*", Working Papers 9919, University of Sydney, Department of Economics.
27. Tomoe Moore and Ping Wang, 2009; "*Can the persistence of a currency crisis be explained by fundamentals? Markov switching models for exchange market pressure*", Economics and Finance Working Paper Series, no 09-36.
28. Weymark, D. N., 1995; "*Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada*" Journal of International Economics 39 (3, 4), 273–295.
29. Weymark, D. N., 1997; "*Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy*", Journal of International Money and Finance 16, 55–79.
30. Xiaohui Liu, Jing Zhang., 2009; "*RMB Exchange Market Pressure and Central Bank Exchange Market Intervention*", China & World Economy 17, 75-92.

ضمایم

۱- مشخصات شاخص دخالت بانک مرکزی در بازار



Series: JX2	
Sample 1378M01 1387M12	
Observations 120	
Mean	0.700327
Median	0.979576
Maximum	9.000000
Minimum	-9.864385
Std. Dev.	1.685328
Skewness	-1.620463
Kurtosis	21.46876
Jarque-Bera	1757.993
Probability	0.000000

۲- نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بر روی شاخص دخالت بانک مرکزی

Null Hypothesis: JX2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.974383	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.486064	
	5% level	-2.885863	
	10% level	-2.579818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(JX2)
Method: Least Squares
Date: 10/05/12 Time: 19:08
Sample (adjusted): 1378M02 1387M12
Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JX2(-1)	-0.898694	0.112698	-7.974383	0.0000
C	0.627246	0.178803	3.508026	0.0006

R-squared	0.352126	Mean dependent var	-0.081920
Adjusted R-squared	0.346589	S.D. dependent var	2.093366
S.E. of regression	1.692148	Akaike info criterion	3.906539
Sum squared resid	335.0137	Schwarz criterion	3.953247
Log likelihood	-230.4390	Hannan-Quinn criter.	3.925505
F-statistic	63.59078	Durbin-Watson stat	1.694312
Prob(F-statistic)	0.000000		

۳- نتیجه تخمین الگوی چرخشی مارکف در برنامه Eviews:

LogL: ASLI
Method: Maximum Likelihood (Marquardt)
Date: 06/21/12 Time: 20:35
Sample: 1378M02 1387M12
Included observations: 119
Evaluation order: By observation
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: PR(1)=0.40547, PR(2)=-0.40547, BETA(1)=-0.14318, ALPHA(1)=0.04800, BETA(2)=1.16092, ALPHA(2)=0.21797, SIGMA(1)=1.23614, SIGMA(2)=1.27103
Convergence achieved after 78 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
PR(1)	1.427578	0.423870	3.367963	0.0008
PR(2)	1.579486	0.390304	4.046809	0.0001
BETA(1)	1.174175	0.033385	35.17123	0.0000
ALPHA(1)	-0.144651	0.026582	-5.441665	0.0000
BETA(2)	0.280113	0.537582	0.521061	0.6023
ALPHA(2)	0.162358	0.366303	0.443235	0.6576
SIGMA(1)	0.160723	0.013024	12.34047	0.0000
SIGMA(2)	2.389549	0.109439	21.83448	0.0000

Log likelihood	-142.5806	Akaike info criterion	2.530766
Avg. log likelihood	-1.198156	Schwarz criterion	2.717598
Number of Coefs.	8	Hannan-Quinn criter.	2.606632

۴- نتیجه تخمین مدل پروبیت در برنامه Eviews:

Dependent Variable: P
Method: ML - Binary Probit (Quadratic hill climbing)
Date: 12/13/12 Time: 10:33
Sample (adjusted): 1378Q3 1387Q4
Included observations: 38 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
CPI	0.477067	0.272509	1.750651	0.0800
C	-9.335983	4.824025	-1.935310	0.0530
DLOG(IN(-1))	0.345673	0.628587	0.549921	0.5824
D(RIT)	0.534512	0.980492	0.545147	0.5857
EG	3.895297	1.881896	2.069879	0.0385
D(BEDA)	-16.06281	9.058935	-1.773146	0.0762
D(ENZ)	1.005386	1.651046	0.608939	0.5426
DLOG(MR)	2.242595	6.177102	0.363050	0.7166

McFadden R-squared	0.644798	Mean dependent var	0.605263
S.D. dependent var	0.495355	S.E. of regression	0.324070
Akaike info criterion	0.897605	Sum squared resid	3.150643
Schwarz criterion	1.242360	Log likelihood	-9.054504
Hannan-Quinn criter.	1.020267	Restr. log likelihood	-25.49115
LR statistic	32.87330	Avg. log likelihood	-0.238276
Prob(LR statistic)	0.000028		

Obs with Dep=0	15	Total obs	38
Obs with Dep=1	23		

۵- آزمون هاسمر-لمشو

Goodness-of-Fit Evaluation for Binary Specification
Andrews and Hosmer-Lemeshow Tests
Equation: ASLI1
Date: 12/24/12 Time: 19:33
Grouping based upon predicted risk (randomize ties)

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total	H-L
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect	Obs	Value
1	2.E-09	3.E-05	3	2.99995	0	4.6E-05	3	4.6E-05
2	6.E-05	0.0037	4	3.99388	0	0.00612	4	0.00613
3	0.0080	0.3421	3	3.36976	1	0.63024	4	0.25751
4	0.3472	0.5624	3	2.31092	1	1.68908	4	0.48659
5	0.5756	0.7020	1	1.53388	3	2.46612	4	0.30140
6	0.7240	0.9255	1	0.46301	2	2.53699	3	0.73646
7	0.9507	0.9774	0	0.13482	4	3.86518	4	0.13953
8	0.9873	0.9962	0	0.03385	4	3.96615	4	0.03414
9	0.9974	0.9997	0	0.00475	4	3.99525	4	0.00476
10	1.0000	1.0000	0	1.9E-06	4	4.00000	4	1.9E-06
		Total	15	14.8448	23	23.1552	38	1.96655

H-L Statistic 1.9666 Prob. Chi-Sq(8) 0.9820