۵

بررسی دلاری‌شدن غیررسمی در اقتصاد ایران

غلامرضا زمانیان *
ایوب ابوذری **

تاریخ دریافت: ۹۲/۴/۴ تاریخ پذیرش: ۹۲/۹/۶

چکیده

استفاده از ارز خارجی به‌عنوان واحد سنجش، ذخیره ارزش یا وسیله مبادله علاوه‌بر (یا به‌جای) پول داخلی، «دلاری‌شدن» نامیده می‌شود. در دلاری‌شدن غیررسمی، مردم یک کشور به‌خاطر تورم شدید و کاهش ارزش پول ملی تمایلی به نگهداری پول داخلی ندارند و بخشی از پول خود را تبدیل به پول خارجی می‌کنند. در این مقاله با استفاده از روش «خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده» (ARDL)، شاخص دلاری‌شدن برای اقتصاد ایران تخمین زده می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اقتصاد ایران دلاری شده است. شاخص دلاری در سال ۱۳۵۷ به ۰/۵۲ و در سال ۱۳۷۴ به ۰/۷۷ رسید و تا سال ۱۳۸۴ به علت برگشت‌ناپذیری دلاری‌شدن ماندگار شد. شاخص دلاری‌شدن از سال ۱۳۸۴ ابتدا کاهش و سپس افزایش یافت؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۱ به ۰/۶ رسید. علت اصلی پدیده دلاری‌شدن در اقتصاد ایران تورم‌های بالا و مزمن طی چهل سال اخیر است. برای مهار این پدیده باید شرایط برگشت‌پذیر شدن آن را فراهم کرد، به این معنا که اعتماد ساکنان داخلی به پول ملی افزایش یابد؛ برای این منظور باید طی حداقل ۱۰ سال از وارد شدن شوک‌های منفی (شامل ارزی و تورمی) به اقتصاد جلوگیری کرد.

واژه‌های کلیدی: *دلاری‌شدن غیررسمی، سپرده‌های ارزی خارجی (FCD)، اقتصاد ایران*

طبقه‌بندی JEL: *F31, E41, E52*

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان‌وبلوچستان Zamanian@eco.usb.ac.ir
** کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه سیستان‌وبلوچستان ayubabuzary@yahoo.com

مقدمه

تورم‌های بالا، کاهش ارزش[1] ریال ایران و جذاب نبودن نرخ بهره بانکی، موجب افزایش تقاضا برای ارزهای خارجی پرقدرت شده است. علاوه‌بر این، خریدوفروش در بازارهای خودرو خارجی، لوازم خانگی و دیجیتال و حتی مسکن‌های لوکس و... با معادل ریالی دلار یا خود دلار، افزایش قاچاق کالا و استفاده از ارزهای خارجی به‌عنوان وسیلهٔ مبادله در آن، افزایش ریسک ورشکستگی شرکت‌ها با توجه به افزایش معادل ریالی بدهی ارزی آنها (مثل شرکت‌های سیمانی و...)، پررنگ‌تر شدن نرخ ارز و نقش آن در بودجه دولت و... نشانه‌هایی از دلاری‌شدن اقتصاد ایران است.

برای پول در اقتصاد چهار وظیفهٔ اساسی وسیله مبادله[2]، معیار سنجش[3]، ذخیره ارزش[4] و معیار پرداخت‌های تأخیری[5] درنظر گرفته می‌شود. وقتی پول ملی یک کشور به دلایل مختلف ازجمله تورم‌های شدید، کاهش مداوم ارزش پول و بی‌ثباتی اقتصادی نتواند وظایف خود را انجام دهد، یک ارز خارجی باثبات و پرقدرت (اغلب دلار امریکا) در انجام یک یا بیشتر از وظایف پول جایگزین پول یک کشور می‌شود که به چنین موقعیتی «دلاری‌شدن[6]» می‌گویند (Calvo and Vegh, 1992).

---

1. Depreciation
2. Medium of Exchange
3. Unit of Account
4. Store of Value
5. Standard of Differed Payments
6. Dollarization

دو نوع دلاری‌شدن وجود دارد: دلاری‌شدن رسمی (قانونی)[1] و غیررسمی (خودبه‌خودی)[2]. در دلاری‌شدن رسمی دولت پول خارجی را به‌عنوان پول رایج، جایگزین پول داخلی یا مکمل آن معرفی می‌کند؛ مانند تجربه کشورهای پاناما، اکوادور و السالوادور. در دلاری‌شدن غیررسمی مردم یک کشور به‌دلیل تورم شدید و کاهش مداوم ارزش پول ملی تمایلی به نگهداری پول داخلی ندارند و بخشی از پول خود را تبدیل به پول خارجی می‌کنند. مثل تجربه آرژانتین و ترکیه (Civcir, 2005; Salvatore, 2003; Feige et al, 2003).

دلاری‌شدن غیررسمی شامل جانشینی پول[3] و دلاری‌شدن مالی (جانشینی دارایی)[4] است. جانشینی پول زمانی اتفاق می‌افتد که یک ارز خارجی تا حدی یا به‌طور کامل به‌عنوان یک واحد سنجش و وسیلهٔ مبادله استفاده شود. دلاری‌شدن مالی اشاره به جانشینی دارایی‌های پولی خارجی با دارایی‌های پولی داخلی دارد، یا به‌عبارتی استفاده از ارز خارجی به‌عنوان ذخیره ارزش است (فیگ و همکاران، ۲۰۰۳).

دلاری‌شدن غیررسمی توانایی مقامات پولی در دریافت حق‌الضرب از پول داخلی را کاهش می‌دهد و درنهایت غیررسمی منعکس‌کننده برداشت‌های شهروندان از ثبات رژیم پول و سیستم بانکی داخلی و اعتبار سیاست‌های پولی است که تلاش‌های دولت در به‌کارگیری مالیات تورمی با اعمال مالیات ضمنی بر دارایی‌های پولی داخلی را خنثی می‌کند؛ بنابراین، اطلاع از وسعت دلاری‌شدن موضوعی مهم در مبحث اصولی گسترش دلاری‌شدن است که در آن اثر سیاست پولی داخلی کمتر و دخالت نرخ ارز واقعی خطرناک‌تر است.

دلاری‌شدن دلایل متعددی دارد که می‌توان آن را در دو دسته عوامل اقتصادی و نهادی تقسیم‌بندی کرد (Esquivel-Monge, 2007، لشکری، ۱۳۸۲: ۱).

۱. **عوامل اقتصادی**: مهم‌ترین عامل اقتصادی دلاری‌شدن، تداوم تورم شدید

---

1. Official or de Jure Dollarization

2. Unofficial or de Facto Dollarization

3. Currency substitution

4. Financial Dollarization (Asset Substitution)

داخلی است، زیرا تورم، قدرت خرید پول ملی را کاهش می‌دهد. از دیگر عوامل اقتصادی می‌توان به کاهش مداوم ارزش پول ملی، منفی بودن نرخ‌های واقعی بهره، فرار سرمایه و... اشاره کرد.

۲. عوامل نهادی: مهم‌ترین عوامل نهادی شامل درجه آزادی بازار ارز، درجه باز بودن اقتصاد، و چگونگی توسعه بازارهای مالی داخلی است.

الف ـ درجه آزادی بازار ارز: هرچه بازار ارز آزادتر باشد، هزینه‌های تعویض بین ارز داخلی و خارجی کمتر است؛

ب ـ درجه باز بودن اقتصاد: هرچقدر تجارت بین‌المللی به‌عنوان سهمی از GDP اهمیت بیشتری داشته باشد، نیاز به ارز خارجی بیشتر خواهد بود؛

ج ـ چگونگی توسعه بازارهای مالی داخلی: اگر به اندازه کافی ابزارهای مالی برحسب ارز داخلی وجود نداشته باشد، عاملین اقتصادی به تعویض با ابزارهای مالی برحسب ارز خارجی تمایل خواهند داشت.

تورم‌های بالا و افزایش شدید نرخ ارز به‌طور چشمگیری نرخ بازدهی ارز داخلی را نسبت به ارزهای خارجی کاهش می‌دهد، که این امر سبب تمایل عاملین اقتصادی به ارز قوی‌تر می‌شود. این انتقال‌ها در ابتدا با انگیزه جانشینی دارایی برای جلوگیری از هزینه‌های کاهش ذخیره ارزش پول است، و سپس به جانشینی پول منجر می‌شود. تداوم این وضعیت می‌تواند به انعطاف‌ناپذیری (برگشت‌ناپذیری)[1] دلاری‌شدن منجر شود (فیگ و همکاران، ۲۰۰۳).

نگهداری ارز خارجی توسط ساکنان داخلی، دلاری‌شدن تلقی نمی‌شود؛ زیرا ممکن است به دلایل نهادی و تاریخی (به‌عنوان مثال صادرات یا سرمایه‌گذاری خارجی در داخل کشور) این ارزهای خارجی در داخل کشور وجود داشته باشند. دلاری‌شدن زمانی اتفاق می‌افتد که سطح این ارزهای خارجی متأثر از متغیرهای اقتصادی مانند نرخ بهره واقعی، نرخ تورم، نرخ ارز و... باشد.

با توجه به مطالب مطرح‌شده، این مطالعه در پی پاسخ‌گویی به پرسش‌های زیر است.

1. Hysteresis (Irreversibility)

۱. آیا اقتصاد ایران دلاری شده است؟
۲. برای مهار پدیده دلاری‌شدن چه اقداماتی پیشنهاد می‌شود؟

۱. مروری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران

بهترین عملکرد نرخ تورم در اقتصاد ایران مربوط بـه دهـه ٤٠ و سـال‌هـای قبـل از ۱۳۵۰ است؛ به‌گونه‌ای که در سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۰ نـرخ تـورم عمومـاً در سـطح کمتر از ۵ درصد حفظ شده و در برخی از سال‌ها منفی نیز بوده است.

اقتصاد ایران، نخستین شوک نفتی را در سال ۱۳۵۳ تجربه کرد. طی یـک سـال، درآمد نفت نزدیک به سه برابر شد و در سال ۱۳۵۳ به حدود ۲۱ میلیارد دلار رسـید و پس از آن با آهنگی ملایم افزایش پیـدا کـرد ولـی در سـال ۱۳۵٦ کـاهش یافـت. درآمد حاصل از افزایش شدید قیمت نفت در سال ۱۳۵۳، بلافاصله به بودجه منتقـل شد و دولت بودجه‌ای به‌شدت انبساطی را اجرا کرد. به‌رغـم افـزایش شـدید حجـم نقدینگی در سال ۱۳۵۳، نرخ تورم در سال ۱۳۵٤، کاهش یافت و از ۱۵/٦ درصد به حدود ۱۰ درصد رسید. اما تورم از سال ۱۳۵٤ شتاب گرفـت و ظـرف دو سـال بـه حدود ۲۵ درصد در سال ۱۳۵٦ رسید.

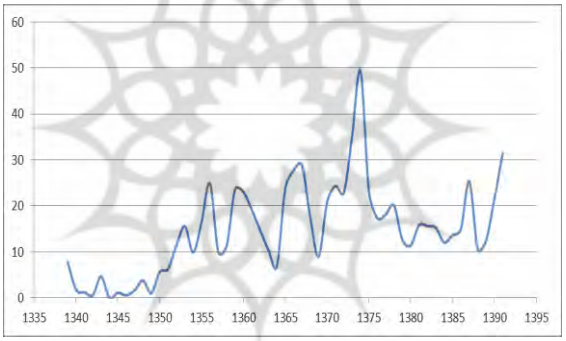
پس از انقلاب و در دوره جنگ به علت تحریم‌ها و کمبـود کالاهـا، دولـت بـه سهمیه‌بندی کالاها و توزیع کوپنی (پرداخـت یارانـه) روی آورد. افـزایش نقـدینگی واقعی در نخستین سال‌های جنگ ایران و عـراق کـه ناشـی از کسـری‌هـای بودجـه دولت است، نرخ تورم را از حدود ۱۰ درصد در سال ۱۳۵۷ به بیش از ۲۳/۵ درصد در سال ۱۳۵۹ رساند. نرخ تورم از سال ۱۳٦۰ تا سال ۱۳٦٤ طی یک رونـد کاهشـی از حدود ۲۳ درصد به حدود ٦/۹ درصد کاهش یافت، امـا پـس از طـی یـک رونـد افزایشی به حدود ۲۸/۹ درصد در سال ۱۳٦۷ رسید.

با پایان یافتن جنگ تحمیلی، نرخ تورم به‌سرعت کـاهش یافتـه و بـه حـدود ۹ درصد در سال ۱۳٦۹ رسید، اما پس از آن نرخ تورم به علت انجام سیاسـت تعـدیل اقتصادی با شتاب بالایی افزایش یافت، به‌نحـوی کـه در سـال ۱۳۷٤ بـه حـدود ۵۰ درصد نیز رسید. سپس نرخ تورم مجـدداً کـاهش یافتـه و در سـال ۱۳۷٦ بـه ۱۷/٤ درصد رسید.

در سال‌های ۱۳۷٦ تا ۱۳۸٤ ابتدا تورم به‌علت کاهش قیمت نفت و کسری بودجه دولت افزایش یافت و به ۲۰ درصد در سال ۱۳۷۸ رسید، و سپس کاهش یافت و در سال ۱۳۸٤ به ۱۲ درصد رسید.

در سال ۱۳۸۷ به علت افزایش شدید درآمدهای نفتی و بودجه‌های انبساطی دولت، نرخ تورم به ۲۵/٤ درصد افزایش یافته، و سپس در سال ۱۳۸۸ تورم کاهش یافته و به ۱۰/۷ درصد رسید. از سال ۱۳۸۸ به بعد به‌دلیل انبساط بودجه‌ای، افزایش شدید کسری بودجه دولت، افزایش تحریم‌های اقتصادی (محدودیت واردات) و افزایش نرخ ارز (افزایش قیمت کالاهای وارداتی) نرخ تورم افزایش یافته و در سال ۱۳۹۰ به ۲۱/۵ درصد و سپس در سال ۱۳۹۱ به ۳۱/۵ درصد رسید. نمودار شماره (۱) نرخ تورم از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱ را نشان می‌دهد.

نمودار شماره (۱). نرخ تورم از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱



منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات اولیه در مورد دلاری‌شدن مربوط به اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰، پس از رها کردن سیستم برتن‌وودز[1] بوده است که به‌عنوان یک توضیح جایگزینی برای نوسانات بیش از حد نرخ ارز در کشورهایی با نظام ارزی شناور درنظر گرفته

1. Bretton-Woods

سیستم برتن وودز (۱۹۷۱– ۱۹۴۷) یک سیستم پایه طلا ـ ارز بود، در این سیستم ایالات متحده امریکا هر اونس طلا را در سطح ۳۵ دلار تثبیت کرد و پول سایر کشورها با نرخ ثابتی نسبت به دلار تعریف شده بود. علت اصلی فروپاشی سیستم برتن‌وودز کسری عظیم تراز پرداخت‌های ایالات متحده امریکا در سال‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۷۱ بود.

می‌شود.

گویـدوتی و ***رودریگـز*** (Guidotti and Rodriguez, 1991) در مقالـه‌ای بـا عنـوان «دلاری‌شدن در امریکای لاتـین: آیـا قـانون گرشـام معکـوس اسـت؟» بـه بررسـی دلاری‌شدن کشورهای امریکای لاتـین شـامل بولیـوی، مکزیـک، پـرو و اوروگوئـه می‌پردازند. آنها نتیجه گرفتند که تغییرات زودگذر در تـورم ممکـن اسـت تـأثیرات دائمی بر درجه دلاری‌شدن اقتصاد (به‌عنوان نمونه مکزیک و بولیوی) داشـته باشـد. آزادسازی مالی یا برداشتن محدودیت‌های فعالیت‌های مالی، حتی بدون تغییـر تـورم ممکن است به فرایند دلاری‌شدن منجر شود.

کمین و ***اریکسون*** (Kamin and Ericsson, 2003) در مقاله‌ای با عنوان «دلاری‌شدن پس از ابرتورم[1] آرژانتین» به بررسی دلاری‌شدن در آرژانتـین پـس از ابرتـورم سـال ۱۹۸۹، با استفاده از دو روش سپرده‌های ارزی و دارایی‌های دلاری سـاکنان داخلـی آرژانتین می‌پردازند. نتایج هر دو روش سپرده‌های ارزی و تخمین دارایی‌های دلاری نشان می‌دهد که اقتصاد آرژانتین بیش از مقدار مورد انتظار دلاری شده است.

فیگ و همکـاران (۲۰۰۳) در مقالـه‌ای بـا عنـوان «دلاری‌شـدن غیررسـمی در امریکای لاتین، جانشینی پول و اثرات جانبی شبکه و برگشت‌ناپذیری» با اسـتفاده از اثرات جانبی شبکه به بررسی دلاری‌شدن غیررسمی در آرژانتین می‌پردازند. بـرآورد مدل اثرات جانبی شبکه نشان می‌دهد که آستانه سطح دلاری‌شدن برای آرژانتـین در حدود ۳۵ درصد است. نتایج این مدل نشان می‌دهد که در سطوح دلاری‌شدن بالا و پایین وضعیت پایـداری وجـود دارد، امـا در سـطوح میـانی ناپایـدار اسـت؛ یعنـی دلاری‌شدن غیررسمی (خودبه‌خودی) می‌تواند از عواقب بعـدی یـک بحـران پـولی باشد و بازگشت از آن بسیار مشکل است.

کرایگ و ***والر*** (Craig and Waller, 2004) در مقالـه‌ای بـا عنـوان «دلاری‌شـدن و

---

1. Hyperinflation

به تورم غیرقابل‌کنترل (تورم ماهانه بیش از ۵۰ درصد) ابرتورم گفته می‌شود. در شـرایط ابرتـورمی قیمـت‌هـا بسیار سریع افزایش می‌یابند و پول کشور بـه‌سـرعت ارزش خـود را از دسـت مـی‌دهـد. اقتصـاد آرژانتـین از می۱۹۸۹ تا مارس ۱۹۹۰ با پدیده ابرتورم روبه‌رو بوده است، به‌گونه‌ای‌که تورم سالانه آرژانتین در سال ۱۹۸۹ به ۱۲۰۰۰درصد رسید و بیشترین تورم ماهیانه نیز در ماه ژوئیه ۱۹۸۹ حدود ۱۹۸ درصد بود.

مبادله ارز» با استفاده از مدل جستجوی پولی دو ارزی[1] به بررسی دلاری‌شدن پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که دلاری‌شدن نتیجه طبیعی بهینه‌سازی عاملین اقتصادی در برابر ارزهای داخلی پرریسک و پاسخ بازار به سیاست‌های بد دولت است. همچنین دلاری‌شدن کامل با یک ارز گسترده می‌تواند رفاه را بهبود بخشد.

سیوسیر (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان «دلاری‌شدن و عوامل بلندمدت آن در ترکیه» با استفاده از یک مدل پورتفوی گسترده، به بررسی عوامل مؤثر بر دلاری‌شدن اقتصاد ترکیه می‌پردازد. سیوسیر از روش VAR[2] برای تخمین مدل فوق استفاده کرد و نتیجه گرفت که تفاوت نرخ بهره و نرخ ارز موردانتظار متغیرهای غالب در تعیین دلاری‌شدن اقتصاد ترکیه هستند.

ینوسا (Yinusa, 2008) در مقاله‌ای با عنوان «ارتباط بین دلاری‌شدن و نوسان نرخ ارز: روش تنوع پورتفوی[3] در نیجریه» به بررسی جهت علیت دلاری‌شدن و نوسان نرخ ارز در کشور نیجریه برای دوره ۱۹۸٦ تا ۲۰۰۳ می‌پردازد. نتایج آزمون علیت گرنجر[4] نشان‌دهنده رابطه دوطرفه بین نوسانات نرخ ارز اسمی و شاخص دلاری‌شدن است. بااین‌حال به‌نظر می‌رسد علیت از دلاری‌شدن به نوسانات نرخ ارز قوی‌تر و غالب است. این امر نشان می‌دهد، سیاست‌هایی که هدف آن کاهش نرخ ارز در نیجریه است، در ابتدا باید موضوع دلاری‌شدن را بررسی کنند.

کاستیلو و همکاران (Castillo et al, 2012) در مقاله‌ای با عنوان «تخمین دلاری‌شدن نسبی با یک مدل تعادل عمومی تصادفی: با رویکرد بیزین» با استفاده از داده‌های کشور پرو به ارزیابی دو نوع از دلاری‌شدن یعنی جانشینی پول (CS)[5] و

---

1. Dual Currency Money Search Model

2. Vector Autoregressive

3. Portfolio diversification

در روش تنوع پورتفوی فرض می‌شود که ساکنان داخلی در پورتفوی خود ترکیبی از دارایی‌ها برحسب ارز داخلی (مانند پول نقد، سپرده‌های بانکی، اوراق قرضه داخلی و...) و دارایی‌ها برحسب ارز خارجی (مانند ارزهای خارجی، سپرده‌های ارزی، اوراق قرضه خارجی و ...) نگهداری می‌کنند. در این مدل سهم دارایی‌ها برحسب ارز خارجی در پورتفوی ساکنان داخلی، نشان‌دهنده شدت دلاری‌شدن است.

4. Granger Causality

5. Currency Substitution

دلاری‌شدن قیمتی (DP)[1] می‌پردازند. آنها با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[2] نئوکینزین‌ها نشان می‌دهند که با از بین بردن دلاری‌شدن، واکنش تولید و مصرف نسبت به شوک سیاست‌های پولی دو برابر می‌شود و از کانال نرخ بهره سیاست پولی مؤثرتر است.

در زمینه دلاری‌شدن و جانشینی پول در اقتصاد ایران مطالعات محدودی انجام شده است، مطالعات انجام‌شده در داخل از کشور شامل خلعتبری (۱۳٦۸)، زال‌پور (۱۳۷۳)، یزدان‌پناه و خیابانی (۱۳۷۵)، لشکری (۱۳۸۲) و طهرانچیان و نوروزی بیرمی (۱۳۸۹) می‌باشند. از انتقاداتی که به این مطالعات می‌توان وارد دانست، این است که تمام مطالعات تجربی انجام‌شده در اقتصاد ایران بر جانشینی پول تمرکز کرده‌اند، درحالی‌که جانشینی پول حالت حدی دلاری‌شدن است. اقتصاد ایران با پدیده دلاری‌شدن آن هم از نوع دلاری‌شدن مالی روبه‌رو است؛ زیرا با توجه به افزایش تقاضای سفته‌بازی دلار، بیشتر ساکنان داخلی از دلار به‌عنوان یک دارایی مالی (نه ابزار معاملاتی) استفاده می‌کنند.

خلعتبری (۱۳٦۸) در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد دلاری و سپرده‌های ارزی: بحث نظری و مفاهیم آن از دید اقتصاد کلان» به بحث توصیفی و نظری در مورد دلاری‌شدن و جانشینی پول می‌پردازد. خلعتبری ویژگی‌های دلاری‌شدن را برمی‌شمارد، فرمول محاسبه جانشینی پول خارجی به پول ملی را ارائه می‌کند و در پایان به معایب دلاری‌شدن اقتصاد می‌پردازد و بر جنبه‌های تخریبی عارضه دلاری‌شدن از دیدگاه اقتصاد ملی تأکید می‌کند. خلعتبری در مطالعه خود ریسک سیاسی و انتظار کاهش ارزش پول ملی را مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر دلاری‌شدن اقتصاد ایران می‌داند.

زال پور (۱۳۷۳) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود با عنوان «جانشینی ارز به‌جای پول ملی در اقتصاد ایران»، جانشینی ارز به‌جای پول ملی را وضعیتی می‌داند که پول ملی از پس کارکردهای سنتی‌اش برنمی‌آید و به‌ناچار حوزه نفوذ خود را در اقتصاد ملی به پول‌های خارجی می‌سپارد. زال‌پور حجم دلارهای درحال‌گردش را

1. Price Dollarization

2. Dynamic Stochastic General Equilibrium

از تفاوت ارقام واردات و صادرات به‌دست آورده و درجه جانشینی پول (CS) را محاسبه کرده است. وی علت اصلی دلاری‌شدن اقتصاد ایران را تفاوت چشمگیر نرخ رسمی ارز با نرخ بازار سیاه ارز و افزایش نااطمینانی و ناپایداری اقتصاد ایران در سال‌های پس از انقلاب اسلامی می‌داند.

یزدان پناه و ***خیابانی*** (۱۳۷۵) در مقاله‌ای با عنوان «جایگزینی پول ملی» به بررسی جایگزینی پول و دلاری‌شدن در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۷۲ پرداختند. آنها با تلفیق روش کمین و اریکسون (۱۹۹۳) و روش بردار هم‌جمعی جوهانسون جوسیلیوس (Johansen-Juselius, 1990, 1994) نتیجه گرفتند که اقتصاد ایران دلاری شده است و علت دلاری‌شدن اقتصاد ایران در سال‌های پس از انقلاب را کاهش ارزش ریال، محدودیت‌های بازارهای مالی و سرمایه، ممنوعیت انتشار اوراق قرضه، کم‌رونق بودن بازار بورس و تورم می‌دانند.

لشکری (۱۳۸۲) در رساله دکتری خود با عنوان «تحلیل پدیده جانشینی پول و عوامل مؤثر بر آن (مورد ایران)» با استفاده از روش‌های ***کمین*** و ***اریکسون*** (۲۰۰۳)، ***الارین*** (El-Erian, 1988) و ***بوردو*** و ***چودری*** (Bordo and Choudri, 1982) به بررسی جانشینی پول در اقتصاد ایران پرداخت. لشکری نتیجه گرفت که درجه جانشینی پول در ایران با نرخ تورم داخلی و نرخ ارز در بازار موازی رابطه مستقیم و با تولید ناخالص داخلی رابطه عکس دارد. همچنین عوامل موثر بر درجه جانشینی پول در ایران شامل اختلاف بین نرخ بهره داخلی و خارجی، نرخ تورم داخلی، نرخ ارز در بازار موازی و حجم واردات هستند.

طهرانچیان و نوروزی بیرامی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)» به بررسی جانشینی پول در ایران با استفاده از داده‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ پرداختند. آنها نشان دادند که جانشینی پول در اقتصاد ایران اتفاق افتاده است اما شدت آن را بررسی نکردند. درحالی‌که لازمه تحقیق و پژوهش در این زمینه بررسی شدت جانشینی پول است اینکه ارزهای خارجی جانشین پول یک کشور هستند امری بدیهی می‌باشد.

۳. الگوی نظری تحقیق

۳-۱. تابع تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده

اریکسون و ***کمین*** (Ericsson and Kamin, 2008) یک تئوری استاندارد تقاضای پول به‌صورت زیر درنظر گرفته‌اند:

(۱)

$$\frac{M^d}{P} = f(Y, R)$$

که M^d تقاضای اسمی پول، P سطح قیمت‌ها، Y متغیر مقیاس[1] (مانند درآمد واقعی)، R بردار بازدهی دارایی‌های مختلف (مانند نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره و...) است. تقاضای واقعی پول با Y و با عناصری از R که شامل پول هستند رابطه مستقیم و با عناصری از R که می‌توانند جانشین پول باشند رابطه معکوس دارد.

بهمنی اسکویی (Bahmani-Oskooee, 1996)، بهمنی اسکویی و ***رحمان*** (Bahmani-Oskooee and Rehman, 2005) و بهمنی اسکویی و ***تانکو*** (Bahmani-Oskooee and Tanko, 2006) پیشنهاد کردند در تابع تقاضای پول کشورهای درحال‌توسعه از متغیر درآمد واقعی به‌عنوان متغیر مقیاس و از متغیرهای نرخ تورم و نرخ ارز به‌عنوان بازدهی دارایی‌های رقیب پول استفاده شود. در بیشتر کشورهای درحال‌توسعه، نرخ بهره به‌جای آنکه از سوی سازوکار بازار تعیین شود، به‌صورت اداری و دستوری تعیین می‌گردد. به‌عبارت دیگر تأثیر عملکرد قانون عرضه و تقاضا در بازار پول در نرخ بهره منعکس نمی‌شود و عموماً نرخ بهره معیار مناسبی برای نشان دادن هزینهٔ فرصت نگهداری پول نیست. با توجه به عدم توسعه مالی در اکثر کشورهای درحال‌توسعه از نرخ تورم و نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای هزینه ـ فرصت نگهداری پول استفاده می‌شود. مدل آنها به‌صورت رابطه (۲) است:

(۲)

$$Ln(m_t) = a + bLn(Y_t) + c\pi_t + dLn(ex_t) + \varepsilon_t$$

که در آن، m_t مانده واقعی پول، Y_t درآمد واقعی به‌عنوان متغیر مقیاس، π_t نرخ تورم، ex_t نرخ ارز و a عرض از مبدأ است.

---

1. Scale Variable

کمین و اریکسون (۲۰۰۳ و ۲۰۰۸) تابع تقاضای پول بلندمدت لگاریتم ـ خطی زیر را برای اقتصاد آرژانتین درنظر گرفته‌اند:

(۳)

$$m - p = \gamma_0 + \gamma_1 R + \gamma_2 \Delta p + \gamma_3 \Delta e + \gamma_4 \Delta p^{\max}$$

که در آن m لگاریتم تقاضای پول، p لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی، R نرخ بهره داخلی سپرده‌های بانکی، e لگاریتم نرخ ارز است. تابع تقاضای پول کمین و اریکسون از دو جهت نسبت به تابع تقاضای پول استاندارد تفاوت دارد. نخست، برای اقتصادهای ابرتورمی[1]، یک متغیر مقیاس مانند GDP حذف شده است. دوم، شامل یک متغیر چرخ دنده‌ای است، که با حداکثر نرخ تورم تا این تاریخ، $\Delta p^{\max}$، نشان داده می‌شود. علامت‌های مورد انتظار برای ضرایب، $\gamma_1 > 0$، $\gamma_2 < 0$، $\gamma_3 < 0$، $\gamma_4 \leq 0$ هستند با توجه به اینکه R (نرخ بهره)، Δp (نرخ تورم)، Δe (نرخ کاهش ارزش پول ملی) هستند و $\Delta p^{\max}$ در سراسر نمونه به‌طور یکنواخت افزایش می‌یابد، γ_4 دلالت بر کاهش تقاضای پول با توجه به افزایش تورم قبلی (برگشت‌ناپذیری دلاری‌شدن) دارد.

در مدل‌های اقتصادی شامل اثر چرخ‌دنده‌ای، فرض بر این است که متغیر وابسته به تغییرات در یکی از متغیرهای توضیحی کلیدی به‌طور نامتقارن واکنش نشان می‌دهد، با توجه به اینکه متغیر توضیحی درحال افزایش یا کاهش است. اثر چرخ‌دنده‌ای در این مدل‌ها معمولاً از طریق گنجاندن حداکثر ارزش گذشته یک متغیر مستقل، یا حداکثر ارزش گذشته متغیر وابسته، برای k دوره اخیر تخمین زده می‌شود. این مفهوم در زمینه‌های مختلف اقتصاد کاربردی مانند نظریه مصرف و اقتصاد پولی اعمال شده است (Mongardini and Mueller, 1999; Idrisov and Freinkman, 2009).

متغیرهای چرخ‌دنده‌ای اغلب برای برآورد تابع تقاضای پول استفاده می‌شوند. مهم‌ترین متغیرهای چرخ‌دنده‌ای در برآورد تابع تقاضای پول، حداکثر نرخ بهره گذشته، حداکثر نرخ تورم گذشته، حداکثر نرخ کاهش ارزش پول داخلی در گذشته، برای k دوره اخیر هستند (مونگاردینی و مولر، ۱۹۹۹، ادریسوو و فرینکمن، ۲۰۰۹).

در رویکرد متغیرهای چرخ‌دنده‌ای عمق حافظه عوامل اقتصادی با k وقفه متغیر

1. Hyperinflationary

چرخ‌دنده‌ای نشان داده می‌شود. متغیرهای چرخ‌دنده‌ای قادر به توضیح انتظارات عوامل اقتصادی و تصمیمات اقتصادی آنها هستند. عوامل اقتصادی برای ارزیابی نرخ تورم و نرخ ارز در آینده به‌صورت پویا، به پویایی تاریخی این شاخص‌ها در حافظه‌شان متوسل می‌شوند. در همین حال، انتظارات عوامل در درجه نخست تحت تأثیر قابل‌توجه‌ترین تغییرات منفی نزدیک (شوک‌های منفی) شکل گرفته است، یعنی آنها به حداکثر کاهش ارزش پول داخلی و حداکثر نرخ تورم ذخیره‌شده در حافظه افراد بستگی دارند. به‌نظر می‌رسد علامت ضریب متغیر چرخ‌دنده‌ای منفی باشد، درحالی‌که امکان مثبت بودن نیز وجود دارد (ادریسوو و فرینکمن، ۲۰۰۹؛ Vuslet us, 2003).

در این پژوهش برای برآورد تابع تقاضای پول در ایران از رابطه زیر استفاده می‌شود که از اضافه کردن یک متغیر چرخ‌دنده‌ای به تابع تقاضای پول در مقاله بهمنی اسکویی و رحمان (۲۰۰۵) در کشورهای درحال‌توسعه به‌دست آمده است.

(٤)

$$Ln(rm2) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(Y) + \alpha_2 Ln(e) + \alpha_3 \inf + \alpha_4 \inf \max k$$

که در آن، $rm2$ تقاضای واقعی پول است که از نسبت $\frac{M2}{P}$ به‌دست می‌آید، P شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۷٦، Y درآمد ملی به سال پایه ۱۳۷٦، e نرخ ارز در بازار غیررسمی، inf نرخ تورم و $\inf \max k$ متغیر چرخ‌دنده‌ای حداکثر نرخ تورم تا k دوره اخیر است. در این رابطه Y متغیر مقیاس، e و inf متغیرهای هزینه ـ فرصت هستند. در این مقاله تابع تقاضای پول در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۳۸ با استفاده از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی تخمین زده می‌شود.

از روش «خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده» (ARDL)[1] برای برآورد تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران استفاده می‌شود[2]. روش ARDL توسط پسران و

---

1. Autoregressive Distributed Lag Method

۲. علت استفاده از مدل ARDL وجود ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ است؛ به‌طوری‌که، نتایج آزمون ADF نشان می‌دهد که متغیرهای $Ln(rm2)$، $Ln(Y)$، $Ln(e)$ و $\inf \max 10$ دارای ریشه واحد هستند، یعنی $I(1)$ هستند، همچنین inf (تورم) متغیری مانا یا $I(0)$ می‌باشد.

شین (Pesaran and Shin, 1996)، پسران و پسران (Pesaran and Smith, 1998; Pesaran, M. H; Pesaran, B, 1997) معرفی شده است (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). ایـن رویکـرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های پیشـین برخـوردار اسـت؛ نخسـت اینکـه ایـن رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشـکل درون‌زایـی را حل می‌کند. دوم اینکه اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به‌طور هـم‌زمـان تخمـین می‌زند و مشکلات مربوط بـه متغیرهـای ازقلـم‌افتـاده و خودهمبسـتگی را برطـرف می‌کند. سوم اینکه صرف‌نظر از درجه هم‌جمعی تخمین‌زن‌ها، سعی در تشـخیص و تخمین مدل دارد. ایـن روش تنهـا درصـورتی کـاربرد درسـت مـی‌یابـد کـه واقعـاً متغیرهای توضیحی علت متغیر وابسته باشند، یعنـی معلـول متغیـر وابسـته نبـوده و نسبت به آن درون‌زا نباشند.

۲-۳. شاخص دلاری‌شدن

در یک اقتصاد با دلاری‌شدن غیررسمی، عرضه پول گسترده مؤثر (EBM)[1] شـامل ارز محلی[2] (پول نقد) در گردش خارج سیستم بانکی (LCC)[3]، ارز خارجی[4] (پـول نقـد) در گـردش خـارج سیسـتم بـانکی (FCC)[5]، سـپرده‌هـای دیـداری محلـی (LCD)[6]، سپرده‌های ارزی خارجی (FCD)[7]، در بانک‌های داخلـی و سـپرده‌هـای پـس‌انـداز و مدت‌دار ارز محلی (LTD)[8] است. شبه‌پول (QM)[9] شامل FCD و LTD است؛ بنـابراین، تعریف معمول پول گسترده (BM)[10] بـه مقـدار نـامعلوم FCC کمتـر از EBM اسـت. بنابراین:

---

1. Effective Broad Money Supply
2. Local Currency
3. Local Currency in Circulation Outside the Banking System
4. Foreign Currency
5. Foreign Currency in Circulation Outside the Banking System
6. Local Checkable Deposits
7. Foreign Currency Deposits
8. Local Currency Time and Savings Deposits
9. Quasi Money
10. Broad Money

(۵)

$$EBM = LCC + FCC + LCD + QM$$

(٦)

$$QM = FCD + LTD$$

(۷)

$$BM = LCC + LCD + QM$$

در یک رژیم با دلاری‌شدن غیررسمی، عرضه پول ثبت‌شده با توجه به حذف FCC کمتر از عرضه پول مؤثر است که به‌طور معمول ناشناخته است و به‌طور مستقیم توسط بانک مرکزی قابل مشاهده نیست.

کالوو و وگ (۱۹۹۲) پیشنهاد می‌کنند که با توجه به محدودیت داده‌ها در اندازه‌گیری مقدار FCC، برای تحقیق بر روی فرایند جانشینی پول از مقدار قابل مشاهده FCD به‌عنوان پراکسی دلاری‌شدن استفاده شود. مطالعات جانشینی پول و دلاری‌شدن (اغلب مربوط به صندوق بین‌المللی پول) بیشتر از نسبت FCD به BM برای سنجش اینکه تا چه حد کشورها دلاری شده‌اند، به‌کار رفته‌اند. شاخص دلاری‌شدن[1] به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

(۸)

$$DI = FCD / BM$$

اطلاعات حجم سپرده‌های ارزی خارجی (FCD) در سیستم بانکی کشور محرمانه تلقی می‌شود. اما همین اطلاعات نیز واقعیت‌های اقتصاد ایران را نشان نمی‌دهند؛ زیرا به علت محدودیت‌ها و موانع سیستم بانکی، ساکنان داخلی انگیزه‌ای برای نگهداری ارز خارجی در سیستم بانکی ندارند و حجم موجود سپرده‌های ارزی نیز بیشتر با هدف واردات نگهداری می‌شود.

در این مقاله سپرده‌های ارزی را به‌صورت سری زمانی از روش کمین و اریکسون (۲۰۰۳) به‌دست آورده و سپس شاخص دلاری‌شدن را برای اقتصاد ایران محاسبه می‌کنیم.

1. Dollarization Index

سپرده‌های ارزی تخمین‌زده‌شده در ایـن مقالـه، سـپرده‌هـای ارزی مطلـوب در سیستم بانکی را نشان می‌دهند که شامل ارزهای خارجی در دسـت سـاکنان داخلـی (که در صورت مطلوب بودن عملکـرد سیسـتم بـانکی در بانـک‌هـا سـپرده‌گـذاری می‌شود) و سپرده‌های ارزی موجود در بانک‌ها است.

عرضه پول گسترده (BM)، شامل ارز محلی (پول نقد) در گردش خارج سیستم بانکی (LCC)، سپرده‌های دیداری محلی (LCD)، سپرده‌های ارزی خارجی (FCD)، در بانک‌های داخلی و سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار ارز محلی (LTD) است. بنابراین:

(۹)

$$BM = LCC + LCD + LTD + FCD$$

با توجه به اینکه سپرده‌های بانکی در اقتصاد ایـران بـه‌صـورت سـپرده‌هـای ارزی و ریالی هستند، پول گسترده (BM) را می‌توان به‌صورت معادله (۱۰) درنظر گرفت:

(۱۰)

$$BM = DM + FCD \times e$$

(۱۱)

$$DM = LCC + LCD + LTD$$

که در آن (BM) همان $(M2)$، (DM) پول گسترده به‌صورت ارز داخلی (شامل پـول داخلی در گردش خارج از سیستم بانکی و سپرده‌های ریالی) و e نـرخ ارز در بـازار آزاد است. از معادله (۱۰) می‌توان معادله (۱۲) را نتیجه گرفت:

(۱۲)

$$DM = BM - FCD \times e$$

از معادله (٤) و (۱۲) می‌توان نتیجه گرفت:

(۱۳)

$$rm2 = \frac{M2}{P} = \frac{BM}{p}$$

تابع تقاضای DM (پول گسترده به‌صورت ارز داخلی) به‌صورت معادلـه (١٤) نشـان داده می‌شود.

(۱٤)

$$Ln\left(\frac{DM}{P}\right)=\alpha_0+\alpha_1 Ln(Y)+\alpha_2 Ln(e)+\alpha_3 \inf$$

با جانشین‌سازی معادلات (۱۳) و (۱٤) در معادله (٤)، معادله (۱۵) به‌دست می‌آید.

(۱۵)

$$Ln\left(\frac{BM}{P}\right)=Ln\left(\frac{DM}{P}\right)+\alpha_4 \inf \max k$$

کمین و اریکسون (۲۰۰۳)، معنی‌داری متغیر چرخ‌دنـده‌ای را مبتنـی‌بـر دلاری‌شـدن اقتصاد (جانشینی پول) می‌دانند. با جایگزین کـردن معادلـه (۱۲) در معادلـه (۱۵) و ساده کردن آن، مقدار FCD به‌دست می‌آید.

(۱٦)

$$Ln\left(\frac{BM}{P}\right)=Ln\left(\frac{BM-FCD\times e}{P}\right)+\alpha_4 \inf \max k$$

(۱۷)

$$Ln(BM)=Ln(BM-FCD\times e)+\alpha_4 \inf \max k$$

(۱۸)

$$Ln\left(\frac{BM}{BM-FCD\times e}\right)=\alpha_4 \inf \max k$$

(۱۹)

$$\frac{BM}{BM-FCD\times e}=\exp(\alpha_4 \inf \max k)$$

(۲۰)

$$FCD\times e=BM-BM\times\left(\frac{1}{\exp(\alpha_4 \inf \max k)}\right)$$

(۲۱)

$$FCD=\frac{BM}{e}\left(1-\left(\frac{1}{\exp(\alpha_4 \inf \max k)}\right)\right)$$

معادله (۲۱) حجم سپرده‌هـای ارزی خـارجی(FCD) را برحسـب دلار امریکـا نشـان می‌دهد، که با متغیر چرخ‌دنده‌ای و پول گسترده رابطه مستقیم و با نرخ ارز در بـازار غیررسمی رابطه معکوس دارد.

حال می‌توان شاخص دلاری‌شدن را محاسبه کرد:

(۲۲)

$$DI = \frac{FCD \times e}{BM}$$
$$= \frac{BM}{e}\left(1-\left(\frac{1}{\exp(\alpha_4 \inf\max k)}\right)\right)\times e \Big/ BM$$

(۲۳)

$$DI = 1-\frac{1}{\exp(\alpha_4 \inf\max k)}$$

معادله (۲۳) شاخص دلاری‌شدن است، که با $\inf\max k$ (متغیر چرخ‌دنده‌ای حداکثر نرخ تورم تا k دوره اخیر) نشان داده می‌شود. شاخص دلاری‌شدن بین صفر و یک قرار دارد.

۴. تخمین مدل

برای تخمین مدل اصلی ابتدا باید عمق متغیر چرخ‌دنده‌ای مشخص شود؛ برای این منظور ابتدا مدل‌هایی با عمق‌های ۱ تا ۱۲ تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از آماره‌های $\overline{R}^2$، شوارتز ـ بیزین[1]، معنی‌داری متغیر چرخ‌دنده‌ای و بررسی نقض فروض کلاسیک عمق بهینه مشخص می‌شود. در عمق‌های بیش از ۱۲، متغیر چرخ‌دنده‌ای با حداکثر نرخ تورم تا این تاریخ (متغیر چرخ‌دنده‌ای بدون عمق، $\inf\max$) برابر می‌شود، که دارای مشکلاتی از قبیل عدم پویایی تاریخی در حافظه افراد و دور بودن شوک‌های منفی از نظر زمانی است. با توجه به جدول شماره (۱) عمق بهینه ۱۰ می‌باشد، یعنی انتظارات ساکنان داخلی تحت تأثیر حداکثر نرخ تورم تا ۱۰ سال اخیر است.

جدول شماره (۱). انتخاب عمق بهینه متغیر چرخ‌دنده‌ای با استفاده از برآورد مدل با عمق‌های مختلف

عمق	متغیر چرخ‌دنده‌ای	ضریب متغیر چرخ‌دنده‌ای	آماره $\overline{R}^2$	آماره شوارتز- بیزین	فروض کلاسیک			
					خود همبستگی	شکل تبعی مدل	نرمالیتی	ناهمسانی واریانس
۱	$\inf\max 1$	۰/۰۳۵۸ (۰/۱۳۸)	۰/۹۹۸۲	۷۱/۷۰۷	۱/۰۱۳ (۰/۳۱۴)	۴/۱۵۵ (۰/۰۴۲)	۰/۷۴۸ (۰/۶۸۸)	۲/۱۶۰ (۰/۱۴۲)
۲	$\inf\max 2$	۰/۰۱۲۱ (۰/۴۷۳)	۰/۹۹۸۱	۷۰/۵۴۳	۰/۳۸۲ (۰/۵۳۶)	۵/۱۰۶ (۰/۰۲۴)	۱/۵۴۸ (۰/۴۶۱)	۲/۵۷۰ (۰/۱۰۹)
۳	$\inf\max 3$	۰/۰۰۹۵ (۰/۵۴۳)	۰/۹۹۸۱	۷۰/۴۵۸	۰/۵۱۹ (۰/۴۷۱)	۵/۲۱۳ (۰/۰۲۲)	۱/۲۵۰ (۰/۵۳۵)	۲/۶۵۹ (۰/۱۰۳)
۴	$\inf\max 4$	۰/۰۰۱۷	۰/۹۹۸۱	۷۰/۲۵۷	۰/۴۰۰	۶/۳۴۳	۱/۲۴۸	۲/۴۳۷

1. Schwarz Bayesian

		(۰/۹۱۳)			(۰/۵۲۷)	(۰/۰۱۲)	(۰/۵۳۶)	(۰/۱۱۹)
۵	inf max 5	۰/۰۰۷۲ (۰/۵۴۴)	۰/۹۹۸۳	۷۱/۵۹۸	۰/۱۵۷ (۰/۶۹۲)	۲/۸۷۲ (۰/۰۹۰)	۰/۴۴۱ (۰/۸۰۲)	۱/۶۴۰ (۰/۲۰۰)
۶	inf max 6	۰/۰۱۳۶ (۰/۳۲۶)	۰/۹۹۸۲	۷۰/۸۲۱	۰/۴۵۰ (۰/۵۰۲)	۴/۶۸۲ (۰/۰۳۰)	۱/۱۶۳ (۰/۵۵۹)	۲/۵۴۳ (۰/۱۱۱)
۷	inf max 7	۰/۰۱۵۸ (۰/۲۶۰)	۰/۹۹۸۲	۷۱/۰۳۰	۰/۳۵۶ (۰/۵۵۱)	۴/۲۳۷ (۰/۰۴۰)	۱/۰۰۲ (۰/۶۰۶)	۲/۵۰۳ (۰/۱۱۴)
۸	inf max 8	۰/۰۱۵۴ (۰/۲۸۹)	۰/۹۹۸۲	۷۰/۹۴۹	۰/۳۱۴ (۰/۵۷۵)	۴/۶۰۸ (۰/۰۳۲)	۰/۶۸۰ (۰/۷۱۲)	۰/۶۰۳ (۰/۱۰۷)
۹	inf max 9	۰/۰۱۷۱ (۰/۲۵۹)	۰/۹۹۸۲	۷۱/۰۶۹	۰/۲۳۶ (۰/۶۲۷)	۴/۳۸۲ (۰/۰۳۶)	۰/۴۴۰ (۰/۸۰۳)	۲/۵۲۷ (۰/۱۱۲)
۱۰	inf max10	۰/۰۲۹۸ (۰/۰۲۳)	۰/۹۹۸۶	۷۵/۰۲۳	۰/۰۳۷ (۰/۸۴۷)	۱/۵۷۲ (۰/۲۱۰)	۱/۸۰۳ (۰/۴۰۶)	۰/۱۶۶ (۰/۶۸۴)
۱۱	inf max 11	۰/۰۱۷۷ (۰/۲۶۶)	۰/۹۹۸۷	۷۷/۲۱۱	۰/۴۸۹ (۰/۴۸۵)	۰/۰۸۳ (۰/۷۷۳)	۰/۸۲۹ (۰/۶۶۱)	۰/۰۲۵ (۰/۸۷۵)
۱۲	inf max12	۰/۰۴۲۲ (۰/۰۳۸)	۰/۹۹۸۴	۷۴/۱۳۳	۰/۰۸۸ (۰/۷۶۷)	۰/۹۳۰ (۰/۳۳۵)	۱/۶۹۷ (۰/۴۲۸)	۰/۹۱۵ (۰/۳۳۹)
بدون عمق	inf max	۰/۰۴۸۸ (۰/۲۶۷)	۰/۹۹۸۲	۷۱/۲۳۲	۰/۲۱۰ (۰/۶۴۷)	۳/۷۷۴ (۰/۰۵۲)	۰/۹۰۹ (۰/۶۳۵)	۱/۸۲۶ (۰/۱۷۷)

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به تعداد مشاهدات (۵۲ سال) و سالیانه بودن آنها حداکثر تعداد وقفه را ۲ درنظر گرفته و براساس معیار شوارز ـ بیزین مدل $ARDL(1,1,0,0,1)$ برای سال‌های ۱۳۸۹–۱۳۳۸ برآورد شده است. در داده‌های کمتر از ۱۰۰ معیار شوارز ـ بیزین، معیار مناسب‌تری برای انتخاب وقفه‌های بهینه در نمونه‌هایی با حجم کوچک‌تر است.

جدول شماره (۲). تخمین ضرایب پویای مدل $ARDL(1,1,0,0,1)$

متغیرها	ضریب	آماره t	احتمال
$\ln(rm2)(-1)$	۰/۹۲۸۶۴	۵۵/۳۷۳۴	۰/۰۰۰
$\ln(y)$	۰/۳۱۱۸۱	۶/۱۰۰۲	۰/۰۰۰
$\ln(y)(-1)$	−۰/۲۳۱۶۷	−۴/۳۵۴۸	۰/۰۰۰
$\ln(e)$	−۰/۱۰۷۶۷	−۷/۲۲۶۳	۰/۰۰۰
inf	−۰/۰۰۴۸۷۵۴	−۴/۷۷۳۲	۰/۰۰۰
inf max 10	−۰/۰۰۲۷۹۷۶	−۱/۷۸۲۸	۰/۰۸۲
inf max 10(−1)	۰/۰۰۴۹۲۱۶	۳/۰۸۹۶	۰/۰۰۴
C	۰/۴۴۰۲۲	۶/۷۷۱۹	۰/۰۰۰
R-Squared ۰/۹۹۸۷۴ R-Bar-Squared ۰/۹۹۸۵۲			
F-Stat. F(۷،۴۱) ۴۶۳۲/۴[۰/۰۰۰] DW-statistic ۱/۹۳۵۹			

	آماره LM	آماره F
Serial Correlation	۰/۰۳۷۰۷۷[۰/۸۴۷]	۰/۰۳۰۲۹۰[۰/۸۶۳]
Functional Form	۱/۵۷۲۲[۰/۲۱۰]	۱/۳۲۶۰[۰/۲۵۶]
Normality	۱/۸۰۳۰[۰/۴۰۶]	-
Heteroscedasticity	۰/۱۶۵۷۱[۰/۶۸۴]	۰/۱۵۹۴۹[۰/۶۹۱]

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به جدول شماره (۲)، آماره F نشان می‌دهد که کل مدل در سطح خطای ۱

درصد معنی‌دار است. آماره‌های R^2 و $\overline{R}^2$ نشان می‌دهند که این متغیرها قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر تقاضای واقعی پول دارند؛ به‌طوری‌که $R^2 = 0.99874$ است، یعنی متغیرهای توضیحی ۹۹/۸۷٤ درصد از تغییرات متغیر وابسته را برازش می‌کنند.

از آنجا که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۱ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی‌بر فقدان خودهمبستگی، همسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمال بودن جزء خطا را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی، فروض مربوط به جمله اخلال را تأمین می‌کند (رجوع شود به جدول شماره ۲).

پس از تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا فقدان رابطه بلندمدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. اگر قدر مطلق آماره به‌دست‌آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط ***بنرجی***، ***دولادو*** و ***مستر***[1] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. آماره محاسباتی برابر با ٤/۲۵۵- می‌شود، که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۳/۵۷- در سطح ۹۵ درصد) بزرگ‌تر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر نبود رابطه بلندمدت با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، در نتیجه متغیرهای مدل مذکور دارای رابطه بلندمدت هستند.

جدول شماره (۳). تخمین ضرایب بلندمدت مدل $ARDL(1,1,0,0,1)$

متغیرها	ضریب	آماره t	احتمال
$\ln(y)$	۱/۱۲۳۱	۶/۴۵۹۳	۰/۰۰۰
$\ln(e)$	-۱/۵۰۸۹	-۴/۸۷۹۳	۰/۰۰۰
inf	-۰/۰۶۸۳۲۴	-۲/۵۳۲۹	۰/۰۱۵
inf max 10	۰/۰۲۹۷۶۶	۲/۳۶۱۲	۰/۰۲۳
C	۶/۱۶۹۲	۸/۷۸۲۱	۰/۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت بین متغیرها در جدول شماره (۳) آورده شده است، که نشان می‌دهد ضرایب برآوردی عرض از مبدأ، $\ln(y)$، $\ln(e)$ در سطح

1. Banrejee, Dolado and Mestre

اطمینان ۹۹ درصد و متغیرهای $\inf$ و $\inf \max 10$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار هستند.

در مرحله بعدی شکل تصحیح خطای ARDL را برآورد کرده و نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت شکل تصحیح خطا به‌صورت جدول شماره (٤) گزارش شده است.

جدول شماره (٤). تخمین مدل تصحیح خطا

متغیرها	ضریب	آماره t	احتمال
$d\ln(y)$	۰/۳۱۱۸۱	۶/۱۰۰۲	۰/۰۰۰
$d\ln(e)$	−۰/۱۰۷۶۷	−۷/۲۲۶۳	۰/۰۰۰
$d\inf$	−۰/۰۰۴۸۷۵۴	−۴/۷۷۳۲	۰/۰۰۰
$d\inf \max 10$	−۰/۰۰۲۷۹۷۶	−۱/۷۸۲۸	۰/۰۸۲
dc	۰/۴۴۰۲۲	۶/۷۷۱۹	۰/۰۰۰
$ECM(-1)$	−۰/۰۷۱۳۵۷	−۴/۲۵۴۹	۰/۰۰۰
R-Squared ۰/۸۳۴۴۳		R-Bar-Squared ۰/۸۰۶۱۶	
F-Stat. F(۵،۴۳) ۴۱/۳۲۵۹[۰/۰۰۰]		DW-statistic ۱/۹۳۵۹	

منبع: نتایج تحقیق

جمله تصحیح خطا، سرعت تعدیل نسبت به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب ECM نشان می‌دهد که در صورت انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت، سرعت بازگشت متغیرها به مسیر تعادلی بلندمدت چگونه است. این ضریب باید علامت منفی داشته باشد و از نظر آماری معنی‌دار باشد. ضریب برآوردشده ۰/۰۷۱۳۵۷− است، که علامت منفی داشته و در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد که در صورت انحراف از مسیر بلندمدت، تابع تقاضای پول در هر دوره (یک سال)، حدود ۷/۱۳۵۷ درصد تعدیل خواهد شد، یعنی ١٤ سال طول می‌کشد که تابع تقاضای پول به مسیر تعادلی بلندمدت برسد.

آزمون ثبات در مدل ARDL معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان مربوط می‌شود. پسران و پسران(۱۹۹۷)، به‌کارگیری آزمون‌های CUSUM[1] و CUSUMQ[2] را برای تعیین ثبات پارامترهای بلندمدت (ضرایب تخمین‌زده‌شده از متغیرهای تفاضل اول) و همچنین کوتاه‌مدت (ضرایب ECM_{t-1}) را در مدل تصحیح خطا پیشنهاد می‌کنند. البته نخستین‌بار براون، دوربین

1. Cumulative Sum of the Recursive Residuals (CUSUM)

2. Cumulative Sum of the Recursive Residuals Squared (CUSUMQ)

و اوانس (Brown, Durbin and Evans 1975) براساس پسماندهای نرمال‌شده این آزمون‌ها را پیشنهاد کردند (تشکینی، ۱۳۸٤).

برای به‌دست آوردن پسماندهای نرمال‌شده، مدل رگرسیون خطی زیر را درنظر می‌گیریم:

(۲٤)

$$y_t = x_t'\beta + u_t$$

فرض می‌شود که از تمام اطلاعات تا دوره $t-1$ برای تخمین مدل و پیش‌بینی برای دوره t استفاده شده است. در این صورت خطای پیش‌بینی و واریانس خطای پیش‌بینی برابر است با:

(۲۵)

$$v_t = y_t - x_t'b_{t-1}$$

(۲٦)

$$\mathrm{var}(v_t) = \sigma^2\left[1 + x_t'(x_{t-1}'x_{t-1})^{-1}x_t\right]$$

حال می‌توان پسماندهای نرمال‌شده را به‌صورت زیر تعریف کرد:

(۲۷)

$$w_t = \frac{v_t}{\sqrt{\left[1 + x_t'(x_{t-1}'x_{t-1})^{-1}x_t\right]}}$$

(۲۸)

$$w_t \cong N\left(0, \sigma^2\right)$$

آزمون مجموع تجمعی پسماندها (CUSUM) به‌صورت زیر است:

(۲۹)

$$W_t = \sum_{j=k+1}^{t} \frac{w_j}{\hat{\sigma}} \qquad t = k+1, \ldots, n$$

که در آن داریم:

(۳۰)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{j=k+1}^{t}\left(w_j - \overline{w}\right)^2}{t-k-1}$$

(۳۱)

$$\overline{w} = \frac{\sum_{r=k+1}^{T} w_r}{t-k}$$

آزمون مجذور مجموع تجمعی پسماندها به‌شکل (CUSUMQ) نیز به‌صورت زیر است.

(۳۲)

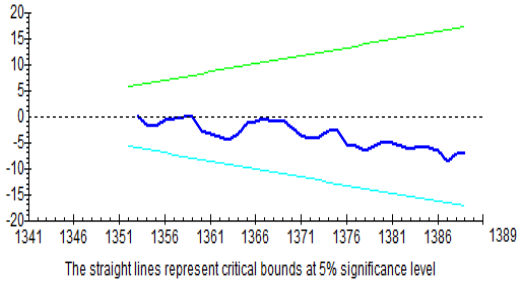
$$S_t = \frac{\sum_{j=k+1}^{t} w_j^2}{\sum_{j=k+1}^{n} w_j^2}$$

اگر آزمون مجموع تجمعی پسماندها (W_t) و آزمون مجذور مجموع تجمعی پسماندها(S_t) بین حدود مرزی باشند (سطح معناداری ۵ درصد)، فرضیه ثبات پذیرفته می‌شود و گفته می‌شود که ضرایب تخمینی باثبات است. ولی اگر W_t و S_t بین حدود مرزی نباشند، فرضیه ثبات رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که ضرایب تخمینی بی‌ثبات‌اند.

برای آزمون ثبات ساختاری از آماره‌های CUSUM (پسماند تجمعی) و CUSUMQ (مجذور پسماند تجمعی) استفاده می‌کنیم. نرم‌افزار Microfit نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی را بین دو خط صاف (فاصله اطمینان ۹۵ درصد) ارائه می‌کند. اگر نمودار ارائه‌شده داخل فاصله اطمینان باشد، فرضیه صفر مبنی‌بر نبود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد (به‌عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشد) فرضیه صفر مبنی‌بر فقدان شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. آماره CUSUM برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آماره CUSUMQ زمانی‌که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، استفاده می‌شوند (تشکینی، ۱۳۸٤).

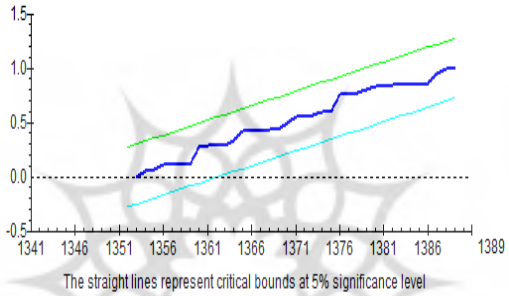
با توجه به نمودارهای شماره (۲ و ۳)، فرضیه صفر، نبود شکست ساختاری را نمی‌توان رد کرد، یعنی مدل دارای ثبات ساختاری است.

نمودار شماره (۲). آزمون **CUSUM** (پسماند تجمعی)



منبع: نتایج تحقیق

نمودار شماره (۳). آزمون **CUSUMQ** (مجذور پسماند تجمعی)



منبع: نتایج تحقیق

رابطه بلندمدت تابع تقاضای پول به‌صورت زیر است:

(۳۳)

$$Ln(rm2) = 6.1692 + 1.1231Ln(Y) - 1.5089Ln(e) - 0.068324\inf + 0.029766\inf \max 10$$

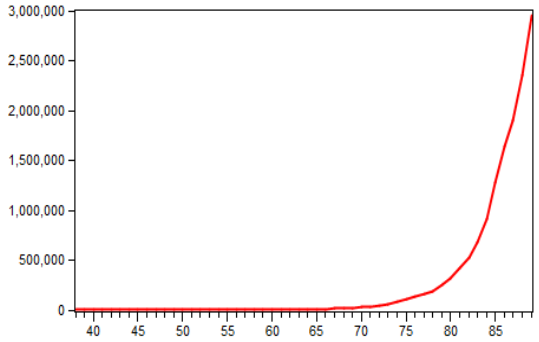
هدف از تخمین تابع تقاضای پول، برآورد ضریب متغیر چرخ‌دنده‌ای، یعنی $0.029766\inf \max 10$ است که با جای‌گذاری ضریب مربوطه در رابطه شاخص دلاری شدن داریم:

(۳٤)

$$DI = 1 - \frac{1}{\exp(0.029766\inf \max 10)}$$

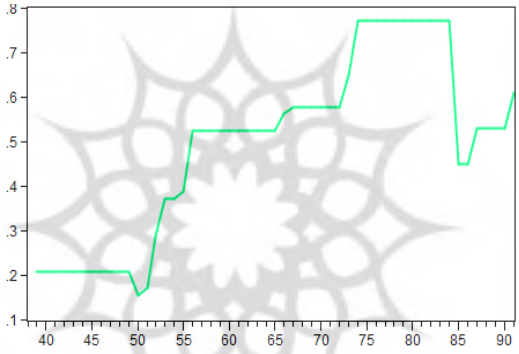
که در آن با استفاده از حداکثر نرخ تورم در ۱۰ دوره اخیر می‌توان شاخص دلاری‌شدن را به‌دست آورد. چون رابطه فوق رابطه بلندمدت است، می‌توان با توجه به نرخ تورم در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ شاخص دلاری‌شدن در این سال‌ها را محاسبه کرد.

نمودار شماره (٤). شاخص دلاری‌شدن اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۹۱)



منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار شماره (٥). روند صعودی متغیرهای نقدینگی (M2) (میلیارد ریال)



منبع: نتایج تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

ضریب متغیر چرخ دنده‌ای در تابع تقاضای پول معنی‌دار شده است که نشان‌دهنده انعطاف‌ناپذیری و برگشت‌ناپذیری رفتار عوامل اقتصادی نسبت به شوک منفی نرخ تورم است، یعنی دلاری‌شدن در اقتصاد ایران اتفاق افتاده است. با توجه به اینکه علامت ضریب متغیر چرخ‌دنده‌ای مثبت است، دلاری‌شدن از نوع دلاری‌شدن مالی بوده و ساکنان داخلی ارز خارجی را به‌عنوان ذخیره ارزش استفاده می‌کنند.

نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد ایران بیش از پنج دهه است که با پدیده دلاری‌شدن روبه‌رو است. سابقه دلاری‌شدن در اقتصاد ایران به سال‌های قبل از ۱۳۳۸ برمی‌گردد.

رونـد صـعودی دلاری‌شـدن از اواخـر حکومـت پهلـوی آغـاز شـده اسـت، به‌طوری‌که شاخص دلاری‌شدن از ۰/۱۵ در سـال ۱۳۵۰ بـه ۰/۲۸ در سـال ۱۳۵۲ و سپس به ۰/۵۲ در سال ۱۳۵۷ رسید. علت آن در ابتدا تورم بالا ناشی از شوک نفتـی و سپس کاهش درآمدهای نفتی نسبت به سـال‌هـای اولیـه شـوک نفتـی و در آخـر نااطمینانی و ریسک سیاسی ناشی از انقلاب است، که باعث شده افراد دارایـی‌هـای منقول و غیرمنقول خود را به دلار تبدیل کـرده و عـده‌ای نیـز بـه خـارج از کشـور مهاجرت کردند. درواقع فرار سرمایه در اواخر حکومت شاه و اوایـل انقـلاب دلیـل اصلی دلاری‌شدن در این دوره است.

در دوره جنگ (۱۳٦۷–۱۳۵۹)، شاخص دلاری‌شدن ابتدا در سطح ۰/۵۲ ثابـت مانـد و سـپس در اواخـر جنـگ بـه ۰/۵۸ رسـید، کـه علـت آن برگشـت‌ناپـذیری دلاری‌شدن در دوره‌های قبل و همچنین رانت موجود ناشی از سیستم دونرخـی ارز توسط بانک مرکزی است.

پس از جنگ (۱۳۷۲–۱۳٦۸)، شاخص دلاری‌شدن در سطح ۰/۵۷ ثابـت مانـد، که علت آن برگشت‌ناپذیری دلاری‌شدن است.

اما از سال ۱۳۷۲، به علت اجرای برنامه تعدیل اقتصادی که نرخ تورم به حدود ۵۰ درصد افزایش و ارزش ریال به بیش از ۵۳ درصد کاهش یافـت (شـوک ارزی)، شاخص دلاری‌شدن روند افزایشی در پیش گرفت؛ به‌گونه‌ای که در سـال ۱۳۷۳ بـه ۰/٦۵ و در سال ۱۳۷٤ به ۰/۷۷ رسید و تا سال ۱۳۸٤ ماندگار شد.

از سال ۱۳۸٤، شاخص دلاری‌شدن به‌شدت کاهش یافـت و بـه ۰/٤۵ در سـال ۱۳۸٦ رسید، سپس افزایش یافته و به ۰/٦۰ در سال ۱۳۹۱ رسـید. کـاهش شـاخص دلاری‌شدن و سپس افزایش آن در این سال‌ها ناشـی از سـه عامـل اسـت: نخسـت، افزایش بی‌رویه نقدینگی در سال‌های ۱۳۸٤ تا ۱۳۸۹ است، به‌گونه‌ای‌که نقـدینگی از حدود ۹۲۱۰۱ میلیارد تومان در سال ۱۳۸٤ به حدود ۲۹٤۸۹۰ میلیارد تومان در سال ۱۳۸۹ رسید؛ یعنی در طول حدود ۵ سال نقدینگی ۳/۲ برابر شد. دوم، یکسان‌سازی نرخ ارز در این سال‌ها به کمک درآمـدهای ارزی اسـت و سـوم، افـزایش تـورم در حدود ۳۱/۵ درصد در سال ۱۳۹۱ است.

اقتصاد ایران با پدیده دلاری‌شدن روبه‌رو است؛ برای مهـار پدیـده دلاری‌شـدن

باید شرایطی ایجاد کرد که دلاری‌شدن برگشت‌پذیر شود؛ یعنی اعتماد ساکنان داخلی به پول ملی افزایش یابد، برای این منظور باید طی حداقل ۱۰ سال از وارد شدن شوک‌های منفی (شامل ارزی و تورمی) به اقتصاد جلوگیری کرد.

علت اصلی پدیده دلاری‌شدن در اقتصاد ایران تورم‌های بالا و مزمن در طول چهل سال اخیر است؛ پس برای مهار دلاری‌شدن اقتصاد باید بر کنترل تورم تمرکز کرد. علل اصلی تورم در اقتصاد ایران افزایش بی‌رویه نقدینگی ناشی از درآمدهای نفتی طی سنوات گذشته است؛ به‌طوری‌که نقدینگی هم‌اکنون به بیش از ٤٠٠ هزار میلیارد تومان رسیده است. بازار پول، بازار سرمایه و بخش تولید توان جذب این مقدار نقدینگی را ندارند و این نقدینگی به سمت بازار ارز، طلا و املاک سرازیر شده و باعث بحران در این بازارها می‌شود.

بانک مرکزی در اقتصاد کشور باید به‌عنوان نهاد مستقل عمل کند و تحت تأثیر اقدامات دولت نباشد. حساب ذخیره ارزی باید با توجه به اهداف تشکیل آن، احیا شود که ازجمله این اهداف می‌توان به ثبات میزان درآمدهای حاصل از فروش نفت خام برای خنثی کردن شوک‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت، تبدیل دارایی‌های حاصل از فروش نفت خام به دیگر انواع ذخایر، توسعه فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری و تأمین بخشی از اعتبار مورد نیاز طرح‌های تولیدی و کارآفرینی بخش غیردولتی نام برد؛ به‌هرحال باید شرایطی در بازار سرمایه کشور ایجاد شود تا اعتماد سرمایه‌گذاران به این بازار جلب شده و نقدینگی سرگردان (علت اصلی تورم) راهی این بازار شود. از مهم‌ترین اقداماتی که در بازار سرمایه انجام داد می‌توان به افزایش شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها در بورس، افزایش تعداد شرکت‌ها، توسعه بورس‌های کالایی در کشور به‌ویژه بورس کالای کشاورزی برای حذف واسطه‌ها از بازار محصولات کشاورزی، توسعه صندوق‌های سرمایه‌گذاری، توسعه ابزارهای نوین مالی اسلامی مثل اوراق صکوک و مشارکت و همچنین توسعه ابزارهای پوشش ریسک مثل قراردادهای آتی و اختیار معامله اشاره کرد؛ یعنی در کوتاه‌مدت دارایی‌های مالی به اندازه کافی عرضه شود تا منجر به تنوع پورتفوی ساکنان داخلی شود.

همچنین دولت باید سیاست‌هایی را اجرا کند که تورم را کاهش داده و

انتظارات تورمی را در نظر مردم تعدیل کند تا اعتماد مردم به دولت جلب شود.

وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی باید کاهش یابد تا اقتصاد کشور از شوک‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت در امان باشد. برای این منظور می‌توان از افزایش درآمدهای مالیاتی از طریق افزایش پایه‌های مالیاتی، افزایش انتشار اوراق مشارکت به‌جای سیاست غیرشفاف استقراض از بانک مرکزی و کاهش هزینه‌های دولت از طریق کوچک شدن اندازه آن، استفاده کرد.

در بلندمدت باید سازوکاری تهیه کرد که این نقدینگی به‌سمت بخش تولید هدایت شود. بخش تولید را می‌توان به‌وسیله کاهش هزینه مبادله، بهبود فضای کسب‌وکار و توسعه سرمایه انسانی تحریک کرد تا با افزایش تولید، وابستگی کشور را به واردات کاهش داده و باعث کاهش بیکاری و تورم در کشور شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف ـ فارسی

تشکینی، احمـد. ۱۳۸٤. ***اقتصادسنجی کاربردی به کمـک Microfit***، مؤسسـه فرهنگـی ـ هنری دیباگران تهران، چاپ اول.

خلعتبری، فیروزه. ۱۳٦۸. «اقتصاد دلاری و سپرده‌های ارزی: بحـث نظـری و مفـاهیم آن از دید اقتصاد کـلان»، ***اقتصاد مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی***، شـماره ۱، صـص ٤۹-۲۹.

زال‌پور، غلامرضا. ۱۳۷۳. «جانشینی ارز به جای پول ملـی در اقتصـاد ایـران»، ***پایـان‌نامـه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی***، دانشگاه تربیت مدرس.

صمدی علی‌حسین، پهلوانی مصیب. ۱۳۸۸. ***هم‌جمعی و شکست سـاختاری در اقتصـاد***، دانشگاه سیستان‌وبلوچستان و نور علم، همدان.

طهرانچیان، امیرمنصور، نوروزی بیرامی، معصومه. ۱۳۹۰. «آزمون جانشـینی پـول در ایـران: کـاربردی از الگـوی خودبازگشـتی بـا وقفـه‌هـای تـوزیعی (ARDL)»، ***فصـلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران***، سال شانزدهم، شماره ٤۲، صص ۱۱۵-۹۹.

لشکری محمد. ۱۳۸۲. «تحلیل پدیده جانشینی پول و عوامـل مـؤثر بـرآن (مـورد ایـران)»، ***پایان‌نامه دکتری علوم اقتصادی***، دانشگاه تربیت مدرس.

یزدان‌پناه، احمد، خیابانی، ناصر. ۱۳۷۵. «جایگزینی پول ملی (دلاری‌شدن اقتصـاد ایـران)»، ***مجموعه مقالات ششمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی***، مؤسسه تحقیقـات پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، صص ۳۵۹-۳۳۵.

ب ـ انگلیسی

Bahmani-Oskooee, M. 1996. "The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Iran", ***Journal of Macroeconomics***, No. 18, pp.171-176.

Bahmani-Oskooee, M. & Rehman H. 2005. "Stability of the Money Demand Function in Asia Developing Countries, ***Applied Economics***, No. 37, pp. 773-793.

Bahmani-Oskooee, M. & Tanku A. 2006. "Black Market Exchange Rate, Currency

Substitution and the Demand for Money in LDCs", ***Economic System***, No. 30, pp. 249-263.

Calvo, G. A. & Vegh C. A. 1992. "Currency Substitution in Developing Countries: an Introduction", ***Working paper 92/40***, IMF,Washington.

Castillo, P., Montoro, C. & Tuesta, V. 2012. "An Estimated Stochastic General Equilibrium Model with Partial Dollarization: A Bayesian Approach", ***Open Econ Rev***.

Civcir, I. 2005. "Dollarization and its long-run Determinants in Turkey", ***Money and Finance in the Middle East: Missed Opportunities or Future Prospects?*** (Research in Middle East Economics, 6), pp. 201-232.

Craig, B. & Waller, C.J. 2004. "Dollarization and Currency Exchange", ***Journal of Monetary Economics***, 51.

Ericsson, N. R. & Kamin S. B. 2008. "Constructive Data Mining: Modeling Argentine Broad Money Demand", ***International Finance Discussion Papers***, p.943.

Esquivel-Monge, M. 2007. "Hysteresis in Dollarization Evidence from the Costa Rican Economy", ***Central Bank of Costa Rica***.

Feige, E. L., Faulend, M., Sonje, V. & Sosic V. 2003. "Unofficial Dollarization in Latin America, Currency Substitution, Network Externalities, and Irreversibility", ***in the Dollarization Debate***, D. Salvatore, J. W. Dean, T. D. Willet, New York: Oxford Univercity, pp. 46-71.

Guidotti, P. E. & Rodriguez, C. A. 1991. "Dollarization in Latin Amrica: Gresham's Law in Reverse?", ***IMF Working Paper WP/91/117***.

Idrisov, G. & Freikman L. 2009. "Modeling the Currency Structure of Bank Deposite: Does the Ratchet Effect Matter?", ***Working Papers, Gaidar Institute for Economic Policy***, Moscow, Russia.

Kamin, S. B. & Ericsson N. R. 2003. "Dollarization in Post-Hyperinflationary Argentina", ***Journal of International Money and Finance***, No. 22, pp. 185-211.

Mongardini, J. & Mueller J. 1999. "Ratchet Effect in Currency Substitution: An Application to the Kyrgyz Republic", ***IMF Working Paper, WP/99/102***.

Pesaran, M. H. & Pesaran B. 1997. ***Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis***, Oxford: Oxford University Press.

Salvatore, D. 2003. "which Countries in the Americas Should Dollarize?", ***the Dollarization Debate***, Salvatore, D., Dean, J. W., Willet, T. D., New York, Oxford University Press., pp. 196-205.

Vuslat Us. 2003. "Analyzing the Persistence of Currency Substitution Using a Ratchet Variable: The Turkish Case", ***Emerging Markets Finance & Trade***, No. 39, pp. 58-81.

Yinusa, D.O. 2008. "Between Dollarization and Exchange Rate Volatility: Nigeria's Portfolio Diversification Option", ***Journal of Policy Modeling***, No. 30, pp. 811-826.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی