تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۴۹، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۳ / ص ۲۲۸- ۲۱۱

تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده (مطالعهٔ موردی: ایران)

ایوب ابوذری[۱]

کارشناس ارشد اقتصاد و مدرس دانشگاه پیام‌نور Ayoobabuzary@gmail.com

غلامرضا زمانیان[۲]

استادیار، گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان Zamanian@eco.usb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۳/۱۳

چکیده

تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده بسیار ناپایدار و ساخت مدل برای پیش‌بینی آن بسیار دشوار به نظر می‌رسد. در این مقاله با بهره‌گیری از تحلیل هم‌جمعی و کاربرد روش «خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده» (ARDL)، تابع تقاضای پول در صورت دلاری‌شدن اقتصاد ایران ارزیابی شده است. یافته‌های مطالعه، بیانگر رابطهٔ تعادلی بلندمدت باثبات بین تقاضای واقعی پول و متغیرهای GDP، نرخ ارز در بازار غیررسمی، نرخ تورم و متغیر چرخ‌دنده‌ای است. نتایج این پژوهش نشان‌دهندهٔ وقوع دلاری‌شدن و برگشت‌ناپذیری آن در اقتصاد ایران است، زیرا ضرایب برآوردی برای نرخ ارز و متغیر چرخ‌دنده‌ای در تابع تقاضای پول منفی و معنی‌دار شده است.

طبقه‌بندی JEL: E41، F31.

کلید واژه: اثر چرخ‌دنده‌ای، برگشت‌ناپذیری، تابع تقاضای پول، دلاری‌شدن، روش ARDL.

۱. نویسندهٔ مسئول، رامسر، سادات‌شهر، دانشگاه پیام‌نور مرکز رامسر، تلفن: ۰۹۳۵۵۷۶۱۴۵۷

۲. زاهدان، دانشگاه سیستان و بلوچستان، گروه اقتصاد، تلفن: ۰۹۱۵۵۴۳۰۶۱۴، ۰۵۴۱-۸۰۵۶۸۷۴

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده بسیار ناپایدار و ساخت مدل برای پیش‌بینی آن بسیار دشوار به نظر می‌رسد (اومز و اهنسورگ[1]، ۲۰۰۵). در ادبیات اقتصادی تابع تقاضای پول پایدار نیاز کلیدی برای موفقیت سیاست‌های پولی در دستیابی به اهداف مورد نظر قلمداد می‌شود و هر نوع ناپایداری در تقاضای پول، می‌تواند برای سیاست‌های پولی مشکل‌ساز شود. شناخت و آگاهی از عوامل تأثیرگذار در تابع تقاضای پول می‌تواند تصمیم‌گیرندگان حوزۀ اقتصاد کلان کشور را در اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب یاری دهد. ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی، اشتغال کامل، ثبات نرخ سود بانکی و نرخ ارز و تعادل در تراز پرداخت‌ها از مهم‌ترین اهداف در اتخاذ سیاست‌های پولی به شمار می‌روند (حسینی و بخشی، ۱۳۸۵).

برای پول در اقتصاد سه وظیفۀ اساسی وسیلۀ مبادله[2]، معیار سنجش[3] و ذخیرۀ ارزش[4] در نظر گرفته می‌شود. وقتی پول ملی یک کشور به دلایل مختلف از جمله تورم‌های شدید، کاهش مداوم ارزش پول و بی‌ثباتی اقتصادی نتواند وظایف خود را انجام دهد، ارز خارجی باثبات (اغلب به دلار امریکا) در انجام یک یا بیش‌تر وظایف جایگزین پول یک کشور می‌شود که به چنین موقعیتی «دلاری‌شدن (دلاریزه‌شدن)»[5] می‌گویند (کالوو و وگ[6]، ۱۹۹۲).

دو نوع دلاری‌شدن وجود دارد: دلاری‌شدن رسمی (قانونی)[7] و غیررسمی (خود به خودی)[8]. در دلاری‌شدن رسمی دولت پول خارجی را به‌منزلۀ پول رایج، جایگزین پول داخلی یا مکمل آن معرفی می‌کند، مثل پاناما، اکوادور و السالوادور. در دلاری‌شدن غیررسمی مردم کشور به علت تورم شدید و کاهش مداوم ارزش پول ملی به نگهداری پول داخلی تمایلی ندارند و بخشی از پول خود را به پول خارجی تبدیل می‌کنند، مثل آرژانتین و ترکیه (سالواتوره[9] ۲۰۰۳، سیوسیر[10] ۲۰۰۵).

مطالعات گسترده‌ای در خصوص دلاری‌شدن از اواخر سال‌های ۱۹۷۰ انجام شده

1. Oomes and Ohnsorge
2. Medium of exchange
3. Unit of account
4. Store of value
5. Dollarization
6. Calvo and vegh
7. De jure or official dollarization
8. De facto or unofficial dollarization
9. Salvatore
10. Civcir

www.SID.ir

است که نشان می‌دهند، بین کاهش ارزش پول و گسترش پدیدهٔ دلاری‌شدن مخصوصاً در امریکای لاتین و اروپای شرقی رابطهٔ مستقیمی وجود دارد. طی سال‌های ۱۹۹۰ کشورهای مختلف امریکای لاتین شامل آرژانتین، بولیوی و پرو کاهش در نرخ تورم و ارز را نسبت به سطوح ثبت‌شدهٔ قبلی تجربه کرده‌اند. با وجود این، به‌رغم کاهش تورم در این کشورها، دلاری‌شدن افزایش یافته است، که این امر تناقض آشکاری بر اساس نتایج گذشته بود. برای توضیح این پدیده گویدوتی و رودریگز[1] (۱۹۹۱)، کمین و اریکسون[2] (۲۰۰۳) و فیگ و همکاران[3] (۲۰۰۳) مدل‌های نظری را گسترش داده و بر امکان «برگشت‌ناپذیری»[4] فرایند دلاری‌شدن اشاره کرده‌اند (فیگ و همکاران، ۲۰۰۳).

دلاری‌شدن غیررسمی شامل جانشینی پول[5] و دلاری‌شدن مالی (جانشینی دارایی)[6] است. جانشینی پول زمانی اتفاق می‌افتد که ارز خارجی تا حدی یا به طور کامل به‌منزلهٔ یک واحد سنجش و وسیلهٔ مبادله استفاده شود. دلاری‌شدن مالی اشاره به جانشینی دارایی‌های پولی خارجی با دارایی‌های پولی داخلی دارد یا به عبارتی استفاده از ارز خارجی به‌منزلهٔ ذخیرهٔ ارزش است (فیگ و همکاران، ۲۰۰۳).

در سال‌های اخیر اقتصاد ایران با تورم‌های مزمن و کاهش شدید ارزش پول ملی روبه‌رو بوده است، به طوری که در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ تورم به ترتیب ۲۱/۵ و ۳۰/۵ درصد بوده است و ریال ایران نیز در این مدت حدود ۲۰۰ درصد ارزش خود را از دست داد (نرخ ارز در بازار آزاد از ۱۱۱۰۰ ریال در تاریخ ۷ فروردین ۱۳۹۰ به ۳۳۲۰۰ ریال در تاریخ ۲۸ اسفند ۱۳۹۱ رسید). چنین وضعیتی نشان‌دهندهٔ دلاری‌شدن اقتصاد ایران است و مردم برای جلوگیری از کاهش ارزش دارایی‌هایشان به خرید و نگهداری ارزهای خارجی (مانند دلار امریکا و یورو)، سکهٔ طلا، املاک و مستغلات تمایل دارند.

این تحقیق به دنبال پاسخ به سؤالات زیر است:

تابع تقاضای پول با دلاری‌شدن اقتصاد ایران، چگونه خواهد بود؟

آیا دلاری‌شدن در اقتصاد ایران برگشت‌ناپذیر است؟

1. Guidotti and Rodriguez,
2. Kamin and Ericsson
3. Feige et al.
4. Irreversibility
5. Currency substitution
6. Financial dollarization (Asset substitution)

Archive of SID

www.SID.ir

این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۱ و تکنیک‌های اقتصادسنجی به دنبال پاسخ به سؤالات بالاست. این مطالعه در شش بخش «مقدمه»، «الگوی نظری تحقیق»، «پیشینهٔ تحقیق»، «تصریح مدل و انتخاب متغیرها»، «تخمین مدل» و «نتیجه‌گیری» ساماندهی شده است.

۲. الگوی نظری تحقیق

به طور کلی الگوهای تقاضای پول را می‌توان در قالب سه نظریهٔ مجزا با عناوین نظریه‌های معاملاتی[1]، سبد دارایی و تقاضای مصرف‌کننده دسته‌بندی کرد. هر یک از این مدل‌ها تقاضا برای پول را از زوایای گوناگون بررسی می‌کنند، اما در تمامی این نظریات حجم بهینهٔ موجودی واقعی پول با نرخ بازده دارایی‌ها رابطهٔ معکوس و با درآمد حقیقی رابطهٔ مستقیم دارد. البته این الگوها در عمل از نظر به کارگیری متغیر مقیاس و متغیر هزینهٔ فرصت نگهداری پول با یکدیگر تفاوت دارند (سریرام[2]، ۱۹۹۹).

۱.۲. نظریه‌های معاملاتی تقاضای پول

نظریه‌های تقاضای پول که بر نقش پول به‌منزلهٔ واسطهٔ معاملات تمرکز می‌کنند، نظریه‌های معاملاتی نامیده می‌شوند. این نظریه‌ها این‌گونه استدلال می‌کنند که پول بر خلاف سایر دارایی‌ها، برای خرید و فروش کالا استفاده می‌شود. همچنین، این نظریه‌ها نشان می‌دهند که میانگین میزان پولی که افراد نگهداری می‌کنند، به هزینه‌های معاملاتی و نرخ بهرهٔ ازدست‌رفته بستگی دارد. از نظریه‌های معاملاتی تقاضای پول می‌توان به «مدل‌های بامول و توبین»[3]، «مدل زمان خرید»[4] و «مدل‌های پیش‌پرداخت»[5] اشاره کرد (سریرام، ۱۹۹۹).

۲.۲. نظریه‌های سبد دارایی

بعضی از نظریات پا را فراتر می‌گذارند و با تأکید بر نقش ذخیرهٔ ارزش‌بودن پول، آن را به‌منزلهٔ دارایی در نظر می‌گیرند. این‌ها که به مدل‌های دارایی یا سبد دارایی شهرت

1. Transactions Theories
2. Siriram
3. Baumol and Tobin Models
4. Shopping Time Model
5. Cash-in-Advance Models

www.SID.ir

دارند، اغلب در ارتباط با مکتب ییل[1] شکل گرفته‌اند و تقاضا برای پول را چارچوب مسئلهٔ انتخاب سبد دارایی تحلیل می‌کنند. در این چارچوب تقاضا برای پول در یک مقیاس وسیع‌تر بررسی می‌شود و به‌منزلهٔ بخشی از مسئلهٔ تخصیص ثروت در سبد دارایی محسوب می‌شود که یکی از اجزای این سبد دارایی، پول است. تأکید اصلی در این سبد بر ریسک و بازدهی انتظاری دارایی‌هاست. عایدی تقاضای احتیاطی پول، شامل خدماتی مثل تسهیل انجام معاملات (همان‌گونه که مدل‌های تقاضای معاملاتی نیز اذعان می‌کنند) و فراهم‌آوردن نقدینگی و امنیت است. همچنین، در این مدل‌ها به اهمیت ثروت و نقدشوندگی به‌منزلهٔ سایر متغیرهای کلیدی در تعیین تقاضای پول نیز توجه شده است (سریرام، ۱۹۹۹).

۳.۲. نظریه‌های تقاضای مصرف‌کننده

در این رویکرد، پول در چارچوب نظریهٔ تقاضای مصرف‌کننده تحلیل می‌شود. در نظریهٔ تقاضای مصرف‌کننده، کالاها به این علت تقاضا می‌شوند که افراد از آن‌ها مطلوبیت کسب می‌کنند. این رویکرد به «مکتب شیکاگو»[2] معروف است و تقاضا برای پول را همانند بسط سادهٔ نظریهٔ متعارف تقاضای کالاهای بادوام قلمداد می‌کند. این مدل بیان جدیدی از نظریهٔ مقداری بود که فریدمن (۱۹۵۶) در تبیین آن ابراز می‌دارد تقاضا برای دارایی‌ها باید بر اساس اصول موضوعهٔ انتخاب مصرف‌کننده باشد. فریدمن نظریهٔ خود را با نظریهٔ عمومی تقاضا آغاز کرده است و در آن پول را همانند سایر دارایی‌های دارای بازدهی، که خدمات و تسهیلاتی را برای افراد فراهم می‌کند، در نظر می‌گیرد (سریرام، ۱۹۹۹).

۴.۲. تقاضای پول و اثر چرخ‌دنده‌ای[3]

در مدل‌های اقتصادی شامل اثر چرخ‌دنده‌ای، فرض بر این است که متغیر وابسته در یکی از متغیرهای توضیحی کلیدی به طور نامتقارن به تغییرات واکنش نشان می‌دهد، با توجه به اینکه متغیر توضیحی در حال افزایش یا کاهش است. اثر چرخ‌دنده‌ای در این مدل‌ها معمولاً از طریق گنجاندن حداکثر ارزش گذشتهٔ یک متغیر مستقل یا حداکثر ارزش گذشتهٔ متغیر وابسته، برای k دورهٔ اخیر تخمین زده می‌شود. این مفهوم در

1. Yale School
2. Chicago School
3. Ratchet effect

www.SID.ir

زمینه‌های مختلف اقتصاد کاربردی مانند نظریهٔ مصرف و اقتصاد پولی اعمال شده است (مونگاردینی و مولر[1] ۱۹۹۹، ادریسوو و فرینکمن[2] ۲۰۰۹).

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

متغیرهای چرخ‌دنده‌ای انتظارات منفی عوامل اقتصادی در تابع تقاضای پول را بیان می‌کنند و می‌توان از آن‌ها برای انعطاف‌ناپذیری رفتار عوامل اقتصادی استفاده کرد (زمانیان و ابوذری، ۱۳۹۲).

در رویکرد متغیرهای چرخ‌دنده‌ای عمق حافظهٔ عوامل اقتصادی با k وقفهٔ متغیر چرخ‌دنده‌ای نشان داده می‌شود. متغیرهای چرخ‌دنده‌ای قادرند انتظارات عوامل اقتصادی و تصمیمات اقتصادی آن‌ها را توضیح دهند. عوامل اقتصادی برای ارزیابی نرخ تورم و ارز در آینده به صورت پویا، به پویایی تاریخی این شاخص‌ها در حافظه‌شان متوسل می‌شوند. در همین حال، انتظارات عوامل در درجهٔ اول تحت تأثیر درخور توجه‌ترین تغییرات منفی نزدیک (شوک‌های منفی) شکل گرفته است، یعنی آن‌ها به حداکثر کاهش ارزش پول داخلی و حداکثر نرخ تورم ذخیره‌شده در حافظهٔ افراد بستگی دارند (ادریسوو و فرینکمن، ۲۰۰۹).

تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده به نظریه‌های سبد دارایی متمایل است، یعنی بازده ارز خارجی به‌منزلهٔ هزینهٔ فرصت پول داخلی در تابع تقاضای پول آورده می‌شود. به عبارت دیگر، ساکنان داخلی در سبد دارایی خود ترکیبی از دارایی‌های برحسب پول داخلی (مانند پول نقد، سپرده‌های بانکی، اوراق قرضهٔ داخلی و ...) و دارایی‌های بر حسب ارز خارجی (مانند ارزهای خارجی، سپرده‌های ارزی، اوراق قرضهٔ خارجی و ...) نگهداری می‌کنند.

۳. پیشینهٔ تحقیق

مطالعات اولیه در خصوص دلاری‌شدن و تأثیر آن در تقاضای پول مربوط به اواخر

1. Mongardini and Mueller
2. Idrisov and Freinkman

www.SID.ir

سال‌های ۱۹۷۰ و اوایل سال‌های ۱۹۸۰، پس از رهاکردن سیستم برتن وودز[1] بوده است.

آرنگو و ندیری[2] (۱۹۸۱) در مقاله‌ای با عنوان «تقاضا برای پول در اقتصادهای باز» به صورت تجربی نشان می‌دهند که نرخ ارز عامل تعیین‌کنندهٔ مهمی برای تقاضای پول است. آن‌ها استدلال می‌کنند، هنگامی که ارزش ارز داخلی کاهش یا نرخ ارز افزایش یابد، ارزش دارایی‌های ارزی نگهداری‌شدهٔ ساکنان داخلی بر حسب پول داخلی افزایش می‌یابد. انتظار بر آن است که علامت ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای پول منفی باشد، اما اگر این افزایش نرخ ارز به‌منزلهٔ افزایش در ثروت تلقی شود، تقاضا برای پول افزایش می‌یابد و علامت ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای پول مثبت می‌شود.

بوردو و چودری[3] (۱۹۸۲) در مقاله‌ای با عنوان «جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از کانادا»، اهمیت تجربی جانشینی پول در چارچوب تابع تقاضای پول را بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند در صورتی جانشینی پول اهمیت دارد که تغییر انتظاری در نرخ ارز عامل معنی‌داری از تقاضای پول داخلی باشد.

کمین و اریکسون[4] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای با عنوان «دلاری‌شدن پس از ابرتورم[5] آرژانتین» به بررسی دلاری‌شدن در آرژانتین بعد از ابرتورم سال ۱۹۸۹، می‌پردازند. آن‌ها تابع تقاضای پول بلندمدت لگاریتم -خطی که شامل متغیر چرخ‌دنده‌ای است- را برای اقتصاد آرژانتین تخمین زده و با توجه به معنی‌داری ضریب متغیر چرخ‌دنده‌ای نشان داده‌اند که اقتصاد آرژانتین دلاری شده است.

اومز و اهنسورگ (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان «تقاضای پول و تورم در اقتصادهای دلاری‌شده: مطالعهٔ موردی روسیه»، به تخمین تابع تقاضای پول باثبات برای روسیه پرداختند. آن‌ها نتیجه گرفتند که در اقتصاد دلاری‌شده روسیه رشد پول گستردهٔ مؤثر در کوتاه‌مدت قوی‌ترین و ماندگارترین اثر را در تورم دارد.

بهمنی‌اسکویی و تانکو[6] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان «نرخ ارز بازار سیاه، جانشینی پول و تقاضا برای پول در کشورهای کمتر توسعه‌یافته»، نتیجه گرفتند که معنی‌داری

1. Bretton-Woods
2. Arango and Nadiri
3. Bordo and Choudri
4. Kamin and Ericsson
5. Hyperinflation
6. Bahmani-Oskooee and Tanko

Archive of SID

www.SID.ir

ضریب نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضای پول نشان‌دهندهٔ وقوع پدیدهٔ جانشینی پول در اقتصاد است. آن‌ها پیشنهاد داده‌اند که با توجه به نبود توسعهٔ مالی در اکثر کشورهای در حال توسعه از نرخ تورم و ارز به‌منزلهٔ متغیرهای هزینهٔ فرصت نگهداری پول استفاده شود. زیرا در بیشتر کشورهای در حال توسعه، نرخ بهره به جای آنکه از سوی سازوکار بازار تعیین شود، به صورت اداری و دستوری تعیین می‌شود. به عبارت دیگر، تأثیر عملکرد قانون عرضه و تقاضا در بازار پول در نرخ بهره منعکس نمی‌شود و عموماً نرخ بهره معیار مناسبی برای نشان‌دادن هزینهٔ فرصت نگهداری پول نیست.

فریهولد- هونکن[1] (۲۰۱۰) در رسالهٔ دکتری خود با عنوان «تقاضای پول در کشورهای دلاری‌شده: بررسی تجربی»، به تخمین تابع تقاضای پول بلندمدت در کشورهای پاراگوئه، پرو و آرژانتین با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[2] پرداخت. او با لحاظ متغیر شاخص که از گسترش نرخ بهرهٔ سپرده‌های ارزی و سپردهٔ داخلی و نرخ ارز به دست آمده بود در تابع تقاضای پول، ثبات تابع تقاضای پول در این کشورها را بررسی کرد.

مطالعات زیادی در خصوص تقاضای پول در داخل کشور صورت گرفته است، اما هیچ‌کدام از آن‌ها دلاری‌شدن اقتصاد را در نظر نگرفتند، فقط مطالعات زیر تا حدودی با این موضوع مرتبط‌اند. انتقادی که می‌توان به مطالعات داخلی وارد دانست، این است که آن‌ها بر جانشینی پول تمرکز کردند، در حالی که جانشینی پول حالت حدی دلاری‌شدن است. اقتصاد ایران با پدیدهٔ دلاری‌شدن آن هم از نوع دلاری‌شدن مالی روبه‌رو است، زیرا با توجه به افزایش تقاضای سفته‌بازی دلار، بیشتر ساکنان داخلی از دلار به‌مثابهٔ دارایی مالی (نه ابزار معاملاتی) استفاده می‌کنند.

لشکری (۱۳۸۲) در قسمتی از رسالهٔ دکتری خود با عنوان «تحلیل پدیدهٔ جانشینی پول و عوامل مؤثر در آن (مورد ایران)» با استفاده از روش بوردو و چودری (۱۹۸۲) دو تابع تقاضا یکی برای پول داخلی و دیگری برای پول خارجی را در اقتصاد ایران تخمین زد. او نشان داد که تقاضای پول داخلی رابطهٔ مستقیمی با نرخ بهرهٔ خارجی و رابطهٔ معکوسی با نرخ بهرهٔ داخلی دارد. همچنین، تقاضای پول خارجی رابطهٔ مستقیمی با نرخ

1. Freyhold-Hunecken
2. Vector Error Correction Model

www.SID.ir

بهرهٔ داخلی و رابطهٔ معکوسی با نرخ بهرهٔ خارجی دارد، بنابراین پدیدهٔ جانشینی پول در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.

طهرانچیان و نوروزی‌بیرامی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1]» به بررسی جانشینی پول در ایران با استفاده از داده‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۷ پرداختند. آن‌ها بیان می‌کنند که چنانکه ضریب متغیر نرخ اسمی ارز منفی و به لحاظ آماری معنادار باشد، جانشینی پول تأیید می‌شود و نتیجه گرفتند که شدت پدیدهٔ جانشینی پول در ایران در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

۴. تصریح مدل و انتخاب متغیرها

در این پژوهش برای برآورد تابع تقاضای پول در ایران از رابطهٔ زیر استفاده می‌شود که از اضافه‌کردن متغیر چرخ‌دنده‌ای به تابع تقاضای پول در مقالهٔ بهمنی‌اسکویی و تانکو (۲۰۰۶) در کشورهای در حال توسعه به دست آمده است.

$$\mathrm{Ln}(rm۲) = \alpha_{۰} + \alpha_{۱}\mathrm{Ln}(GDP) + \alpha_{۲}\mathrm{Ln}(e) + \alpha_{۳}\,\mathrm{inf} + \alpha_{۴}\mathrm{gemax}۱۲ \qquad (۱)$$

که در آن، rm۲ تقاضای واقعی پول است که از نسبت $\frac{M۲}{P}$ به دست می‌آید، P شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایهٔ ۱۳۷۶، GDP تولید ناخالص داخلی به سال پایهٔ ۱۳۷۶، e نرخ ارز در بازار غیررسمی، inf نرخ تورم فصلی (رشد شاخص قیمت‌ها نسبت به فصل قبل) و $\mathrm{gemax}۱۲$ متغیر چرخ‌دنده‌ای حداکثر نرخ کاهش ارزش ریال تا ۱۲ دورهٔ (فصل) اخیر است. در این رابطه GDP متغیر مقیاس و e و inf متغیرهای هزینهٔ فرصت به شمار می‌روند. متغیر چرخ‌دنده‌ای $\mathrm{gemax}۱۲$، به‌منزلهٔ متغیر برگشت‌ناپذیر است و عمق آن $(k = ۱۲)$ به صورت برازش مدل با عمق‌های مختلف متغیر چرخ‌دنده‌ای و انتخاب بهترین برازش با استفاده از معیارهای شوارز- بیزین[2] و آکاییک[3] و $\bar{R}^{۲}$، به دست آمده است. در این مقاله تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از دادهٔ فصلی بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۷۱- ۱۳۹۱ تخمین زده می‌شود.

1. Autoregressive Distributed Lag Method
2. Schwarz Bayesian Criterion
3. Akaike Info. Criterion

Archive of SID

www.SID.ir

۵. تخمین مدل

متغیرهای تحت بررسی به صورت سری زمانی هستند، بنابراین ابتدا باید مانایی یا نامانایی متغیرها بررسی شود. برای این منظور از آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] استفاده شده است.

نتایج آزمون ADF نشان می‌دهد که متغیرهای $Ln(rm۲)$، $Ln(GDP)$، $Ln(e)$، $gemax۱۲$ و inf ریشهٔ واحد دارند، یعنی $I(۱)$ هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد ADF با عرض از مبدأ و روند

متغیرها	آمارهٔ ADF	مقادیر بحرانی مک‌کینون		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
$Ln(rm۲)$	-۱/۹۹۲۹	-۴/۰۷۳۸	-۳/۴۶۵۵	-۳/۱۵۹۴
$\Delta Ln(rm۲)$	-۳/۷۳۰۸ **	-۴/۰۷۳۸	-۳/۴۶۵۵	-۳/۱۵۹۴
$Ln(GDP)$	-۱/۷۶۳۲	-۴/۰۶۷۰	-۳/۴۶۲۳	-۳/۱۵۷۵
$\Delta Ln(GDP)$	-۴/۵۰۹۶ ***	-۴/۰۶۷۰	-۳/۴۶۲۳	-۳/۱۵۷۵
$Ln(e)$	-۰/۷۹۲۷	-۴/۰۶۲۰	-۳/۴۶۰۰	-۳/۱۵۶۱
$\Delta Ln(e)$	-۸/۳۱۱۸ ***	-۴/۰۶۳۲	-۳/۴۶۰۵	-۳/۱۵۶۴
inf	-۲/۴۰۱۲	-۴/۰۶۷۰	-۳/۴۶۲۳	-۳/۱۵۷۵
Δinf	-۵/۴۵۰۰ ***	-۴/۰۶۷۰	-۳/۴۶۲۳	-۳/۱۵۷۵
$gemax۱۲$	-۱/۲۷۵۱	-۴/۰۶۲۰	-۳/۴۶۰۰	-۳/۱۵۶۱
$\Delta gemax۱۲$	-۹/۲۶۹۴ ***	-۴/۰۶۳۲	-۳/۴۶۰۵	-۳/۱۵۶۴

یادداشت‌ها:

۱. علامت*** نشان‌دهندهٔ این است که بر اساس مقادیر بحرانی مک‌کینون (۱۹۹۱)، فرضیهٔ صفر ریشهٔ واحد در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌شود.

۲. علامت** نشان‌دهندهٔ این است که بر اساس مقادیر بحرانی مک‌کینون، فرضیهٔ صفر ریشهٔ واحد در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌شود.

۳. Ln و Δ در ابتدای متغیرها به ترتیب نشان‌دهندهٔ لگاریتم طبیعی و عملگر تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق

در این مطالعه، از روش «خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده» (ARDL)

1. Augmented Dickey-Fuller test

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده می‌شود. روش ARDL را پسران و شین[1] (۱۹۹۶)، پسران و پسران[2] (۱۹۹۷)، پسران و اسمیت[3] (۱۹۹۸)، پسران، اسمیت و شین (۲۰۰۱)، معرفی کرده‌اند. این روش از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی مانند یوهانسن[4] برخوردار است، اول اینکه، این رویکرد، روشی بهتر و معنی‌دارتر برای تعیین روابط هم‌جمعی در نمونه‌های کوچک بوده است، در حالی که تکنیک یوهانسن به نمونه‌های بزرگ‌تری نیاز دارد. دوم اینکه، اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خودهمبستگی را برطرف می‌کند. سوم اینکه، صرف نظر از درج هم‌جمعی تخمین‌زن‌ها، سعی در تشخیص و تخمین مدل دارد. چهارم اینکه، این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون‌زایی را حل می کند.

بر اساس نظر پسران و پسران (۱۹۹۷)، فرایند ARDL از طریق معادلات زیر ارائه می‌شود:

$$t = ۱,۲,...,T \ , \ i = ۱,۲,...,k \quad \varphi(L,p)y_t = \sum_{i=۱}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta' w_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\varphi(L) = ۱ - \varphi_۱ L - ... - \varphi_p L^p \qquad (۳)$$

$$\beta_i(L) = \beta_{i.} + \beta_{i۱}L + ... + \beta_{iq}L^{qi} \qquad (۴)$$

که y_t یک بردار از $m_y \times ۱$ متغیرهای برون‌زا، x_t یک بردار از $m_x \times ۱$ متغیرهای برون‌زا، w_t یک بردار $s \times ۱$ از متغیرهای دترمینستیک مثل عرض از مبدأ، $(\alpha.)$ روند و متغیرهای فصلی، L عملگر وقفه و $\varepsilon_t = (\varepsilon_{۱t}, \varepsilon_{۲t}, ...\varepsilon_{myt})'$ یک بردار $m_y \times ۱$ از جزء اخلال است. طول وقفه‌های بهینه معمولاً به وسیلهٔ معیارهای آکاییک، شوارز- بیزین، حنان‌کویین و $\bar{R}^2$ تعیین می‌شود. بردار هم‌جمعی بلندمدت به صورت زیر است:

$$y_t = \theta_. + \sum_{i=۱}^{k}\theta_i x_{it} + u_t \qquad (۵)$$

1. Pesaran and Shin
2. Pesaran M. H. and Pesaran B.
3. Pesaran and Smith
4. Johansen

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن:

$$\theta_i = \frac{\beta_i(1,q_i)}{\varphi(1,p)} = \frac{\beta_{i.} + \beta_{i1} + \ldots + \beta_{iq}}{1 - \varphi_1 - \ldots - \varphi_p} \quad (۶)$$

$$\theta_. = \frac{\alpha_.}{\varphi(1,p)} = \frac{\alpha_.}{1 - \varphi_1 - \ldots - \varphi_p} \quad (۷)$$

$$u_t = \frac{\varepsilon_t}{\varphi(1,p)} = \frac{\varepsilon_t}{1 - \varphi_1 - \ldots - \varphi_p} \quad (۸)$$

معادلهٔ تصحیح خطای مدل ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i.} \Delta x_{it} - \varphi(1,p) ECM_{t-1} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{q_i - 1} \beta_{i,t-j}^* \Delta x_{i,t-j} \quad (۹)$$

$$ECM_t = y_t - \psi' w_t - \sum_{i=1}^{k} \theta_i x_{it} \quad (۱۰)$$

که در آن پارامترهای $\beta_{i,t-j}^*$، φ_j^* و δ' ضرایب پویای کوتاه‌مدت محسوب می‌شوند و $\varphi(1,p)$ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد (تشکینی ۱۳۸۴، صمدی و پهلوانی ۱۳۸۸).

با توجه به تعداد مشاهدات (۸۴ دوره) و فصلی‌بودن آن‌ها حداکثر تعداد وقفه را ۴ در نظر گرفته و بر اساس معیار آکاییک مدل ARDL(۳,۳,۲,۰,۴) برآورد شده است. جدول ۲ نتایج مربوط به تخمین ضرایب کوتاه‌مدت مدل را نشان می‌دهد.

با توجه به جدول ۲، آمارهٔ F نشان می‌دهد که کل مدل در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار است. آماره‌های R^2 و $\bar{R}^2$ نشان می‌دهند که این متغیرها قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر تقاضای واقعی پول دارند. از آنجا که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۱ است، بنابراین، فرضیهٔ صفر این آزمون‌ها مبنی بر نبود خودهمبستگی، همسانی واریانس، نبود تورش تصریح و نرمال‌بودن جزء خطا را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی، فروض مربوط به جملهٔ اخلال را تأمین می‌کند.

بعد از تخمین معادلهٔ پویا باید آزمون وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت را انجام داد، برای

Archive of SID

www.SID.ir

این منظور از آزمون F پسران و شین استفاده می‌شود. آمارهٔ F محاسباتی برابر ۴/۶۴۷۰ است، که از مقادیر بحرانی (اگر وقفه ۴ باشد، در این صورت حد پایین و بالای مقادیر بحرانی با سطح اطمینان ۹۵ درصد به ترتیب ۲/۸۵ و ۴/۰۴۹ است) بزرگ‌تر است. بنابراین، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود رابطهٔ بلندمدت با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، در نتیجه متغیرهای مدل مذکور رابطهٔ بلندمدت دارند. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت بین متغیرها در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۲. تخمین ضرایب پویای مدل (۳،۲،۰،۴،۳) ARDL

متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	احتمال
ln(rm۲)(−۱)	۰/۹۰۴۱	۱۰/۳۷۳۶	۰/۰۰۰
ln(rm۲)(−۲)	۰/۲۳۷۲	۱/۹۷۴۲	۰/۰۵۲
ln(rm۲)(−۳)	−۰/۲۸۴۹	−۳/۴۲۰۴	۰/۰۰۱
ln(GDP)	۰/۱۴۸۸	۳/۰۲۹۰	۰/۰۰۳
ln(GDP)(−۱)	۰/۰۲۷۷	۰/۵۳۵۷	۰/۵۹۴
ln(GDP)(−۲)	۰/۱۹۷۵	۵/۰۲۴۶	۰/۰۰۰
ln(GDP)(−۳)	−۰/۱۰۲۳	−۲/۳۷۱۶	۰/۰۲۱
ln(e)	۰/۰۵۰۴	۱/۲۱۶۱	۰/۲۲۸
ln(e)(−۱)	۰/۰۴۷۵	۰/۸۲۷۲	۰/۴۱۱
ln(e)(−۲)	−۰/۱۲۱۱	−۲/۹۱۳۹	۰/۰۰۵
inf	−۰/۰۰۹۳	−۶/۱۲۴۵	۰/۰۰۰
ge max۱۲	۰/۰۰۰۲	۰/۴۶۶۰	۰/۶۴۳
ge max۱۲(−۱)	−۰/۰۰۰۲	−۰/۴۱۸۳	۰/۶۷۷
ge max۱۲(−۲)	۰/۰۰۱۰	۱/۸۲۳۵	۰/۰۷۳
ge max۱۲(−۳)	−۰/۰۰۰۵	−۰/۹۶۵۶	۰/۳۳۸
ge max۱۲(−۴)	−۰/۰۰۰۹	−۲/۴۵۴۴	۰/۰۱۷
c	−۱/۷۵۷۷	−۲/۰۴۷۴	۰/۰۴۵
R-Squared ۰/۹۹۸۶	R-Bar-Squared	۰/۹۹۸۳ F(۶۷،۱۶)	۲۹۷۴/۷ ۰/۰۰۰
Schwarz Bayesian C.	۱۷۷/۲۳۹۷	Akaike Info. C.	۱۹۷/۹۰۱۷
	آمارهٔ LM		آمارهٔ F
Serial Correlation	۶/۴۳۲۵(۰/۱۶۹)		۱/۳۰۶۱(۰/۲۷۷)
Functional Form	۰/۰۴۴۸(۰/۸۳۲)		۰/۰۳۵۲(۰/۸۵۲)
Normality	۰/۱۶۲۳(۰/۹۲۲)		-
Heteroscedasticity	۲/۵۱۷۳(۰/۱۱۳)		۲/۵۳۳۳(۰/۱۱۵)

مأخذ: نتایج تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۳. تخمین ضرایب بلندمدت مدل (۳،۳،۲،۰،۴) ARDL

متغیرها	ضریب	آمارهt	احتمال
ln(GDP)	۱/۸۹۲۴	۱۳/۳۰۶۲	۰/۰۰۰
ln(e)	-۰/۱۶۱۶	-۳/۳۳۳۴	۰/۰۰۱
inf	-۰/۰۶۵۱	-۱/۹۷۴۶	۰/۰۵۲
ge max۱۲	-۰/۰۰۲۷	-۱/۹۹۹۱	۰/۰۵۰
c	-۱۲/۲۴۱۸	-۸/۱۹۷۷	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

ضریب متغیر GDP در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. به عبارت دیگر، تقاضای واقعی پول نسبت به GDP در بلندمدت کشش‌پذیر است و یک درصد افزایش در درآمد ملی سبب افزایش تقاضای واقعی پول به میزان بیش از یک درصد می‌شود. علامت مثبت کشش درآمدی نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مستقیم تقاضای واقعی پول با GDP به‌منزلهٔ متغیر مقیاس است.

ضریب متغیر نرخ ارز در بازار آزاد در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار و علامت آن منفی است. یعنی وقوع پدیدهٔ دلاری‌شدن در اقتصاد ایران تأیید می‌شود و ارزهای خارجی در انجام یکی یا بیشتر از وظایف پول، جایگزین پول ملی می‌شوند.

ضریب برآوردی برای تورم در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار و علامت آن منفی است که نشان‌دهندهٔ رابطهٔ معکوس تقاضای واقعی پول با نرخ تورم به‌منزلهٔ هزینهٔ فرصت نگهداری پول است.

ضریب متغیر چرخ‌دنده‌ای در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار و علامت آن منفی است که نشان‌دهندهٔ انعطاف‌ناپذیری و برگشت‌ناپذیری رفتار عوامل اقتصادی نسبت به شوک منفی نرخ کاهش ارزش پول داخلی است، یعنی برگشت‌ناپذیری دلاری‌شدن در اقتصاد ایران نیز تأیید می‌شود.

در مرحلهٔ بعدی شکل تصحیح خطای ARDL را برآورد کرده و نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت شکل تصحیح خطا به صورت جدول ۴ گزارش شده است.

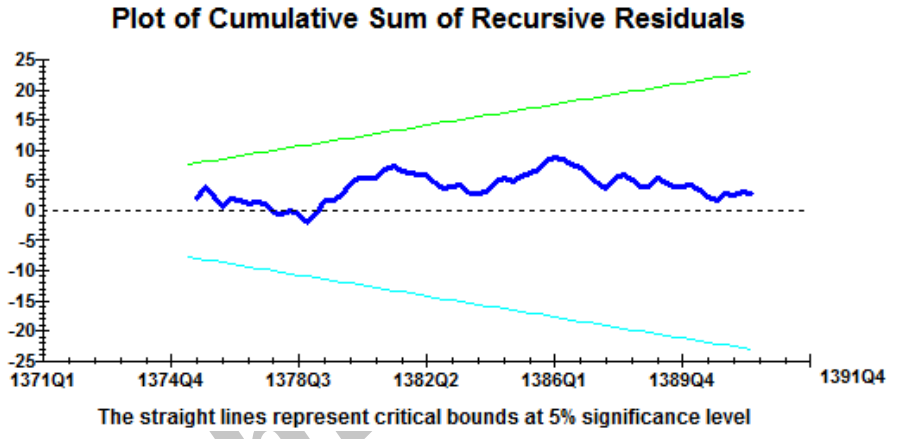
جدول ۴. تخمین مدل تصحیح خطا

متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	احتمال
ECM (-۱)	-۰/۱۴۳۶	-۲/۴۸۱۱	۰/۰۱۶
R-Squared ۰/۸۲۸۶	R-Bar-Squared ۰/۷۸۷۶	F-Stat. F(۷۰،۱۳) ۲۴/۹۰۶۰	(۰/۰۰۰)

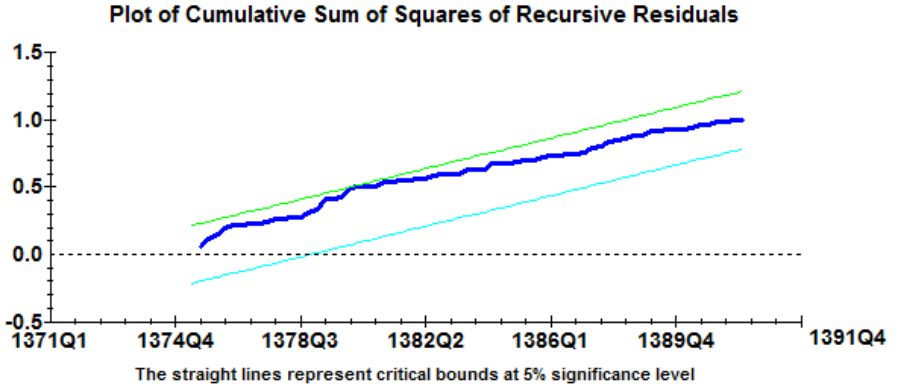
مأخذ: نتایج تحقیق-

Archive of SID
www.SID.ir

جملهٔ 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 و از نظر آماری معنی‌دار باشد. ضریب برآوردشده ۰/۱۴۳۶- است که علامت منفی دارد و در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد که در صورت انحراف از مسیر بلندمدت تابع تقاضای پول در هر دوره (یک سال)، حدود ۱۴/۳۶ درصد تعدیل خواهد شد (یعنی حدود ۷ سال طول می‌کشد که تابع تقاضای پول به مسیر تعادلی بلندمدت برسد).



نمودار ۱. نتایج آزمون CUSUM



نمودار ۲. نتایج آزمون CUSUMQ

www.SID.ir

برای آزمون ثبات ساختاری از آماره‌های CUSUM (مجموع تجمعی پسماندها) و CUSUMQ (مجموع تجمعی مجذور پسماندها) استفاده می‌کنیم. نرم‌افزار Microfit نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی را بین دو خط صاف (فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد) ارائه می‌کند. اگر نمودار ارائه‌شده داخل فاصلهٔ اطمینان باشد، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. اگر نمودار از فاصلهٔ اطمینان بیرون زده باشد (به عبارتی فاصلهٔ اطمینان را قطع کرده باشد) فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود شکست ساختاری رد و شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. آمارهٔ CUSUM برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آمارهٔ CUSUMQ زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، استفاده می‌شوند.

با توجه به نمودارهای ۱ و ۲، فرضیهٔ صفر نبود شکست ساختاری را نمی‌توان رد کرد، یعنی مدل دارای ثبات ساختاری است.

۶. نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان‌دهندهٔ دلاری‌شدن و برگشت‌ناپذیری آن در اقتصاد ایران است، زیرا ضرایب برآوردی برای نرخ ارز در بازار آزاد و متغیر چرخ‌دنده‌ای (حداکثر نرخ کاهش ارزش ریال تا ۱۲ فصل اخیر) در تابع تقاضای پول منفی و معنی‌دار شده است.

علت اصلی پدیدهٔ دلاری‌شدن در اقتصاد ایران تورم‌های بالا و مزمن طی چهل سال اخیر است، پس برای مهار دلاری‌شدن اقتصاد باید بر کنترل تورم تمرکز کرد.

برای مهار پدیدهٔ دلاری‌شدن باید شرایطی ایجاد کرد که دلاری‌شدن برگشت‌پذیر شود یعنی اعتماد ساکنان داخلی به پول ملی افزایش یابد، برای این منظور باید از واردشدن شوک‌های منفی (شامل ارزی و تورمی) به اقتصاد جلوگیری کرد.

منابع

۱. تشکینی، احمد (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit ، تهران: موسسه فرهنگی هنری دیباگران.

۲. حسینی، صفدر و بخشی، محمد رضا (۱۳۸۵). تجریه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۸، ۱-۱۳.

Archive of SID

www.SID.ir

۳. زمانیان، غلامرضا و ابوذری، ایوب (۱۳۹۲). شوک‌های ارزی و دلاری‌شدن اقتصاد ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، ۲، ۵، ۵۷-۷۶.

۴. صمدی، علی حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۸۸). هم جمعی و شکست ساختاری در اقتصاد، همدان: انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان و نور علم.

۵. طهرانچیان، امیرمنصور و نوروزی بیرامی، معصومه (۱۳۹۰). آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۶، ۴۲، ۹۹-۱۱۵.

۶. لشکری، محمد (۱۳۸۲). تحلیل پدیده جانشینی پول و عوامل مؤثر برآن (مورد ایران)، پایان‌نامه دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس.

7. Arango, S., & Nadiri, M. I. (1981). Demand for money in open economics, Journal of Monetary Economics, 7, 69-83.

8. Bahmani-Oskooee, M., & Tanku, A. (2006). Black market exchange rate, currency substitution and the demand for money in LDCs, Economic System, 30, 249-263.

9. Bordo, M.D., & Choudri, E. (1982). Currency Substitution and the Demand for Money: Some Evidence for Canada, Journal of Money Credit and Banking, 14, 48-57.

10. Calvo, G. A., & Vegh, C. A. (1992). Currency substitution in developing countries: An introduction, IMF Working paper 92/40, Washington.

11. Civcir, I. (2005). Dollarization and its long-run determinants in Turkey, Money and finance jn the middle east: Missed opportunities or future prospects?, Emerald Group Publishing Limited, 201-232.

12. 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, Salvatore, D., Dean, J. W., Willet, T. D., New York, Oxford University Press, 46-71.

13. Freyhold - Hunecken, A. V. (2010). Money demand in dollarized countries: an empirical investigation, Doctoral thesis, University of Gottingen.

Archive of SID

www.SID.ir

14. 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.

15. Kamin, S. B., & Ericsson, N. R. (2003). Dollarization in post-hyperinflationary Argentina, Journal of International Money and Finance, 22, 185-211.

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

17. Oomes, N., & Ohnsorge, F., (2005). Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia. Journal of Comparative Economic, 33, 462-483.

18. Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford, Oxford University press.

19. 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., 196-205.

20. Sriram, S. (1999). Survey of Literature in Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models, IMF Working Paper 99/64.

Archive of SID

www.SID.ir