

Currency Substitution and the Demand for Money: Evidence from Canada

Mohammad Lashkary

Associate Professor

Department of Economics, Payame Noor University, Mashad

جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی

از کانادا

محمد لشکری^۱

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور مشهد

Abstract

Currency substitution refers to the phenomenon that people of a country in its asset portfolio, preferring instead the domestic currency to foreign currency holding.

This phenomenon has also been observed in developed and developing countries. In developed countries, currency substitution is symmetrical and bilateral, Canadian paper currency substitution in check. The research method was descriptive and Eview 6 software was used to estimate the model. The results show that the Canadian economy is a dual currency substitution.

Keywords: Currency Substitution, Dollarization, Canada, Demand for Money

چکیده

جانشینی پول به پدیده‌ای اطلاق می‌شود که مردم یک کشور در پرتفوی دارایی خود، ترجیح می‌دهند به جای پول داخلی، پول خارجی نگهداری کنند. این پدیده هم در کشورهای پیشرفته و هم در کشورهای در حال توسعه مشاهده شده است. در کشورهای پیشرفته جانشینی پول به صورت متقارن و دوطرفه- است. مقاله حاضر جانشینی پول را در کانادا بررسی می‌کند. روش پژوهش توصیفی است و از نرم افزار اویوز ۶ برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در اقتصاد کانادا جانشینی پول دو طرفه است.

کلید واژه‌ها: جانشینی پول، دلاری شدن، کانادا،

تقاضای پول

¹ - Lashkarym@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۵/۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۲۵

۱. مقدمه

اخیراً موضوع امکان جانشینی پول‌های داخلی و خارجی به طور قابل ملاحظه‌ای مورد توجه قرار گرفته است. جانشینی پول آثار مهمی برای کارکرد نرخ‌های ارز انعطاف‌پذیر دارد. اگر درجه جانشینی پول بالا باشد، تغییرات کوچک در عرضه پول موجب تغییرات بزرگ در نرخ ارز می‌گردد. بعلاوه، جانشینی پول آثار اختلالات پولی را از یک کشور به کشور دیگر انتقال خواهد داد. به راستی جانشینی پول توانایی نرخ‌های شناور ارز را برای فراهم کردن استقلال پولی از بین می‌برد.

این مقاله اهمیت تجربی جانشینی پول در چارچوب تقاضا برای پول را آزمون می‌کند. اگر جانشینی پول مهم باشد، تغییر انتظاری در نرخ ارز باید یک تعیین کننده مهم در تقاضای پول داخلی باشد. در بخش دو چنین آزمونی را برای تقاضای پول کانادا طی دوره اخیر نرخ‌های شناور ارز انجام می‌دهیم. شواهد قابل ملاحظه‌ای وجود دارد که نرخ سلف ارز اندازه خوبی از نرخ انتظاری ارز است. آزمون‌های ما این نتایج را برای داده‌های کانادا از سال ۱۹۹۸ تأیید می‌کند. با استفاده از اندازه نرخ سلف، دریافتیم که تغییر انتظاری نرخ ارز (دلار آمریکا به دلار کانادا) عامل معنی‌داری در تقاضای پول کانادا نبود.

نتایج ما با مطالعه اخیر میلز^۱ که درجه بالایی از جانشینی پول را در کانادا گزارش نموده است کاملاً متضاد است. در بخش سه شواهد میلز را دوباره آزمون نموده و نشان می‌دهیم که نتایج او بر مدلی با تصریح اشتباه بنا شده است. به راستی بررسی مدلی که ما معتقدیم به درستی تصریح شده است با استفاده از داده‌های میلز نشان می‌دهد که جانشینی پول معنی‌دار نیست.

۲. تغییر نرخ انتظاری ارز و تقاضا برای پول

طبق فرمول استاندارد^۲ تقاضا برای پول تابعی از یک متغیر مقیاس نشان دهنده درآمد یا ثروت و مجموعه‌ای از متغیرهای نشان دهند هزینه فرصت نگهداری پول است. در این چارچوب اگر پول خارجی جانشین پول داخلی باشد نرخ بازده پول خارجی عامل مؤثری بر تقاضای پول داخلی خواهد بود.^۳ با فرض اینکه به مانده‌های پول خارجی هیچ بهره‌ای پرداخت نمی‌شود، نرخ بازده انتظاری پول خارجی برابر نرخ انتظاری افزایش نرخ ارز (که به عنوان قیمت پول خارجی تعریف می‌شود) است. بنابراین امکان جانشینی پول می‌تواند از طریق اینکه آیا تغییر انتظاری نرخ ارز تعیین کننده معنی‌داری در تقاضای پول داخلی است آزمون شود.

الف. مقیاس نرخ سلف

^۱ Miles, Marc A (1998)

^۲ Laidler, David (1996)

^۳ کشش متقاطع تقاضا برای پول داخلی نسبت به بازده خارجی اندازه درجه جانشینی پول را نشان می‌دهد.

در این مقاله ما از اندازه نرخ سلف استفاده می-کنیم اما تصدیق می‌کنیم که اگر مقداری انحراف از فرضیه رخ دهد، این اندازه در معرض خطا می‌گیرد.^۴ برای برخورد با چنین امکانی از روش متغیر ابزاری استفاده می‌کنیم. در آزمون‌های زیر در فاصله نسبی^۵ از نرخهای سلف و نقدی ۹۰ روزه برای اندازه‌گیری نرخ انتظاری افزایش^۶ نرخ ارز استفاده می‌کنیم.

ب. شاهی از تقاضای پول کانادا

۴. برای آزمون مناسب بودن فرضیه ساده کارا برای مجموعه داده‌های ما، با استفاده از داده‌های سه ماهه مربوطه از نوامبر ۱۹۹۰ تا نوامبر ۲۰۰۱ رگرسیون زیر را تخمین می‌زنیم (خطای استاندارد در پرانتز نشان داده شده است):

$$\log S_t = 0/002 + 1/015 \log F_{t-3} (3); (t = 1, 4, 7, \dots)$$

(0/049) (0/003)

$$R^2 = 0/93; D - W = 1/61,$$

$$SEE = 0/0177, \text{No. obs} = 37$$

که S_t نرخ نقدی در ماه t و $F_{t-3} (3)$ نرخ آینده سه ماهه در $t-3$ است. نتایج بالا با فرضیه ای که عرض از مبدأ را صفر و شیب را یک، فرض می‌کند، جمله خطا به طور سریالی خود همبستگی ندارد سازگار است. توجه کنید حتی اگر $F_{t-3} (3)$ از تمام اطلاعات در دسترس در ماه $t-3$ استفاده نماید، ut (جمله خطا در ماه t) ممکن است با $ut-1$ و $ut-2$ همبستگی داشته باشد. با وجود آن فرضیه کارا دلالت دارد که ut با $ut-3$ همبستگی ندارد. برای تمرکز روی این آزمون، مشاهدات در رگرسیون در فواصل سه ماهه در نظر گرفته می‌شود. (برای رویکردهای اقتصادسنجی دیگر، که مشاهدات مشترک را حذف نمی‌کند.)

5. The proportional spread

⁶ - Appreciation

فرضیه بازارهای کارا بیان می‌کنند که نرخ سلف مقیاس خوبی از نرخ انتظاری ارز است. یک وجه ساده از این فرضیه که فرض می‌کند افراد ریسک خنثی بوده و هزینه مبادله وجود ندارد اشاره دارد که با توجه به تمام اطلاعات موجود، نرخهای سلف پیش بینی بهینه‌ای از نرخهای نقدی^۱ آینده ارائه می-کنند. این فرضیه بوسیله شواهد قابل ملاحظه‌ای برای محدوده گسترده‌ای از کشورها و دوره‌ها حمایت می-شود^۲ که نشان می‌دهد نرخهای سلف یک پیش بینی بدون تورشی از نرخهای نقدی آینده ارائه می‌کنند و خطای پیش بینی از اطلاعات موجود در مورد نرخ-های نقدی و آینده مستقل است. با وجود این، فرضیه ساده کارا^۳ به خوبی از عهده تمام آزمون‌ها و داده‌هایی که شواهدی علیه آن ارائه می‌کنند بر نمی‌آید. حتی اگر وجه ساده برقرار نباشد و نرخ سلف با مقداری خطای سیستماتیک (احتمالاً به دلیل عوامل ریسک و/ یا هزینه‌های مبادله) نرخ نقدی انتظاری را اندازه بگیرد، اگر خطا کوچک باشد نرخ سلف می-تواند هنوز به عنوان یک نماینده خوب مورد استفاده قرار گیرد.

¹ - Spot

² - Frenkel, Jacob A and Carlos A. Rodriguez (1990)

³ - The simple efficiency hypothesis

فرض می‌شود.^۴ تأخیر تعدیلی در تقاضا برای پول می‌تواند برحسب ذخایر اسمی یا واقعی تصریح شود. تصمیم در مورد اینکه کدام مکانیزم مرجح است بر عهده داده‌ها گذاشته شده است.^۵ نهایتاً در معادلات رگرسیونی که احتمال همبستگی سریالی خطای پسماند آنها می‌رود از تعدیل کوکران- اورکات استفاده می‌کنیم.

با استفاده از داده‌های فصلی دوره اخیر نرخ ارز انعطاف پذیر از ۱۹۹۰/۳ تا ۲۰۰۱/۳ تقاضای پول کانادا را تخمین می‌زنیم.^۱ تابع تقاضا برای M_1 و همچنین M_2 تخمین زده می‌شود. چند متغیر مقیاس را مورد بررسی قرار دادیم نهایتاً تصمیم گرفتیم از مقدار درآمد جاری استفاده کنیم.^۲ نرخ‌های بهره با دو متغیر کوتاه‌مدت و بلندمدت ارائه شده‌اند. در مورد M_2 ما نیز نرخ بهره سپرده‌های پس‌انداز را به عنوان اندازه‌ای از نرخ خودش^۳ استفاده می‌کنیم. شکل تابع لگاریتم خطی، لگاریتم مضاعف نسبت به درآمد و نیمه لگاریتمی نسبت به متغیرهای هزینه فرصت

۳. این شکل تغییر نرخ ارز انتظاری راحت است و می‌تواند ارزش منفی و مثبت بگیرد. یک شکل لگاریتمی مضاعف می‌تواند با اضافه کردن یک جمله ثابت مثبت برای این متغیر قبل از لگاریتم گیری به کار گرفته شود (این رویکرد در منبع شماره ۵ برای تخمین تقاضای پول تحت ابرتورم به کار گرفته شده است). با وجود این، در مورد ما، محدوده تغییر متغیرهای هزینه فرصت خیلی بزرگ نیست و بنابراین انتخاب بین شکل نیمه لگاریتمی و لگاریتمی مضاعف موضوع مهمی نیست.

۵. دو مکانیزم به صورت زیر مشخص شده است:

تعدیل واقعی: $\log m_t = \lambda$

$$\log m_t^* = \lambda \log m_t^*(\dots) + (1 - \lambda) \log m_{t-1}$$

تعدیل اسمی:

$$\log M_t^* = \lambda \log M_t^*(\dots) + (1 - \lambda) \log M_{t-1}$$

که m و M موجودی مانده‌های واقعی و اسمی هستند، حروف ستاره‌دار نشان دهنده موجودی مطلوب است، و $\lambda < 1$ است. فرض کنید $M_t^* = P_t m_t^*$ ، تصریح تعدیل اسمی به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\log m_t = \lambda \log m_t^*(\dots) + (1 - \lambda) \log (M_{t-1} / P_t)$$

۱. در این مقاله، فقط تخمین‌های تک معادله‌ای تقاضای پول کانادا که ممکن است به تورش معادله همزمان محدود باشند را تخمین می‌زنیم. برای تصحیح این تورش متغیرهای ابزاری می‌تواند به کار گرفته شود، اما نتایج تحقیق نسبت به انتخاب ابزارها حساس خواهد بود. پولوز (Poloz, Stephen S, 2004) که تخمین‌های تقاضای پول کانادا را انجام داد و نشان داد که استفاده از متغیرهای ابزاری در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی تفاوت زیادی ندارد را ببینید.

۲. به عنوان شق دیگر، اندازه درآمد دائمی می‌تواند با استفاده از مدل یادگیری خطا ساخته شود. با وجود این به خوبی مشخص می‌شود، که چنین اندازه‌ای مشکل است تمایز شود از نظر تصریح اقتصاد سنجی که شامل درآمد دائمی به اضافه تأخیر تعدیل می‌باشد. در مقاله تلاش کردیم اندازه‌ای از ثروت غیرانسانی را به دست آوریم اما عموماً نتایج مشابهی به دست آوردیم.

4. Own rate of interest

M_2 ارزش‌های ضرایب t به ترتیب $-1/25$ و $-0/60$ بودند.^۲

۳. آزمون مجدد شواهد میلز

در منبع شماره ۱۹ میلز تأثیر جانشینی پول را در کانادا با متدولوژی متفاوت و مجموعه داده‌های متفاوتی آزمود. در این بخش، نشان می‌دهیم که نتایج او دال بر نقش معنی‌دار برای جانشینی پول می‌تواند طوری تفسیر شود که با نتایج ما در بالا سازگار باشد. رویکرد میلز بر این فرض بنا شده‌است که، ترازهای واقعی پول داخلی و خارجی نهاده‌های تابع تولید است که محصول آن جریان خدمات پولی است. با فرض اینکه تابع تولید را می‌شود با یک تابع CES که همگن از درجه یک می‌باشد نشان داد، و اینکه بازار ارز بوسیله آربیتراژ کامل بهره مشخص گردد. او جریان خدمات پولی را با قید محدودیت دارایی برای بدست آوردن رابطه زیر حداکثر می‌کند:

$$E = \alpha + 1\alpha[\log(1+i_f) - \log(1+i_d)] + \log(M_d/M_f) \quad (1)$$

در جدول شماره (۱) برای هر تعریف پول ابتدا بهترین برازش تقاضای پول را بدون نرخ انتظاری افزایش نرخ ارز (\hat{E}) نشان می‌دهیم. و سپس \hat{E} را برای آزمون تأثیر جانشینی پول در معادله معرفی می‌کنیم. همانطوریکه از جدول پیداست، بهترین تابع برازش شده برای M_1 براساس مکانیسم تعدیل حقیقی است که فقط شامل نرخ کوتاه‌مدت می‌باشد. از طرف دیگر بهترین برازش تابع برای M_2 از مکانیزم تعدیل اسمی استفاده نموده و شامل نرخ بهره بلند مدت است. جدول همچنین بهترین برازش تابع تقاضا برای ترازهای ($M_2 - M_1$) را که نشان دهنده سپرده‌های پس‌انداز شخصی می‌باشد را نشان می‌دهد. شکل تابع تقاضا برای این ترازها همانند تابع تقاضای M_2 است.^۱ در هر سه مورد وقتی \hat{E} معرفی می‌شود بی‌معنی است. بنابراین شاهدهی برای جانشینی پول در تقاضا برای M_1 ، M_2 ، یا ($M_2 - M_1$) وجود ندارد. همانطورکه در بالا بحث شد، ممکن است \hat{E} با خطا اندازه‌گیری شود و بنابراین ضریب آن با تورش باشد. برای مقابله با منشأ این تورش با استفاده از متغیر رتبه‌ای دوربین (رتبه \hat{E} در مرتبه بالارونده) به عنوان ابزاری برای \hat{E} دوباره (با وارد کردن \hat{E}) رگرسیون را تخمین می‌زنیم که در جدول (۱) نشان داده شده است. در تمام موارد ضریب \hat{E} بی‌معنی باقی می‌ماند. برای مثال، در رگرسیون‌های توضیح دهنده M_1 و

۲. به عنوان یک متغیر ابزاری دیگر، ما \hat{E} را در چهار گروه بر طبق اندازه آن مرتب می‌کنیم و $IV_j = j$ را برای چهار گروه j همانند متغیرهای ابزاری تعریف می‌کنیم. اگر خطای اندازه‌گیری کوچک نباشد IV_j ممکن است از متغیر رتبه‌ای بهتر باشد. با وجود این، استفاده از IV_j به عنوان یک ابزار نتیجه اینکه \hat{E} در تمام رگرسیون‌ها معنی‌دار است را تغییر نمی‌دهد.

۱. نتایج دلالت دارد که تقاضا برای سپرده‌های پس‌انداز M_1 با تفاوت است و همانگونه که آن برای بخش عمده‌ای از M_2 محاسبه می‌شود، بر شکل تقاضا برای M_2 تفوق دارد.

بدست آید. اگر جانشینی پول بین m_f و m_d وجود نداشته باشد ضرایب β_2 و γ_2 (که اثر متقاطع جانشینی را نشان می‌دهند) در معادله‌های (۱) و (۲) برابر صفر خواهند بود.

برای ارتباط مدل بالا با آزمون‌های بخش پیشین توجه نمایید که تحت شرایط معاملات ارز با آربیتراژ کامل بهره $i_d = i_f + \hat{E}$ است. با استفاده از این رابطه و جانشین کردن $\hat{E} - i_d$ به جای i_f در معادله (۲) خواهیم داشت:

$$\log m_d = \beta_0 + \beta_1 \log y + (\beta_2 + \beta_3) i_d - \beta_3 \hat{E} \quad (4)$$

که M_f و M_d موجودی ترازهای پولی برحسب پول های داخلی و خارجی هستند، E نرخ ارز (پول داخلی برحسب واحد پول خارجی)، i_d نرخ بهره داخلی و i_f نرخ بهره خارجی است. در رابطه بالا 10α برابر کشش جانشینی است. با استفاده از این رابطه میلز کشش جانشینی را در کانادا و طی دوره ۱۹۷۰/۳ تا ۱۹۷۹/۳ معنی‌دار و در حد ۵/۷۸ یافت.

در زیر شاهدهی ارائه می‌کنیم که دلالت دارد مدلی که توسط میلز مورد استفاده قرار گرفته نادرست تصریح شده است. آزمون تصریح ما بر اساس توابع تقاضا برای پول داخلی و خارجی بنا شده است:

$$\log m_d = \beta_0 + \beta_1 \log y + \beta_2 i_d + \beta_3 i_f \quad (2)$$

$$\log m_f = \gamma_0 + \gamma_1 \log y + \gamma_2 i_d + \gamma_3 i_f \quad (3)$$

که در آن $m_d = M_d/P_d$ تقاضای حقیقی برای پول داخلی، $m_f = EM_f/P_d$ ، تقاضای حقیقی برای پول خارجی، P_d سطح قیمت داخلی و y درآمد حقیقی داخلی است. چون در شرایط معاملات ارز با آربیتراژ کامل بهره i_d و i_f نشان دهنده قیمت نگهداری (هزینه فرصت) m_f و m_d برای یک دوره هستند، معادلات بالا را می‌توان به سادگی این چنین تفسیر کرد که تقاضای هر کدام از پول‌ها به متغیر مقیاس، قیمت خودش و قیمت پول جانشین بستگی دارد. در ضمیمه نشان می‌دهیم که این‌گونه توابع تقاضا می‌تواند به سادگی از یک مدل حداکثرسازی مطلوبیت

جدول ۱ جانشینی پول در تقاضای پول کانادا: داده های فصلی، ۱۹۷۰/۴ - ۱۹۷۹/۴

ضرایب متغیرهای وابسته (ارقام داخل پرانتز مقادیر t را نشان می دهد).

مورد	1	2	3	4	5	6
متغیر وابسته $\text{Log}(X_t/P_t)$	$X=M_1$	$X=M_1$	$X=M_2$	$X=M_2$	$X=M_2-M_1$	$X=M_2-M_1$
نوع رگرسیون	OLSQ	OLSQ	CORC	CORC	CORC	CORC
جمله ثابت	-1/19 (-1/92)**	-1/49 (-2/27)*	-1/39 (-1/72)**	-1/58 (-1/87)**	-2/33 (-7/79)**	-2/38 (-2/73)**
Log y	0/08 (1/86)**	0/11 (2/21)*	0/11 (1/75)**	0/13 (1/89)**	0/19 (2/77)	0/19 (2/70)*
i_s	-0/65 (-4/20)*	-0/67 (-4/36)*				
i_l			-0/91 (-2/71)*	-0/76 (2/05)*	-1/01 (-2/24)*	-0/96 (1/93)**
i_o			0/72 (4/07)*	0/65 (3/27)*	1/11 (4/56)*	1/08 (4/04)*
\hat{E}		-0/21 (-1/26)		-0/08 (-0/89)		-0/03 (-0/23)
Log (X_{t-1}/P_{t-1})	0/87 (12/84)*	0/85 (12/30)				
Log X_{t-1}/P_t			0/88 (16/34)	0/87 (15/47)	0/86 (20/98)	0/85 (20/20)
R2	0/926	0/930	0/997	0/997	0/998	0/998
SEE	0/0149	0/0148	0/0064	0/0064	0/0084	0/0085
D-W	2/32	2/39	1/71	1/70	1/79	1/79
h دوربین	-1/07	-1/31				
Rho			0/224	0/235	0/282	0/295

ملاحظات: M_1 = تعریف محدود پول، M_2 = تعریف گسترده پول، P = سطح قیمت، y = درآمد واقعی، i_s = نرخ بهره کوتاه مدت، i_l = نرخ بهره بلندمدت، i_o = نرخ خودش، \hat{E} = نرخ انتظاری تغییر نرخ ارز؛ تمام نرخ ها سالیانه هستند. برای توضیحات بیشتر ضمیمه را ببینید.

* معنی دار بودن را در سطح ۵ درصد نشان می دهد.

** معنی دار بودن را در سطح ۱۰ درصد نشان می دهد.

معادله (۵) به دو مسأله با رویکرد میلز اشاره می کند. اول، آن که واضح نیست که آیا ضریب اختلاف نرخ بهره ($\hat{i}_f - \hat{i}_d$) میزان کشش جانشینی پول را نشان می دهد؟ دوم، δ_1 و/یا δ_2 ممکن نیست برابر صفر باشد. در این مورد حذف تأثیر \hat{i}_d و y به طور کلی تخمین δ_3 را تورشدار می کند. در جدول (۲) این امکان بررسی شده است.

بنابراین، آزمون صفر بودن ضریب \hat{E} در معادله (۴) معادل فرضیه صفر بودن ضریب \hat{i}_f در معادله (۲) می باشد.

برای مقایسه مدل بالا با تصریح میلز (۳) را از (۲) کم می کنیم و با مرتب کردن جمله ها خواهیم داشت:

$$\log(M_d/EM_f) = \delta_0 + \delta_1 \log y + \delta_2 i_d + \delta_3 (\hat{i}_f - i_d) \quad (5)$$

که در آن $\delta_0 = \beta_0 - \gamma_0$ ، $\delta_1 = \gamma_1 - \beta_1$ ، $\delta_2 = \beta_2 + \delta_3 - \gamma_2 - \gamma_3$ و $\delta_3 = \beta_3 - \gamma_3$ است.

جدول ۲ آزمون مجدد تخمین های میلز از کشش جانشینی پول

دوره	جمله ثابت	$i_u - i_c$	i_c	Log y	R ²	D-W	RhO	SEE
1 1960/4- 1975/4 ^۱	2/56 (18/34)*	4/98 (2/40)*			0/78	1/47	0/88	0/1323
	-5/72 (-1/13)	-1/39 (0/59)	-11/40 (-4/35)	0/78 (1/74)	0/83	1/70	0/85	0/1164
2 1960/4- 1962/2 اضافه به 1970/3- 1975/4 ^۱	2/75 (21/15)*	6/67 (2/45)*			0/76	1/45	0/78	0/1476
	-2/83 (-0/54)	-0/11 (-0/03)	-10/52 (-2/71)*	0/54 (1/15)	0/82	1/84	0/78	0/1240

ملاحظات: $\log(M_c / EM_u)$ متغیر وابسته است. تمام تخمین ها بر روش کوکران اورکات بنا شده است. ارقام داخل پرانتز مقادیر t را نشان می دهد. برای تعریف واژه ها و منابع به ضمیمه مراجعه کنید.
* معنی دار بودن را در سطح ۵ درصد نشان می دهد.
** معنی دار بودن را در سطح ۱۰ درصد نشان می دهد.

۴. نتیجه

در این مقاله تأثیر بازده (انتظاری) پول خارجی بر تقاضا برای پول داخلی در دوره انعطاف‌پذیری نرخ ارز (دهه ۱۹۷۰) آزمون شد و معلوم گردید این تأثیر ناچیز است. بنابراین، حداقل برای یک کشور مهم (کانادا) که مبالغ زیادی پول خارجی نگهداری می‌کند، جانشینی پول عامل مهمی در تابع تقاضای پول نیست.

همان‌طور که تقاضا برای پول عامل کلیدی در ساختن مدل‌های نرخ‌های انعطاف‌پذیر ارز می‌باشد، نتایج ما بر نقش بی‌معنی جانشینی پول در تعیین نرخ‌های شناور ارز دلالت دارد. این شواهد همچنین از این امر که جانشینی پول توانایی یک کشور را با نرخ‌های شناور ارز برای پیگیری سیاست پولی مستقل محدود می‌کند، حمایت نمی‌کند.

ضمیمه

یک مدل ساده تقاضا برای پول داخلی و پول خارجی به عنوان یک شق دیگر به رویکرد میلز که پول‌های داخلی و خارجی به عنوان داده در تابع خدمات پولی وارد می‌شوند، فرض کنید دو پول در کنار کالاها به صورت زیر وارد تابع مطلوبیت می‌شوند (به منبع شماره ۱۶ که رویکرد مشابهی را برای بدست آوردن تقاضا برای پول در یک اقتصاد بسته استفاده می‌کند مراجعه کنید):

$$U=f(m_d, m_f, g) \quad (A1)$$

در این جدول ابتدا آزمون میلز را بوسیله رگرسیون (M_c/EM_u) روی $(i_u - i_c)$ تکرار می‌کنیم، که در آن M_c و M_u به ترتیب ترازهای دلار کانادا و آمریکا است که به وسیله ساکنین کانادا نگهداری می‌شود، E نرخ ارز $(\$/\$C)$ و i_u و i_c نرخ بهره کوتاه‌مدت در دو کشور را نشان می‌دهد. سپس i_c و $\log y$ را به عنوان متغیرهای اضافی (که y تولید ناخالص ملی (GNP) کانادا می‌باشد) به رگرسیون معرفی می‌کنیم.

مدل میلز نشان می‌دهد که ضرایب i_c و $\log y$ اختلاف معنی‌داری از صفر ندارند. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که این نتیجه برای کل دوره همانند زیر دوره‌های نرخ‌های شناور ارز رد می‌شود. در تمام موارد i_c یک اثر قوی منفی بر نسبت پول وارد می‌نماید. بعلاوه، جدول نیز نشان می‌دهد که ضریب اختلاف نرخ بهره $(i_u - i_c)$ فقط در معادله رگرسیون میلز معنی‌دار است. ضریب فوق در معادله عمومی-ترکه شامل i_c به عنوان متغیر جداگانه است، بی‌معنی است. نتیجه می‌گیریم که مدل میلز اشتباهی تصریح شده است و شواهد او با نتیجه بخش پیشین که جانشینی پول در تقاضای (داخلی) پول کانادا معنی‌دار نیست ناسازگار است.

که $y = i_d w + r$ است. با حداکثر کردن U در (A1) نسبت به محدودیت (A4)، تقاضا برای m_d و m_f می‌تواند به عنوان تابعی از y ، i_d و i_f به دست آید. توجه کنید که y می‌تواند به عنوان درآمد واقعی که به طور گسترده شامل $(i_f m_f + i_d m_d)$ تعریف می‌شود تفسیر شود، مقدار نسبت جریان خدمات بوسیله پول‌های داخلی و خارجی به دست می‌آید. (با وجود این، این نسبت در کار تجربی ما که GNP واقعی را برای اندازه گیری y استفاده می‌کنیم حذف می‌شود).

تعریف داده‌ها و منابع

جدول ۱:

M_1 = پول و سپرده‌های تقاضا (داده‌های فصلی تعدیل شده، متوسط فصلی داده‌های ماهانه)
 $M_1 = M_2$ به اضافه پس اندازهای شخصی و سپرده‌های غیرشخصی (داده‌های فصلی تعدیل شده، متوسط فصلی داده‌های ماهانه) با قیمت ثابت
 P = تعدیل کننده قیمت GNP (۱۹۷۱=۱۰۰)، داده‌ها فصلی است.)
 $GNP = y$ با قیمت ثابت سال ۱۹۷۱ (داده‌ها فصلی است.)

i_s = نرخ تأمین مالی ۹۰ روزه (نرخ سالانه، متوسط فصلی داده‌های ماهانه)
 i_t = نرخ گواهینامه‌های سرمایه‌گذاری تضمین شده ۵ساله (نرخ سالانه، متوسط فصلی داده‌های ماهانه)

که در آن m_d و m_f ترازهای حقیقی داخلی و خارجی را همان‌طور که در معادلات (2) و (3) متن تعریف شد و g کالاها را نشان می‌دهد. فرض کنید ثروت مالی شامل اوراق قرضه^۱ داخلی (B_d)، اوراق قرضه خارجی (B_f)، پول داخلی و پول خارجی است، ارزش واقعی ثروت مالی، w ، برابر است با:

$$W = b_d + b_f + m_d + m_f \quad (A2)$$

که در آن $b_d = B_d / P_d$ و $b_f = EB_f / P_f$ است. بعلاوه فرض کنید که در هر دوره تمام درآمد خرج می‌شود، محدودیت بودجه می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$g = r + i_d b_d + (i_f + \hat{E}) b_f + \hat{E} m_f \quad (A3)$$

که r جریان درآمد حقیقی حاصل از سایر منابع ثروت مالی را نشان می‌دهد. محدودیت بودجه بالا تحت شرایط معاملات ارز با بهره کامل می‌تواند به صورت زیر ساده شود: فرض کنید $\hat{E} = i_d - i_f$ با جانشین کردن مقدار $(b_f + b_d)$ از (A2) در (A3) و با ساده کردن آن معادله (A3) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$y = g + i_d m_d + i_f m_f \quad (A4)$$

References

- Bilson, John.F.O.(1978);“The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of Monetary Approach”;American Economic Review; Vol.68; May; pp.392-97.
- Brillembourg, Arturo and Susan M.Schadler (1980);“A Model of Currency Substitution in Exchange Determination,1973-78”; IMF Staff Papers;Vol.26; Sep; pp.513-42.
- Calvo, Guillermo A and Carlos .A .Rodriguez(1977);“A Model of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations”; Journal of Political Economy; Vol.85; June; pp.617-25.
- Carr, Jack and Micheal R. Darby; (1984);“ The Role of Money Supply in the short-Run Demand for Money”; Journal of Monetary Economics in press.
- Frenkel, Jacob A(1977);“ The Forward Rate, Expectations and demand for Money: The German Hyperinflation”;American Economic Review ; Vol.67;September ;pp.653-670.
- _____ (1978);“ Purchasing Paritt : Doctrinal Perspective and Evidence from the1920's Journal of International Economics;Vol.8;May;pp.169-91.
- Girton, Lance and D. Roper(1981);“Theory and Implications of Currency Substitution”; Journal of Money, Credit and Banking; Vol.13; no.1;February;pp.12-29.
- Miles, Marc A(1978);“Currency Substitution, Flexible Exchange Rates and Monetary Independence”;American Economic Review; no.68; June;pp.428-36.
- Poloz, Stephen S(1984);“The Transactions Demand for Money in A Two-Currency Economy”;Journal of Monetary Economics;Vol .14; pp.241-250.
- Spinell, Franco(1980);“The Demand for Money in the Italian Economy: 1867-1965” ; Journal of Monetary Economics; Vol.6; pp.83-104.

$i_0 =$ نرخ سپرده‌های پس‌انداز غیردیداری (نرخ سالانه، متوسط فصلی داده‌های ماهانه)، که $\hat{E} = 4(F-S)/S$ ، که F نرخ ارز سلف ۹۰ روزه و S نرخ ارز نقدی است (دلار کانادا برحسب دلار آمریکا، نرخ‌های پایانی، متوسط فصلی داده‌های ماهانه) جدول ۲:

$M_u =$ انواع سپرده‌های ساکنین کانادا که برحسب دلار آمریکا در بانک‌های کانادا و آمریکا نگهداری می‌کنند (داده‌های پایان فصل)

$M_c =$ انواع سپرده‌ها و پول‌هایی که برحسب دلار کانادا (برابر M_2 به اضافه سپرده‌های مدت‌دار غیرشخصی، داده‌های پایان ربع ماهانه)

$i_c =$ نرخ ۳ ماهه خزانه کانادا (درصد سالانه، داده‌های پایان ماه آخر فصل)

$i_u =$ نرخ ۳ ماهه اسناد خزانه آمریکا (درصد سالانه، برای اینکه با نرخ‌های کانادا قابل مقایسه باشد بر پایه ۳۶۵ روز تعدیل شده‌است، داده‌های پایان ماه آخر فصل)

$E =$ نرخ ارز (دلار کانادا برحسب دلار آمریکا، داده‌های پایان فصل)

$GNP = y$ با قیمت ثابت سال ۱۹۷۱ (داده‌ها فصلی است).

منبع: منبع P و y آمارهای کانادا است. M_u توسط مارک میلز ارائه شده است. منبع سایر داده‌ها بانک کانادا است.