

مدل راهبردی برای تقاضای پول در ایران با استفاده از مدل‌های انعطاف‌پذیر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و لئونتیف

علی طبینیا*

حامد فرنام**



چکیده

برای ارائه سیاست‌های راهبردی در زمینه پولی کشور شناخت تقاضای پول کشور مهم بوده و شناخت نوع ترکیب نگهداری پول توسط مردم و نحوه جانشینی میان آنها از اهمیت بالایی برخوردار است. برای سیاست‌گذاران بسیار مهم است که بدانند تصمیماتی که اتخاذ می‌کنند چقدر اثرگذار خواهد بود. لذا پیش از تصمیم‌گیری باید میزان اثرگذاری تصمیمات اتخاذ شده را بر مبنای الگوی رفتاری مردم سنجیده و بهینه‌ترین پیشنهاد را ارائه کنند. این مقاله تقاضای پول را با استفاده از دو فرم تابعی انعطاف‌پذیر «سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)» و «لئونتیف» بررسی و تجزیه و تحلیل می‌کند. در اینجا انتخاب مدلی که بتواند الگوی رفتاری مردم را بهتر ارائه کند ضروری است. مدل‌های پیشین بدون در نظر گرفتن نوع فرم تابعی تقاضا، به تخمین تابع تقاضای پول در ایران پرداخته بودند و لذا توجه کافی‌ای به جانشینی ضعیف میان مؤلفه‌های پولی نشده بود. ما در این تحقیق با استفاده از فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر تقریباً ایده‌آل و لئونتیف به بررسی فرضیه «مؤلفه‌های پولی جانشین ضعیف یکدیگر هستند»، پرداختیم. نتایج بررسی حاکی از اثبات فرضیه تحقیق است. در این بررسی، حساسیت مردم نسبت به افزایش درآمد مشاهده می‌شود که کشش هر سه مؤلفه پولی در سال‌های انتهایی رو به کاهش است. برآورد تابع تقاضای پول ایران تحت فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر با استفاده از داده‌های ماهانه سری زمانی سال‌های ۸۶-۱۳۷۴ انجام می‌شود و در نهایت توصیه‌های سیاستی بر اساس تخمین پارامترها و انواع کشش‌ها (درآمدی، قیمتی، جانشینی آلن و موریشیما) ارائه می‌شود.

واژگان کلیدی: تابع تقاضای پول، فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)، مدل لئونتیف.

طبقه‌بندی JEL: E41; C69.

* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (taebnia@ut.ac.ir)

** کارشناسی ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (h.farnam@hotmail.com)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۴/۳۱

تاریخ تصویب: ۱۳۹۱/۶/۱

مقدمه

برای ارائه سیاست‌های راهبردی در زمینه پولی کشور شناخت تقاضای پول کشور مهم بوده و شناخت نوع ترکیب نگهداری پول توسط مردم و نحوه جانشینی میان آنها از اهمیت بالایی برخوردار است. یک سیاست‌گذار پیش از تصمیم‌گیری باید میزان اثرگذاری تصمیمات اتخاذشده را بر مبنای مدل رفتاری مردم سنجیده و بهینه‌ترین مسیر را ارائه کند؛ لذا گام نخست، شناخت الگوی رفتاری مردم و گام بعدی ارائه سیاست‌های مبتنی بر الگوهای رفتاری برای داشتن بالاترین درجه اثرگذاری تصمیمات است.

با نگاهی به بازار پول و مکاتب فکری در اقتصاد به اهمیت توجه به مدل‌سازی تقاضای پول پی می‌بریم. بازار پول و به دنبال آن تقاضای پول از مباحث کلیدی و محوری در علم اقتصاد و به‌ویژه در تئوری‌های اقتصادی است که به سبب اهمیت آن مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته و سبب شده تا نظریه‌های پول تغییرات زیادی را در طول زمان تجربه کند و مطالعات بسیاری در ارتباط با تقاضای پول انجام پذیرد. مکاتب فکری اقتصادی از ابتدا بخش قابل توجهی از تلاش‌های خود را صرف شناخت و تصریح مناسب تقاضای پول کرده‌اند. فعالیت‌های نظری در این زمینه به مطالعات ایروننگ فیشر (۱۹۱۱) اقتصاددان برجسته مکتب نئوکلاسیک باز می‌گردد. او در نظریه «مقداری پول» تصریح می‌کند که مردم پول را برای مقاصد معاملاتی تقاضا می‌کنند.

کینز در دهه ۱۹۳۰ بیان می‌کند که مردم قسمتی از درآمد پولی خود را برای مقاصد سفته‌بازی و سوداگری به صورت دارایی نگهداری می‌کنند. در دهه ۱۹۷۰ پیشرفت‌های تکنولوژیکی در بازارهای مالی، طیف وسیعی از دارایی‌های جدید را



خلق کرد. پیدایش این دارایی‌ها که جانشین غیر کاملی برای پول بودند، تأثیر عمیقی بر تقاضای پول گذاشت و موضوع پول و سایر دارایی‌های پولی و رابطه مکملی یا جانشینی آنها مورد توجه و بحث بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفت.

یکی از دلایل اهمیت درجه جانشینی را می‌توان استفاده از آن به منظور ارائه تعریف مناسبی از پول دانست که به خودی خود از اهمیت بسزایی در تئوری پولی برخوردار بوده و در طول سال‌ها، کانون بحث‌های مداوم بوده است (سرلیتز، ۱۹۹۱). در چند دهه اخیر، پول تنها به صورت کلیه دارایی‌های پولی که هیچ بهره‌ای به آن تعلق نمی‌گرفت، تعریف می‌شد. این دارایی‌های پولی شامل پول نقد و سپرده‌های دیداری بود، اما امروزه دارایی‌های پولی دیگر همچون سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار و... نیز به سبب دارایی افراد افزوده شده که نرخ‌های بازدهی متفاوتی به دارندگان اعطا می‌کند.

ما نیز در تحقیق خود با به‌کارگیری و ترکیب تئوری خرد و تئوری تجمیع که بارنت (۱۹۷۷) آن را های رد^۱ نامید، به برآورد تابع تقاضای پول در ایران می‌پردازیم که در آن به پول به عنوان یک کالای بادوام نگریسته می‌شود که منجر به حصول جریانی از خدمات شده است. بنابراین پول در تابع مطلوبیت وارد می‌شود و با به‌کارگیری سیستم‌های تقاضا و استفاده از فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر، بر مشکلات تجمیع‌های پولی فائق می‌آییم.

ما در این زمینه از یافته‌های دیورت^۲ در استفاده از فرم‌های انعطاف‌پذیر بهره خواهیم جست. دیورت در نگاهی عمیق بر انتخاب فرم‌های تابعی برای تخمین سیستم‌های توابع عرضه و تقاضای تولیدکننده و مصرف‌کننده سعی دارد تا فرم‌های تابعی را پیدا کند که سازگار با قیده‌های توابع عرضه و تقاضا (که بر تئوری‌های اقتصادی دلالت دارند) باشند و علاوه بر آن، از انعطاف‌پذیری کافی برخوردار باشد که با انتخاب فرم تابعی، کشش‌های عرضه و تقاضا به طور اختیاری مقید نشود.

در نهایت برای ارائه مدل راهبردی برای تقاضای پول، شناخت الگوی رفتاری مردم و ارائه سیاست‌های مبتنی بر الگوهای رفتاری برای داشتن بالاترین درجه

1. High Rood

2. Diewert



اثرگذاری تصمیمات، نیاز است. در این تحقیق سعی داریم کشش‌های درآمدی، خودی و متقاطع را محاسبه و طبق آن رفتار مردم را در مواجهه با شرایط موجود مدل‌سازی کنیم.

در بخش نخست مقاله تقاضای پول به صورت مختصر بررسی می‌شود. در بخش دوم، ادبیات موضوع مرور شده و در بخش سوم به ارائه مبانی نظری مدل‌های استفاده‌شده برای تخمین پرداخته می‌شود. در بخش چهارم داده‌های استفاده‌شده در مدل توضیح داده می‌شود و در بخش پنجم برآورد مدل انجام می‌شود. در نهایت در بخش ششم کشش‌های تقاضا به کمک مدل، برآورد شده و نتیجه‌گیری و جمع‌بندی ارائه می‌شود.

تقاضای پول

پول سه کارکرد اقتصادی متفاوت دارد: وسیله مبادله، وسیله ذخیره ارزش و یک واحد حسابداری. این در حالی است که کارکرد واسطه و مبادله بودن پول، برای تمایز قائل شدن آن از سایر دارایی‌های مالی معمولاً مورد توجه است.

به‌تازگی تئوری‌های پولی بر روی کارکرد ذخیره ارزش پول تمرکز کرده‌اند. با توجه به کارکرد ذخیره ارزش، دارایی‌های دیگر مانند سپرده پس‌انداز و مدت‌دار، نسبت به پول ارجحیت دارند، زیرا سودده هستند و بنابراین بهتر در مقابل تورم حفاظت می‌شوند؛ اگرچه نقدینگی کمتری دارند و به‌طور مستقیم نمی‌توانند در مبادلات استفاده شوند (وشه، ۱۹۹۷). تفاوت عمده درآمدهای بهره‌ای دارایی‌های پولی ناشی از میزان استفاده و کاربرد آنها برای کارکرد اول یعنی وسیله مبادله و یا میزان کاربرد آنها در مبادلات است (هنکک، ۲۰۰۵).

شناخت خصوصیات تابع تقاضای پول، از دو جنبه دارای اهمیت است:

حجم پول یک متغیر عمده اقتصاد کلان و نیز یکی از ابزارهای اصلی اعمال سیاست‌های پولی است. برای مهار تورم استفاده از سیاست‌های پولی از طریق کنترل حجم پول یکی از روش‌های پذیرفته‌شده توسط بیشتر مکاتب اقتصادی است و کمک زیادی در تدوین و اجرای سیاست‌های پولی برای کنترل نرخ تورم و تولید ناخالص اسمی می‌کند.

برای اینکه اثر پول بر اقتصاد قابل پیش‌بینی باشد و کنترل پول ابزار مناسبی برای اجرای سیاست‌های فعال اقتصادی بانک مرکزی باشد، لازم است که تابع تقاضای پول باثبات باشد و تغییرات غیر قابل پیش‌بینی را تجربه نکند؛ چنان‌که فریدمن (۱۹۸۴) نیز بر این موضوع تأکید فراوان دارد. بی‌ثباتی تابع تقاضای پول موجب می‌شود تا سرعت گردش پول قابل پیش‌بینی نباشد که در این حالت، مقامات پولی توانایی خود را در پیش‌بینی اثر تغییر مقدار پول بر متغیرهای دیگر از دست خواهند داد.

استفان گلدفلد (۱۹۷۶) از نخستین اقتصاددانانی بود که توجه زیادی به ضعف قدرت پیش‌بینی تابع تقاضای استاندارد پول کرد و در نتیجه مطالب اقتصادی زیادی در زمینه معرفی تقاضای پول با متغیرهای جدید و یا اصلاح توابع قدیمی تقاضای پول ارائه نمود. پول در ادبیات اخیر نگرش تئوری مصرف‌کننده، نقشی پیشرو در زمینه متغیرهای جمعی پولی داشته است. اساس این تحقیق نیز آمیخته کردن تئوری پول در اقتصاد کلان با توجه به مبانی اقتصاد خرد است.

به واسطه محدودیت‌های بازار سرمایه در ایران نیز پول از مهم‌ترین دارایی‌های مالی محسوب می‌شود و نقش بسیار مهمی در جریان سرمایه‌گذاری دارد؛ بنابراین اطلاعات مربوط به تقاضای پول و نرخ جانشینی آن با دیگر دارایی‌ها برای کنترل جریان‌های مالی و تعدیل نقدینگی در بازار پول و سرمایه لازم است.

ادبیات موضوع

در این بخش به منظور تسهیل مقایسه نتایج حاصل از این تحقیق و سایر مطالعات در زمینه تابع تقاضای پول، به مرور ساختار کلی و یافته‌های اساسی انجام‌شده در داخل و خارج از کشور می‌پردازیم.

بیشتر مدل‌های مورد استفاده در تحقیقات، مدل‌هایی خطی با تمرکز بر روش‌های اقتصادسنجی و فاقد توجه به ویژگی‌های تئوری‌های اقتصاد خرد توابع تقاضا هستند؛ به عبارت دیگر، تمرکز بر روی روش‌های اقتصادسنجی مانع از توجه به انتخاب نوع توابع و همچنین عدم بررسی میزان جانشینی مؤلفه‌های پولی با یکدیگر شده است. با مروری بر مطالعات انجام‌شده، خلأ آن احساس شده و ما در

این مقاله تلاش می‌کنیم با انتخاب فرم توابع انعطاف‌پذیر به تخمین تابع تقاضای پول در ایران و محاسبه انواع کشش‌ها پردازیم. دو جدول زیر خلاصه یافته‌های مطالعات پیشین است.



نتایج و ضعف‌ها	مدل مورد استفاده	کشور	سال	محقق
با محاسبه کسش‌ها دریافتند که کسش‌های جانشین میان مؤلفه‌های پولی کمتر از یک است و در نتیجه، رویکرد جمع ساده شیوه مناسبی در تخمین تابع تقاضای پولی نیست.	فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر و استفاده از مدل تابع تقاضای ترانسوگ	تخمین تابع تقاضای پول در امریکا	۱۹۸۴	اویس و فیشر
بر مبنای کسش‌های درآمدی محاسبه‌شده، همه مؤلفه‌های پولی در حکم کالاها نرمال بودند، تمام کسش‌های قیمتی منفی و کسش‌های متقاطع بین مثبت و منفی تغییر کرده بود و کمتر از واحد بودند.	مدل تابع ترانسلوگ	تخمین تابع تقاضای پول در کانادا	۱۹۸۶	سرلیتر و راب
نتایج تحقیق حاکی از کسش جانشینی اندک میان مؤلفه‌های پولی و نوسانات نسبتاً زیاد این کسش‌ها در طول ادوار تجاری در کشور امریکا بود.	فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر و با مدل غیر خطی فول لارنت	تخمین تابع تقاضای پول در ایالات متحده آمریکا	۱۹۹۷	فلیسیک
همه کسش‌های قیمتی منفی بود و کسش‌های جانشینی میان مؤلفه‌های پولی نیز کمتر از واحد بود.	تابع AID	تخمین تابع تقاضای پول در انگلیس	۲۰۰۲	الجر
بر اساس این تحقیق، نتایج حاصل از مدل‌های لئونتیف و ML نسبت به بقیه مدل‌ها درجه اعتباری بیشتری داشت و تمامی فرضیه‌های مذکور در آنها رد نمی‌شوند همچنین کسش‌های جانشین میان مؤلفه‌های پول M کمتر از یک بود	به‌کارگیری پنج مدل از فرم‌های توابع انعطاف‌پذیر شامل لئونتیف، ترانسلوگ، AID، ML، NQ	برآورد تقاضای پول در ایالات متحده آمریکا	۲۰۰۴	سرلتز و شاهمرادی

نتایج و ضعف‌ها	مدل مورد استفاده	کشور	سال	محقق
تخمین خطی و عدم بررسی کشش‌ها	ترانسلوک ساده	بررسی تابع تقاضای پول در ایران	۱۳۶۸	مرتضی عمادزاده
	معادله به صورت نیمه لگاریتمی			
کشش درآمدی پول در شرایط تعادل بزرگ‌تر از کشش درآمدی تقاضای واقعی پول در حالت عدم تعادل تخمین زده می‌شود.	معادله به صورت لگاریتمی		۱۳۷۰	رویا طباطبایی یزدی
تخمین خطی و عدم بررسی کشش‌ها			۱۳۷۱	ادموند خشادوریان
کشش تقاضای پول نسبت به متغیر مقیاس در کوتاه‌مدت، به مراتب کمتر از کشش تقاضای پول نسبت به متغیر هزینه فرصت نگهداری پول است.			۱۳۷۲	زهرا سلطانی خانکهدانی
تخمین خطی و عدم بررسی کشش‌ها			۱۳۷۴	اکبر کمبجانی
			۱۳۷۵	بهمن صالحی
			۱۳۷۶	پیمان قربان
		۱۳۸۰	خدیدجه یعقوبی ایزد موسی	

نتایج و ضعف‌ها	مدل مورد استفاده	کشور	سال	محقق
کشش جانشینی موریشیما بین سپرده‌های دیداری و مدت‌دار کوچک‌تر از یک است. همچنین نتایج نشان‌دهنده بی‌کشش بودن سپرده‌های مدت‌دار و با کشش بودن اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیدار است و کشش درآمدی مولفه‌های پولی نشان می‌دهد که اسکناس و مسکوک و سپرده‌های مدت‌دار در حکم کالای لوکسی و سپرده‌های دیداری در حکم کالاهای عادی هستند.	فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر و استفاده از مدل تابع تقاضای لئونتیف	بررسی تابع تقاضای پول در ایران	۱۳۸۵	پریسا توکلی
تخمین خطی و عدم بررسی کشش‌ها	استفاده از مبادله به صورت لگاریتی		۱۳۸۷	حمید شهرستانی و حسین شریفی رنانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مبانی نظری مدل‌های استفاده‌شده برای تخمین

با توجه به اینکه در مطالعات اقتصادی انواع توابع انعطاف‌پذیر موضعی، نیمه‌فراگیر و فراگیر بررسی و مطالعه می‌شوند، در این مقاله از میان انواع سیستم‌های معادلات تقاضا، مدل «لئونتیف تعمیم‌یافته (GL)»^۱ و «سیستم معادلات تقریباً ایده‌آل (AIDS)»^۲ انتخاب شده است. تلاش می‌کنیم در مقاله‌های بعد مدل‌های دیگر را بررسی و نتایج را با هم مقایسه کنیم. در این بخش مبانی نظری و ویژگی‌های دو مدل انتخاب‌شده ارائه می‌شود.

۱. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)

«سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)» نخستین بار توسط دیتون و میولبور^۳ در سال ۱۹۸۰ معرفی شد. در این سیستم تقاضا از گروه خاصی از ترجیحات موسوم به پیگ‌لوگ (PIGLOG)^۴ استفاده می‌شود. ترجیحات PIGLOG از تابع مخارج ذیل استخراج می‌شود:

$$\ln c(u, \mathbf{p}) = (1 - u) \ln a(\mathbf{p}) + u \ln b(\mathbf{p}) \quad (1)$$

که در آن u مطلوبیت و \mathbf{p} بردار قیمت‌هاست. در این تابع a و b توابع همگن خطی مثبتی از بردار قیمت‌ها هستند و مطلوبیت u بین صفر (حداقل معاش) و ۱ (حداکثر خوشی) قرار می‌گیرد. بدین ترتیب توابع $a(\mathbf{p})$ و $b(\mathbf{p})$ به ازای مقادیر حدی u به ترتیب مخارج لازم برای دستیابی به حداقل معاش و حداکثر خوشی هستند. برای اینکه تابع مخارج فوق در نهایت یک فرم تابعی انعطاف‌پذیر باشد، باید پارامترهای کافی داشته باشد تا در هر نقطه دلخواه مشتقات آن $\partial c / \partial p_i$ ، $\partial c / \partial u$ ، $\partial^2 c / \partial p_i \partial p_j$ ، $\partial^2 c / \partial u \partial p_i$ و $\partial^2 c / \partial u^2$ وجود داشته باشد. بدین منظور فرم‌های تابعی خاصی برای $a(\mathbf{p})$ و $b(\mathbf{p})$ به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

1. General Leontief
2. The Almost Ideal Demand System (AIDS)
3. Deaton and Muellbauer (1980)
4. Price Independent Generalized Log Linearity

$$\ln a(\mathbf{p}) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{kj}^* \ln p_k \ln p_j \quad (2)$$

$$\ln b(\mathbf{p}) = \ln a(\mathbf{p}) + \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (3)$$

حال با جاگذاری روابط ۲ و ۳ در رابطه (۱)، تابع مخارج انعطاف‌پذیر به صورت زیر به دست می‌آید:

(۴)

$$\ln c(u, \mathbf{p}) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

در رابطه فوق a_k ، β_k و β_{kj}^* پارامترهای مدل هستند که باید تخمین زده شوند. حال برای اینکه تابع مخارج $C(u, \mathbf{p})$ برحسب قیمت‌ها همگن خطی باشد، باید قیود زیر در معادله اعمال شود:

$$\sum_{i=1}^n a_i = 0$$

$$\sum_{j=1}^n \beta_{kj}^* = \sum_{k=1}^n \beta_{kj}^* = \sum_{j=1}^n \beta_j = 0$$

به راحتی می‌توان نشان داد که رابطه (۴) به دلیل دارا بودن پارامترهای کافی، یک فرم انعطاف‌پذیر است و از آنجا که مطلوبیت یک کمیت رتبه‌ای است، همواره می‌توان آن را نرماله کرد به طوری که در یک نقطه معین داشته باشیم:

$$\frac{\partial^2 \ln c(u, \mathbf{p})}{\partial u^2} = 0$$

توابع $a(\mathbf{p})$ و $b(\mathbf{p})$ در رابطه‌های (۲) و (۳) به گونه‌ای انتخاب شده‌اند که بتوانند یک فرم انعطاف‌پذیری را ایجاد کنند که منجر به سیستمی از توابع تقاضا با ویژگی‌های دلخواهی شوند که در ادامه به آنها اشاره خواهیم کرد. تابع تقاضا از مشتق تابع مخارج نسبت به قیمت‌ها به دست می‌آید:

$$\frac{\partial c(u, \mathbf{p})}{\partial p_i} = x_i$$

با ضرب طرفین عبارت در $\frac{p_i}{c(u, \mathbf{p})}$ خواهیم داشت:

$$\frac{\partial c(u, \mathbf{p})}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{c(u, \mathbf{p})} = \frac{\partial \ln c(u, \mathbf{p})}{\partial \ln p_i} = \frac{c(u, \mathbf{p})}{p_i x_i} = s_i \quad (5)$$

که در آن s_i سهم کالای i ام در بودجه است. بدین ترتیب، با مشتق‌گیری از تابع ۴ نسبت به لگاریتم هریک از قیمت‌ها، سهم هریک از کالاها در بودجه به صورت تابعی از قیمت و مطلوبیت به دست می‌آید:

$$s_i = \frac{\partial \ln c(u, \mathbf{p})}{\partial \ln p_i} = a_i + \sum_{k=1}^n \beta_{ik} \ln p_k + b_i u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (6)$$

که:

$$\beta_{ik} = \frac{1}{2} (\beta_{ik}^* + \beta_{ki}^*) \quad (7)$$

برای مصرف‌کننده‌ای که در نقطه حداکثر مطلوبیت خود قرار دارد، مخارج کل (درآمد) y برابر $c(u, \mathbf{p})$ است. با معکوس کردن این تابع، تابع مطلوبیت غیرمستقیم u برحسب \mathbf{p} و y به دست خواهد آمد. پس اگر رابطه (۴) را برحسب u حل کنیم و نتیجه را در رابطه (۶) جایگزین کنیم، سهم بودجه به صورت تابعی از \mathbf{p} و y به دست خواهد آمد که همان سیستم توابع تقاضای AIDS به صورت معادلات سهم بودجه است:

$$s_i = a_i + \sum_{k=1}^n \beta_{ik} \ln p_k + b_i (\ln y - \ln P), \quad i = 1, \dots, n \quad (8)$$

که در آن $\ln P$ شاخص قیمت ترانسلوگ است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\ln P = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (9)$$

توجه: در مواردی برای محاسبه P از شاخص استون‌گری که به صورت زیر محاسبه می‌شود، استفاده می‌شود:

$$\ln P = \sum_{i=1}^n s_i \ln p_i$$

در معادله (۸)، s_i سهم بودجه کالای i ام، y درآمد، p_k قیمت کالای k ام و (a, b, β) پارامترهای سیستم تقاضا هستند که تخمین زده می‌شوند و محدودیت‌های تقارن به صورت $(\beta_{ij} = \beta_{ji} \text{ for all } i, j)$ و $(\sum_{i=1}^n b_i = 0$ و $\sum_{k=1}^n a_k = 1, \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = 0 \text{ for all } j)$ و محدودیت‌های همگنی به صورت $(\sum_{j=1}^n \beta_{ij} = 0 \text{ for all } i)$ در تخمین اعمال می‌شوند. با فرض وجود n کالا، معادلات سهم در مدل AIDS دارای $(n^2 + 3n - 2)/2$ پارامتر آزاد خواهد بود.

مادامی که قیمت‌های نسبی p_k و مخارج واقعی (y/P) تغییر نکنند، سهم‌های بودجه نیز ثابت خواهند ماند، پیش‌بینی با استفاده از این مدل بر اساس همین فرض آغاز می‌شود. β_{ik} اثر تغییرات قیمت‌های نسبی بر سهم بودجه را نشان می‌دهد. اثر تغییرات مخارج واقعی (y/p) بر سهم بودجه کالای i ام با ضریب b_i نشان داده می‌شود، این ضریب برای کالاهای لوکس مثبت و برای کالاهای ضروری منفی خواهد بود.

۲. مدل لئونتیف تعمیم‌یافته (GL)

سیستم‌های تقاضای غیرخطی پول تفاوت عمده‌ای با تصریحات تک معادلات تقاضای پول دارد که به طور سنتی در متون اقتصاد کلان مطرح شده است. روش سیستم‌های تقاضا روشی مؤثر و کارآمد برای در نظر گرفتن ارتباطات متقابل تقاضای پول و قیمت آنها و همچنین بررسی محدودیت‌های نئوکلاسیکی توابع تقاضاست. جوهره اصلی این روش بر اساس تقریب تابع مطلوبیت غیرمستقیم (یا تابع هزینه) و سپس برآورد توابع تقاضا (یا سهم عوامل) با استفاده از «اتحاد روی^۱» بنا شده است.

توابع مطلوبیت هموتیک نقش مهمی در تئوری تقاضا ایفا می‌کنند. اگر توابع مطلوبیت هموتیک باشند، سهم هزینه‌ای گروه‌های کالایی مختلف، مستقل از کل هزینه‌های صرف شده است. توابع مطلوبیت لئونتیف یکی از این مواردی است که شرایط هموتیکی در آن صدق می‌کند.



فرم تابعی «لئونتیف تعمیم یافته»^۱ نخستین توسط دیورت (۱۹۷۳)^۲ در قالب توابع هزینه و سود معرفی شد. دیورت (۱۹۷۴) «وارون تابع مطلوبیت غیرمستقیم»^۳ لئونتیف تعمیم یافته (GL) را به صورت زیر تعریف کرد:

$$h(\mathbf{v}) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i v_i^{1/2} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} v_i^{1/2} v_j^{1/2} \quad (10)$$

که $\mathbf{v} = [v_1, v_2, \dots, v_n]$ بردار هزینه (قیمت) نرماله شده با درآمد^۴ است که عنصر i ام آن $v_i = p_i / y$ ؛ به طوری که p_i هزینه استفاده از کالای i ام و y کل مخارج صرف شده برای n کالا است؛ ماتریس $\mathbf{B} = [\beta_{ij}]$ ماتریس متقارن $n \times n$ ی از پارامترها و a_0 و a_i نماینده سایر پارامترها هستند؛ مجموع کل پارامترها برابر $(n^2 + 3n + 2)/2$ است.

شرط کافی نظام مندی فراگیر در رابطه (۱۰) این است که برای تمام i و j ها $a_i > 0$ و $\beta_{ij} > 0$ باشند. کیوز و کریستنسن (۱۹۸۰)^۵ ثابت کردند زمانی که ترجیحات هموتتیک و میزان جانشینی پایین باشد، در این صورت تابع GL دارای ویژگی های موضعی قابل قبولی است. به این معنی که تابع GL می تواند ترجیحات را به خوبی برازش کند، اما زمانی که ترجیحات هموتتیک نباشند و جانشینی نیز افزایش یابد، در این صورت تابع GL دارای ناحیه نظام مند بسیار کوچکی خواهد بود. محدودیت های تقارن ($\beta_{ij} = \beta_{ji}$) و جمع پذیری ($\sum a_i = 1$) نیز در تخمین اعمال می شوند.

مقدار بهینه تقاضای کالاها به مشتق های تابع مطلوبیت غیرمستقیم و ارزش بهینه ضریب لاگرانژ (مطلوبیت نهایی درآمد) ارتباط دارد که دیورت (۱۹۷۴) با به کار بردن این نکته که «اتحاد روی» نامیده می شود و مطابق فرمول زیر است، معادلات سهم را استخراج کرد:

1. The Generalized Leontief (GL) Model
2. Diewert (1974)
3. Reciprocal Indirect Utility Function
4. Vector of Income Normalized Use Cost
5. Caves and Christensen (1980)

$$s_i = \frac{v_i \partial h(\mathbf{v}) / \partial v_i}{\sum_{j=1}^n v_j \partial h(\mathbf{v}) / \partial v_j} \quad (11)$$

به لحاظ نظری مقدار تقاضای هریک از خدمات پولی موجود، تابع مثبتی از درآمد و تابعی منفی از قیمت نسبی مؤلفه‌های پولی است. از آنجاکه تک‌تک قیمت مؤلفه‌های پولی بر مصرف مقادیر مؤلفه‌های پولی دیگر تأثیر می‌گذارد، لذا این نکته لزوم بررسی همزمان رفتار مصرف‌کننده را در چهارچوب یک سیستم مخارج مناسب ایجاد می‌کند؛ از سوی دیگر، در مطالعات تجربی به هنگام استفاده از تابع مطلوبیت لئونتیف، کار کردن با معادلاتی که به صورت سهم مخارج بیان می‌شوند، در مقایسه با معادلات تقاضای معمولی به مراتب ساده‌تر است که در آن $S_i = V_i X_i$ و X_i تقاضا برای کالای i ام است.

رابطه فوق دلالت بر این دارد که می‌توان S_i را از مشتق تابع هزینه نسبت به قیمت به دست آورد. با توجه به فرمول بالا می‌توان سیستم تقاضای تعمیم‌یافته لئونتیف را که همان مشتق تابع هزینه مصرف‌کننده نسبت به قیمت‌هاست را به صورت زیر نوشت:

$$s_i = \frac{a_i v_i^{1/2} + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} v_i^{1/2} v_j^{1/2}}{\sum_{j=1}^n a_j v_j^{1/2} + \sum_{k=1}^n \sum_{m=1}^n \beta_{km} v_k^{1/2} v_m^{1/2}} \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

از آنجاکه معادلات سهم^۱ مخارج، نسبت به پارامترها همگی همگن از درجه صفر هستند، لذا به پیروی از بارتنت و لی (Barnett and Lee ۱۹۸۵)، شرط نرمال‌سازی زیر را در تخمین معادلات و برآورد پارامترها اعمال می‌کنیم:

$$2 \sum_{i=1}^n a_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = 1 \quad (13)$$



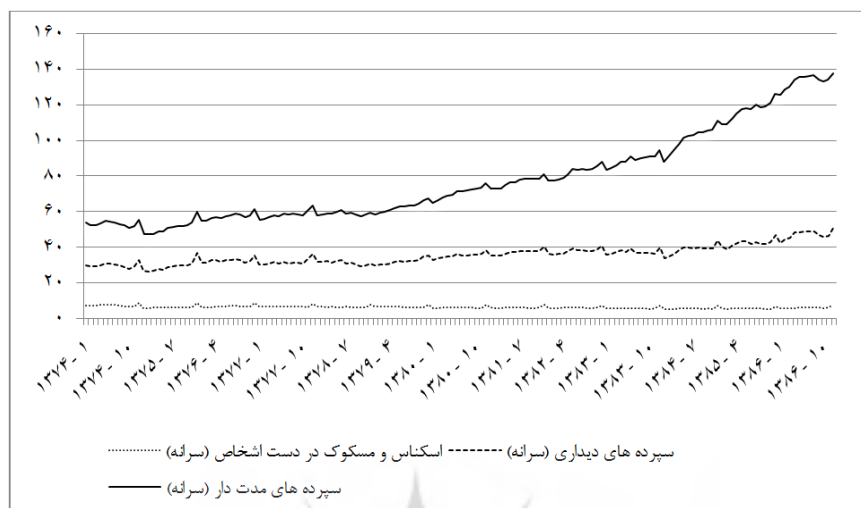
داده‌ها

در تخمین سیستم توابع تقاضای پول کشور با استفاده از مدل AIDS و لئونتیف، سه مؤلفه پولی مورد استفاده در این بخش را به شرح ذیل در نظر می‌گیریم و با استفاده از مقادیر تقاضای هریک از مؤلفه‌ها و هزینه استفاده هریک از آنها، به برآورد تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل پول خواهیم پرداخت.

۱. اسکناس و مسکوک
۲. سپرده‌های دیداری
۳. سپرده‌های مدت‌دار

داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق از ترازنامه بانک مرکزی (۸۶-۱۳۷۴) و نماگرهای اقتصادی (۸۶-۱۳۷۴) استخراج شده است. متغیرها عبارتند از: اسکناس و مسکوک، سپرده‌های دیداری، سپرده‌های مدت‌دار، شاخص ضمنی قیمت و جمعیت فعال. داده‌ها ماهانه و دوره مورد بررسی از سال ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ است که در مجموع برای هر متغیر ۲۵۶ مشاهده خواهیم داشت. از آنجاکه در این تحقیق نیازمند فرد نمونه به منظور تحلیل دقیق‌تر نتایج هستیم، برای محاسبه مقدار سرانه هریک از مؤلفه‌های پول، مقادیر آن را بر جمعیت فعال تقسیم و از سوی دیگر برای دستیابی به قیمت‌های واقعی و تورم‌زدایی، قیمت اسمی (هزینه استفاده) هریک از مؤلفه‌ها در ماه‌های مختلف را بر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) که توسط بانک مرکزی منتشر شده است، تقسیم کردیم. در ادامه، نمودار روند سرانه واقعی مؤلفه‌های پولی رسم شده است.

نمودار شماره ۱. سرانه واقعی مؤلفه‌های پولی



برای محاسبه هزینه استفاده^۱ (π_i) هریک از مؤلفه‌های پولی نیز به شیوه زیر عمل

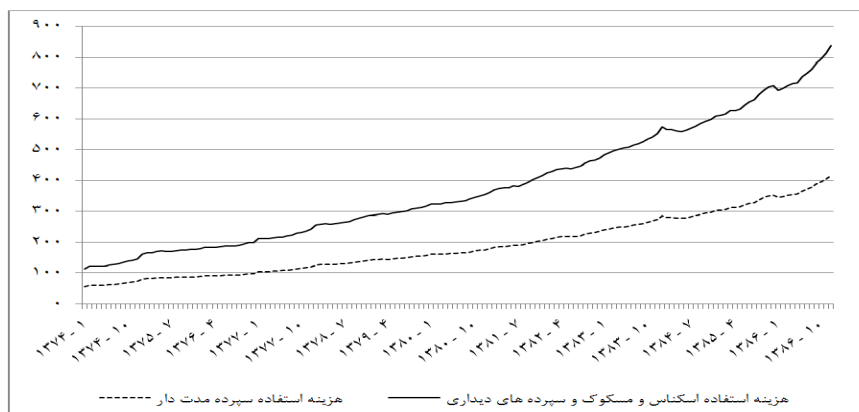
کردیم:

$$\pi_i = p^* \frac{R - r_i}{1 + R}$$

که در آن نرخ معیار هر دوره را از نرخ سود هریک از مؤلفه‌های پولی در هر دوره کسر و به نرخ معیار هر دوره به اضافه یک تقسیم و سپس کل عبارت را در شاخص ضمنی قیمت آن دوره ضرب کردیم. در زیر نمودار روند هزینه استفاده مؤلفه‌های پولی رسم شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار شماره ۲. روند هزینه استفاده مؤلفه‌های پولی



با توجه به اینکه قیمت یا نرخ آربیتراژی^۱ برای اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری صفر است، لذا هزینه استفاده این دو مؤلفه یکی است.

همچنین با توجه به وجود بازارهای دارایی مختلف که بازدهی‌های متفاوتی دارند، نرخ معیار را می‌توان متفاوت در نظر گرفت که در این تحقیق به صورت آربیتراژی بالاترین نرخ سود سپرده‌های بانکی در نظر گرفته شده است. تخمین پارامترها در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار TSP/GiveWin (version 4.5) و به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) صورت گرفته است.

برآورد مدل

۱. تخمین مدل با استفاده از مدل AIDS

در این بخش مدل AIDS و محدودیت‌های اشاره‌شده در بخش قبل را برای حالت سه کالایی که در این مقاله مدنظر است، بازنویسی می‌کنیم. محدودیت‌هایی تقارن، جمع‌پذیری و همگنی در حالت سه کالایی عبارتند از:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}$$

$$a_1 + a_2 + a_3 = 1$$

$$\beta_{1j} + \beta_{2j} + \beta_{3j} = 1$$

1. Arbitrary

$$\begin{aligned}\beta_{i1} + \beta_{i2} + \beta_{i3} &= 1 \\ b_1 + b_2 + b_3 &= 0\end{aligned}\quad (14)$$

با توجه به رابطه شماره (۹)، تعداد هشت پارامتر $(a_0, a_1, a_2, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{22})$ و (b_1, b_2) باید برآورد شود:

$$\text{تعداد پارامترها} = \frac{n^2 + 3n - 2}{2} = \frac{9 + 9 - 2}{2} = 8$$

بر اساس برآورد پارامترهای فوق، سایر پارامترهای مدل با استفاده از مجموعه محدودیت‌های رابطه (۱۳)، به صورت ذیل برآورد می‌شوند:

$$\begin{aligned}\beta_{13} &= -\beta_{11} - \beta_{12} \\ \beta_{23} &= -\beta_{12} - \beta_{22} \\ \beta_{33} &= \beta_{11} + 2\beta_{12} + \beta_{22} \\ a_3 &= 1 - a_1 - a_2 \\ b_3 &= -b_1 - b_2\end{aligned}\quad (15)$$

با توجه به مطالبی که در قسمت قبل بیان شد و با استفاده از محدودیت‌های رابطه (۱۴) در حالت سه‌کالایی، تنها کافی است دو معادله سهم را برآورد کنیم. برای این منظور، معادلات سهم مؤلفه‌ها را به صورت ذیل در نظر می‌گیریم:

$$s_1 = a_1 + \beta_{11} \ln p_1 + \beta_{12} \ln p_2 - (\beta_{11} + \beta_{12}) \ln p_3 + b_1 [\ln y - \ln P] \quad (16)$$

$$s_2 = a_2 + \beta_{12} \ln p_1 + \beta_{22} \ln p_2 - (\beta_{12} + \beta_{22}) \ln p_3 + b_2 [\ln y - \ln P]$$

شاخص قیمت ترانسلوگ $(\ln P)$ در حالت سه‌کالایی به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}\ln P &= a_0 + a_1 \ln p_1 + a_2 \ln p_2 + (1 - a_1 - a_2) \ln p_3 \\ &+ 1/2 [\beta_{11} \ln p_1 \ln p_1 + \beta_{12} \ln p_1 \ln p_2 - (\beta_{11} + \beta_{12}) \ln p_1 \ln p_3 \\ &+ \beta_{12} \ln p_1 \ln p_2 + \beta_{22} \ln p_2 \ln p_2 - (\beta_{12} + \beta_{22}) \ln p_2 \ln p_3 \\ &- (\beta_{11} + \beta_{12}) \ln p_1 \ln p_3 - (\beta_{12} + \beta_{22}) \ln p_2 \ln p_3 + (\beta_{11} + 2\beta_{12} + \beta_{22}) \ln p_3 \ln p_3]\end{aligned}\quad (18)$$

در مرحله بعد معادلات سهم با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)^۱ و استفاده از نرم‌افزار TSP International برآورد شده که نتایج آن در جدول ذیل همراه با مقادیر p مربوطه داخل پرانتز گزارش شده است.

جدول شماره ۱. نتایج برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	مقادیر تخمین	آماره t	P-Value
.a	۳۸۲۴/۱۲	-۰.۲E۰/۴۱۲۱	۰/۹۹۷
۱a	۶۹/۸۷۱۰	-۰.۲E۰/۴۱۱۰	۰/۹۹۷
۲a	-۲۲/۲۹۴۳	-۰.۲E-۰/۴۰۵۵	۰/۹۹۷
۱۱b	۱/۰۷۸۶	-۰.۲E۰/۳۷۹۹	۰/۹۹۷
۱۲b	-۰/۰۷۸۵	-۰.۲E-۰/۱۱۳۲	۰/۹۹۹
۲۲b	۰/۰۱۰۰	.	۱/۰۰۰
۱β	۰/۰۱۸۳	۱/۹۴۴۸	۰/۰۵۲
۲β	-۰/۵۹۲۴	-۱/۲۸۹۴	۰/۱۹۷

ملاحظه می‌شود مدل AIDS برازش خوبی را از سه سبب مورد بررسی ارائه نمی‌کند به طوری که بیشتر پارامترها معنی‌دار نیستند؛ یعنی مدل AIDS مدل مناسبی برای توجیه رفتار مصرف‌کننده پول نیست؛ لذا برای بررسی بهتر الگوی رفتاری مردم به تخمین مدل با استفاده از مدل لئونتیف می‌پردازیم و دیگر از مدل AIDS برای برآورد کشش‌ها نیز استفاده نخواهد شد.

۲. تخمین مدل با استفاده از مدل لئونتیف

همان‌طور که اشاره شد، توابع تقاضای GL به صورت زیر نوشته می‌شوند:

$$s_i = \frac{a_i v_i^{1/2} + \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} v_i^{1/2} v_j^{1/2}}{\sum_{j=1}^3 a_j v_j^{1/2} + \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \beta_{km} v_k^{1/2} v_m^{1/2}}, \quad i = 1, 2, 3 \quad (19)$$

که در آن:

v_1 : متغیر مستقل و قیمت یا هزینه استفاده نرمال شده ($v_1 = \frac{\pi_1}{m}$) مؤلفه پولی

اسکناس و مسکوک نسبت به درآمد است.

V_2 : متغیر مستقل و هزینه استفاده سپرده‌های دیداری نرمال شده نسبت به درآمد است.

V_3 : متغیر مستقل و هزینه استفاده نرمال شده سپرده‌های مدت دار (کوتاه مدت و بلندمدت) نسبت به درآمد است.

S_i : متغیر وابسته و سهم هریک از مؤلفه‌های پولی از کل درآمد اختصاص داده شده به مؤلفه‌های پولی مورد تقاضای فرد خواهد بود و یا به بیان دیگر همان طور که پیش از این آمد، $S_1 = V_1 X_1$ و $S_2 = V_2 X_2$ و $S_3 = V_3 X_3$.

در این تحقیق مؤلفه پولی اول: اسکناس و مسکوک، مؤلفه پولی دوم: سپرده‌های دیداری و مؤلفه پولی سوم: سپرده‌های مدت دار است.

ابتدا باید محدودیت‌های تقارن و جمع پذیری را در حالت سه کالایی که در مجموع شامل دو گروه قید در معادله می شود فهرست کنیم، این قیود عبارتند از:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}$$

شرط نرمال سازی زیر را نیز در مدل اعمال کردیم:

$$a_3 = .5(1 - a_{11} - 2a_{12} - 2a_{13} - a_{22} - 2a_{23} - a_{33}) - a_1 - a_2 \quad (20)$$

در برآورد مدل، تعداد مشاهدات ۱۵۶ مورد است. حال به برآورد مدل با برطرف کردن خود همبستگی مورد نظر و نتایج تخمین می پردازیم که نتایج آن در زیر آمده است:

جدول شماره ۲. نتایج تخمین مدل لئونتیف

پارامتر	مقادیر تخمین	آماره t	P-Value
b_{11}	-۰/۴۱۲۷	-۱۰/۹۴۷۲	۰/۰۰۰
b_{12}	۰/۵۱۳۴	۲۳/۰۱۲۹	۰/۰۰۰
b_{13}	۰/۰۸۰۷	۲/۰۲۱۰	۰/۰۴۳
b_{22}	۰/۰۲۰۰	۰/۰	۱/۰۰۰
b_{23}	-۰/۳۱۹۸	-۶/۹۳۰۰	۰/۰۰۰
b_{33}	۰/۶۲۹۸	۷/۷۵۵۵	۰/۰۰۰
a_1	-۰/۰۱۷۰	-۷/۷۰۷۲	۰/۰۰۰
a_2	۰/۰۲۵۷	۲/۶۵۴۷	۰/۰۰۰
a_3	۰/۰۹۸۳	۱۲/۵۸۲۱	۰/۰۰۰

همان‌طور که ملاحظه می‌شود مدل لئونتیف برآزش خوبی را از سه سبد دارایی پولی مورد بررسی ارائه می‌کند به طوری که به جز یک پارامتر بقیه پارامترها معنی‌دار هستند. این مدل را مبنای تحلیل کشش‌ها قرار می‌دهیم و سعی می‌کنیم الگوی رفتاری مردم را در بازار پول بررسی کنیم.

برآورد کشش‌های تقاضا به کمک مدل

یکی از اهداف اصلی تخمین سیستم‌های تقاضا، به‌ویژه در تحلیل‌های سیاستی، ارزیابی میزان و نحوه تأثیرگذاری متغیرهای مستقل بر مقدار تقاضا است. برای این منظور از کشش‌های درآمدی و قیمتی و جانشینی استفاده می‌شود. حال به تشریح چگونگی محاسبه این کشش‌ها با استفاده از برآورد معادلات سهم می‌پردازیم.

۱. کشش‌های درآمدی و قیمتی

برای محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی با استفاده از سهم مخارج کالاها، تقاضای هریک از سبدها را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$x_i = \frac{s_i m}{p_i} \quad i = 1, \dots, n \quad (21)$$

چنانچه از این معادله نسبت به درآمد مشتق بگیریم، کشش‌های درآمدی، η_{im} ، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\eta_{im} = \frac{\partial s_i}{\partial m} \cdot \frac{m}{s_i} + 1 \quad i = 1, \dots, n \quad (22)$$

که با توجه به سیستم معادلات خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \eta_{im}^{AIDS} &= \frac{b_i}{y} \cdot \frac{y}{s_i} + 1 \\ &= \frac{b_i}{s_i} + 1 \end{aligned} \quad (23)$$

اگر η_{im} مثبت باشد، کالای مورد نظر (کالای نرمال) اگر بیش از یک باشد، کالای لوکس و اگر کمتر از یک باشد، کالای پست است.

برای محاسبه کشش‌های قیمتی، η_{ij} ، از معادلات (۲۱) نسبت به p_j مشتق می‌گیریم:

$$\eta_{ij} = \frac{\partial s_i}{\partial p_j} \cdot \frac{p_j}{s_i} - \delta_{ij} \quad i, j = 1, \dots, n \quad (24)$$

که در حالت کشش خودقیمتی ($i = j$)، $\delta_{ij} = 1$ ؛ و در حالت کشش قیمتی متقاطع ($i \neq j$)، $\delta_{ij} = 0$ است.

به این ترتیب، کشش خودقیمتی و متقاطع با استفاده از برآورد پارامترهای مدل به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$\eta_{ii} = \frac{\beta_{ii}}{p_i} \cdot \frac{p_i}{s_i} - 1 = \frac{\beta_{ii}}{s_i} - 1 \quad (25) \text{ کشش قیمتی خودی:}$$

$$\eta_{ij} = \frac{\beta_{ij}}{p_j} \cdot \frac{p_j}{s_i} + 0 = \frac{\beta_{ij}}{s_i} \quad (26) \text{ کشش قیمتی متقاطع:}$$

اگر $\eta_{ij} > 0$ باشد، آنگاه دو کالا جانشین ناخالص یکدیگرند؛ اگر $\eta_{ij} < 0$ باشد، آنگاه دو کالا مکمل‌های ناخالصند و اگر $\eta_{ij} = 0$ ، دو کالا مستقل از هم خواهند بود.

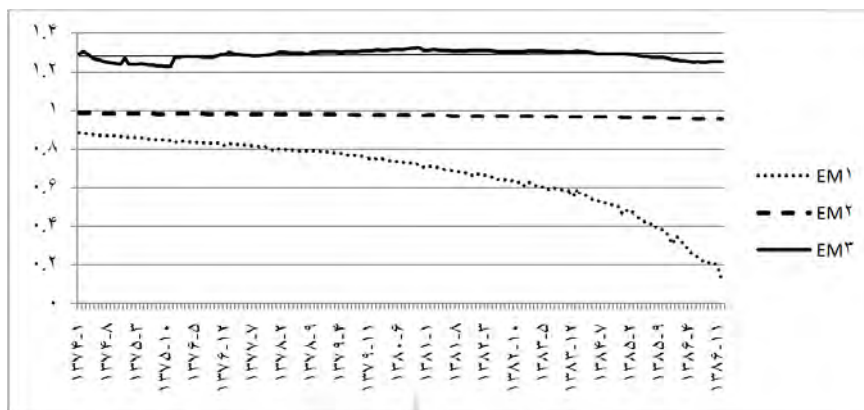
با توجه به اینکه پارامترهای مدل AIDS معنی‌دار نبودند، لذا از محاسبه کشش‌ها برای این مدل صرف نظر می‌کنیم.

۲. محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی با استفاده از مدل لئونتیف

نمودار شماره ۳ کشش‌های درآمدی را که با EM مشخص شده است، برای سه کالای ۱، ۲ و ۳ در مدل GL نشان می‌دهد که به ترتیب بیانگر اسکناس و مسکوک، سپرده‌های دیداری و سپرده‌های مدت‌دار هستند و در سال‌های مختلف محاسبه شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی این کشش‌های درآمدی مثبت هستند؛ به عبارت دیگر تمامی این سبدها، در حکم کالاهای نرمال هستند و در نتیجه با تئوری سازگاری دارند. کشش‌های درآمدی سپرده‌های مدت‌دار بزرگ‌تر از یک هستند که دلالت بر لوکس بودن این سبد است، اما کشش درآمدی دو سبد دیگر

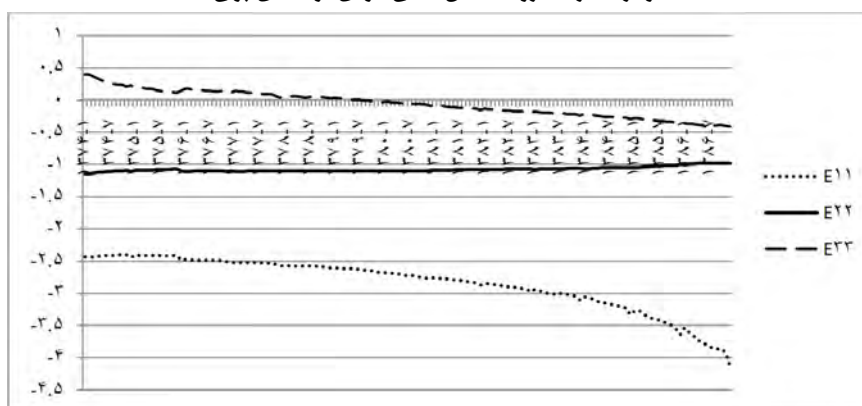
کوچک‌تر از یک بوده و در نتیجه در حکم کالاهای ضروری هستند.

نمودار شماره ۳. روند کشش درآمدی مؤلفه‌های پولی



در نمودار شماره ۴، کشش قیمتی خودی دو سبد اسکناس و مسکوک (E11) و سپرده‌های دیداری (E22)، منفی، و با تئوری تقاضا سازگار است. کشش قیمتی خودی سبد سپرده‌های مدت‌دار (E33) تا فصل پنجم سال ۱۳۷۹ مثبت و سپس منفی است؛ سبد اسکناس و مسکوک پرکشش بوده و کشش سبد سپرده‌های دیداری نزدیک به یک بوده و تقریباً نرمال است. البته باید در نظر داشت که اسکناس و مسکوک در کنار ایران‌چک‌های بانک مرکزی، ابزارهای نقد پرداخت در کشور هستند. با لحاظ ایران‌چک‌های بانک مرکزی در آمار اسکناس و مسکوک، کل مبلغ اسکناس و مسکوک در جریان (در دست اشخاص و نزد بانک‌ها) تا پایان سال ۱۳۸۹ به ۲۸۶/۶ هزار میلیارد ریال رسید که نسبت به رقم پایان سال قبل، ۲۴ درصد رشد نشان می‌دهد. این افزایش بیشتر به دلیل جبران ارزش ازدست‌رفته پول بر حسب تورم است تا ارزش سال ۱۳۸۹ و ۱۳۸۸ با هم تقریباً برابر باشد.

نمودار شماره ۴. روند کشش قیمتی خودی مؤلفه‌های پولی



توسعه زیرساخت‌های پرداخت الکترونیک بر کشش تقاضای پول اثر گذاشته و تا حدودی سبب تغییر رفتار مردم شده که در کشش‌های قیمتی خود را نمایان می‌کند. به دنبال توسعه و تکمیل زیرساخت‌های تسویه و پرداخت الکترونیک در سال ۱۳۸۹، حوزه نظام‌های پرداخت نظام بانکی کشور، تحولات و پیشرفت‌های قابل توجهی را در این زمینه تجربه کرده که از آن جمله می‌توان به راه‌اندازی سامانه تسویه اوراق بهادار الکترونیک (تابا) به عنوان زیرساخت انتشار و تسویه انواع اوراق بهادار الکترونیک اشاره کرد. با راه‌اندازی این سامانه، انتشار و ثبت معاملات مربوط به انواع اوراق بهادار شامل اوراق مشارکت دولتی و بانک مرکزی، گواهی سپرده‌های ویژه بانک مرکزی و سایر اوراق بهادار به تشخیص بانک مرکزی به صورت تمام‌الکترونیک انجام خواهد شد که این اقدامات در کنار موارد گفته‌شده در بالا، تأثیر خود را در کاهش تمایلات مردم نسبت به نگهداری پول به صورت اسکناس و مسکوک گذاشته است.

همچنین راه‌اندازی واریز گروهی سامانه پایاپای الکترونیک (پایا) برای حواله‌های انفرادی و انبوه، توسعه ارتباطات بین‌المللی مرکز شتاب به منظور پذیرش کارت‌های بین‌المللی در داخل کشور، طراحی شبکه الکترونیک پرداخت کارتی (شاپرک) به منظور تجمیع و ساماندهی پایانه‌های فروش، توسعه سامانه جامع نظارت کارتی به منظور گسترش پوشش نظارتی بانک مرکزی بر عملکرد بانک‌ها، طراحی و اجرای تمام الکترونیک شدن دریافت‌ها و پرداخت‌های دولتی و

خرانه‌داری کل کشور در کنار سیاست‌گذاری، تنظیم مقررات، استانداردسازی و تقویت نظارت از دیگر اقدامات انجام‌شده در راستای توسعه حوزه نظام‌های پرداخت است. اینها همه سبب کاهش تمایلات مردم به نگهداری پول خود به صورت اسکناس و مسکوک شده است.

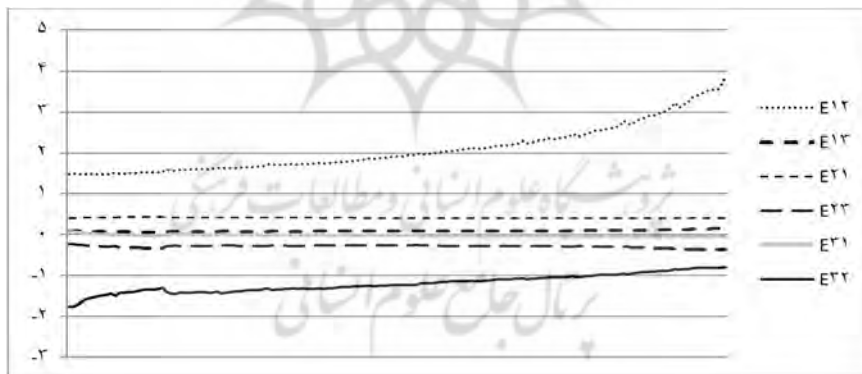
با توجه به کشش‌های قیمتی متقاطع نمودار شماره ۵ داریم:

۱. سبب سپرده‌های دیداری جانشین ناخالص برای سبب اسکناس و مسکوک است و بالعکس سبب اسکناس و مسکوک جانشین ناخالص برای سبب سپرده‌های دیداری البته با درجه ضعیف‌تر است.

۲. کشش قیمتی سبب اسکناس و مسکوک و سبب سپرده‌های مدت‌دار از یک سو منفی (مکمل) و از سوی دیگر مثبت (جانشین) شده و هر دو نزدیک به صفر هستند. شاید بتوان نتیجه گرفت این دو سبب مستقل از هم هستند.

۳. سبب سپرده‌های مدت‌دار مکمل ناخالص برای سبب سپرده‌های دیداری است و بالعکس سبب سپرده‌های دیداری مکمل ناخالص برای سبب سپرده‌های مدت‌دار ولی با درجه قوی‌تر است.

نمودار شماره ۵. روند کشش قیمتی متقاطع مؤلفه‌های پولی



۳. برآورد کشش‌های جانشینی خالص^۱

به منظور اتخاذ سیاست‌های مؤثر در جایگزینی بین مؤلفه‌های پولی به جای

یکدیگر، محاسبه کشش‌های جانشینی میان انواع مؤلفه‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. کشش‌های جانشینی ناخالص به دلیل اثرات درآمدی ناشی از تغییرات قیمت، طبقه‌بندی نامتقارنی از کالاها نسبت به یکدیگر ارائه می‌کنند؛ یعنی هرچند کشش جانشینی کالای i نسبت به قیمت کالای j منفی (مثبت) است، کشش جانشینی کالای j نسبت به قیمت خالص i می‌تواند مثبت (منفی) شود. برای رفع این مشکل در مجموع دو روش عملی برای محاسبه کشش‌های جانشینی جزئی بین دو متغیر ارائه شده است: «کشش جانشینی آلن (AES)»^۱ و «کشش جانشینی موریشیما (MES)»^۲.

بلک‌اوربی و راسل (۱۹۸۹ و ۱۹۸۱)^۳ و نیز سرلتیز (۲۰۰۱)^۴ رابطه ذیل را برای محاسبه کشش جانشینی جزئی آلن بین دو کالای i و j معرفی کرده‌اند:

$$\sigma_{ij}^a = \eta_{im} + \frac{\eta_{ij}}{s_j} \quad (27)$$

اگر افزایش قیمت کالای j ام موجب کاهش تقاضای کالای i ام شود، σ_{ij} منفی خواهد بود و دو کالا مکمل آلن یکدیگر هستند و چنانچه $\sigma_{ij}^a > 0$ باشد، دو کالا جانشین آلن هستند.

بدین ترتیب، کشش جانشینی آلن در سیستم معادلات سهم مخارج (AIDS) عبارتند از:

$$\sigma_{ij}^a = \frac{b_i}{s_i} + \frac{\beta_{ij}}{s_i s_j} + 1 \quad (28)$$

با اینکه کشش جانشینی آلن روش متدوالی در تحلیل رفتار جانشینی بین کالاها در شرایط مختلف است، اما بر اساس مطالعات بلک‌اوربی و راسل (۱۹۸۹ و ۱۹۸۱)، زمانی که روابط جانشینی بیش از دو کالا از طریق کشش جانشینی آلن بررسی می‌شود، به دلیل پیچیده شدن روابط، دقت کشش‌های جانشینی آلن به عوامل

1. The Allen Elasticity of Substitution
2. The Morishima Elasticity of Substitution
3. Blackorby and Russel (1981, 1989)
4. Serleties (2001)

متعددی از جمله روش انتخاب نقطه تخمین بستگی خواهد داشت و در نتیجه، برآوردهای حاصل از آن غیر قابل استناد خواهد بود. آنها در چنین مواردی «کشش جانشینی موریشیما» را پیشنهاد داده‌اند که نتایج دقیق‌تری از روابط جانشینی ارائه می‌دهد.

کشش جانشینی موریشیما به صورت زیر محاسبه می‌شود:

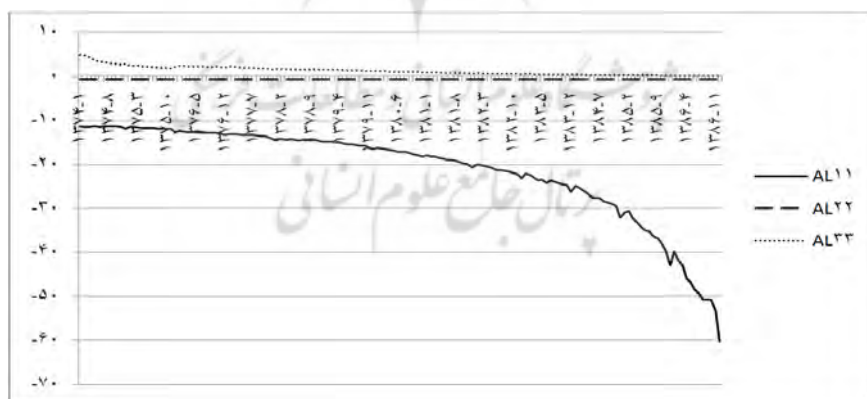
$$\sigma_{ij}^m = s_i(\sigma_{ji}^a - \sigma_{ii}^a), \quad (29)$$

که s_i سهم کالای i ام در بودجه مصرف‌کننده است. کشش‌های موریشیما اثرات تغییر قیمت‌ها بر نسبت دو کالا (x_i/x_j) را نشان می‌دهند؛ اگر افزایش قیمت کالای i ام موجب کاهش نسبت x_i/x_j شود، در این صورت دو کالا را «مکمل موریشیما»^۱ و اگر موجب افزایش نسبت x_i/x_j شود و کشش به دست آمده مثبت باشد، در این صورت دو کالا را «جانشین موریشیما»^۲ می‌گویند.

محاسبه کشش‌های آلن و موریشیما با استفاده از مدل لئونتیف

با توجه به آنچه گفته شد، کشش‌های جانشینی خودی آلن برای سبدهای اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری در نمودار ۶ منفی بوده که با تئوری‌های تقاضا تطبیق کامل دارد.

نمودار شماره ۶. روند کشش جانشینی خودی آلن

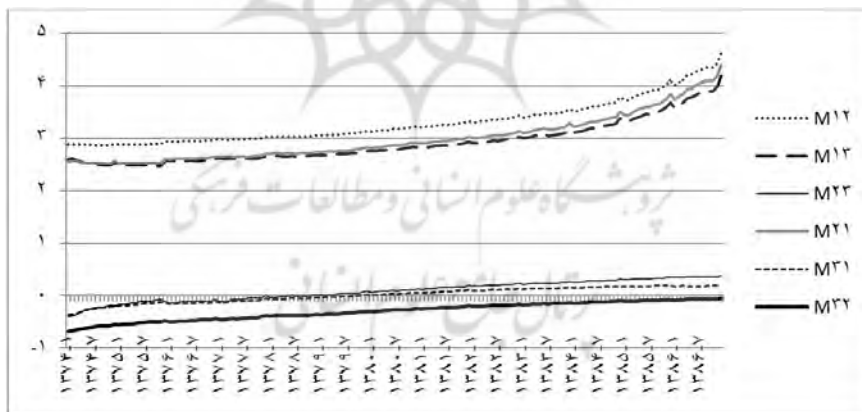


1. Morishima Complement
2. Morishima Substitute

کشش‌های جانشینی خودی را با استفاده از کشش آلن محاسبه و تفسیر کردیم. از آنجاکه کشش‌های آلن در مورد کشش‌های غیرقطری در حالت سه کالایی نتایج صحیحی به دست نمی‌دهند، لذا از کشش‌های جانشینی موریشیما که رابطه جانشینی یا مکملی کالاها را بررسی می‌کند، استفاده کردیم. نتایج زیر با استفاده از علامت‌ها و مقادیر کشش‌های موریشیما در نمودار شماره ۷ به دست می‌آید:

۱. دو سبد اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری جانشین موریشیما بوده و مقادیر کشش جانشینی موریشیمای آنها بزرگ‌تر از یک است و بالعکس؛
۲. سبد سپرده‌های مدت‌دار جانشین موریشیما برای سبد اسکناس و مسکوک است و مقادیر کشش آن نیز بیشتر از واحد است ولی در حالت عکس در مواردی کشش موریشیما منفی است؛
۳. سبد سپرده‌های دیداری مکمل موریشیما برای سبد سپرده‌های مدت‌دار است و مقادیر کشش آن نیز کمتر از واحد است ولی در حالت عکس در موارد زیادی کشش موریشیما مثبت است؛

نمودار شماره ۷. روند کشش جانشینی موریشیما



نتیجه‌گیری

در این مقاله مبانی نظری برآورد سیستم‌های معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل و مدل لئونتیف مرور شد و سپس تقاضای پول ایران با استفاده از این دو روش مورد

بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بر اساس نتایج این مطالعه بیشتر پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل معنی‌دار نبوده و به لحاظ نظری سازگار و قابل قبول نبودند. در مقابل، بیشتر پارامترهای مدل لئونتیف معنی‌دار بوده و به لحاظ نظری سازگار و قابل قبول بودند؛ لذا بر اساس همین مدل، کشش‌ها محاسبه شده و تحلیل شدند.

کشش قیمتی خودی دو سبد اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری، منفی است که با تئوری تقاضا سازگار است. کشش قیمتی خودی سبد سپرده‌های مدت‌دار نیز از فصل پنجم سال ۱۳۷۹ منفی است؛ سبد اسکناس و مسکوک پرکشش بوده و کشش سبد سپرده‌های دیداری نزدیک به یک بوده و تقریباً نرمال است.

همچنین روند کشش قیمتی مؤلفه‌های پولی در طول مدت مطالعه حاکی از آن است که کشش قیمتی سپرده‌های مدت‌دار باثبات بوده، به طوری که دامنه تغییرات آن با استفاده از مدل GL ۰/۸۱ است. این مطلب می‌تواند بدین مفهوم باشد که تغییرات سود سپرده‌های بلندمدت، تغییرات کمی در تمایل مردم برای افزایش یا کاهش سپرده‌های مدت‌دارشان ایجاد می‌کند. به عبارتی سیاست‌گذار با تغییرات نرخ سود بانکی سپرده‌های مدت‌دار نمی‌تواند در تمایلات سرمایه‌گذاری مردم تغییر چندانی ایجاد کند. البته روند کشش قیمتی اسکناس و مسکوک نوسان‌های بسیار زیادی داشته و در طول زمان افزایش یافته است و دامنه تغییرات آن با استفاده از مدل لئونتیف ۱/۷۴ است. این مطلب نشان می‌دهد که با افزایش هزینه نگهداری پول، احتمالاً مردم به دنبال خرید ارز و یا طلا و یا بازارهای مالی همچون بورس خواهند بود.

رقم اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (با احتساب ایران‌چک بانک مرکزی) با ۱۷/۱ درصد رشد از ۱۹۲/۳ هزار میلیارد ریال در پایان سال ۱۳۸۸ به ۲۵۵/۲ هزار میلیارد ریال در پایان سال ۱۳۸۹ رسید. سهم اسکناس و مسکوک در دست اشخاص از نقدینگی در پایان سال ۱۳۸۹ با ۰/۶ واحد درصد کاهش نسبت به پایان سال قبل، به ۷/۶ درصد رسید و همچنین سهم آن از پول از ۳۲ درصد در پایان سال ۱۳۸۸ به ۲۹/۷ درصد در پایان سال ۱۳۸۹ کاهش یافت که این

نشان‌دهندهٔ بالا رفتن هزینه نگهداری اسکناس و مسکوک در دست مردم بوده و مردم به دنبال نگرانی‌های خود، احتمالاً اقدام به خرید ارز و طلا کرده‌اند زیرا سرمایه‌گذاری در سپرده‌های مدت‌دار نیز افزایش چندانی نداشته است. همچنین توسعه زیرساخت‌های پرداخت الکترونیک بر کشش تقاضای پول اثر گذاشته که اینها همه موجب کاهش تمایلات مردم در نگهداری پول خود به صورت اسکناس و مسکوک شده است. همچنین کشش قیمتی سپرده‌های دیداری با استفاده از مدل GL دارای نوسان‌های اندک و در حد یک است و در سال‌های اخیر نیز اندکی افزایش یافته است؛ به این معنا که چون مردم از سپرده‌های دیداری به عنوان نقدینگی استفاده می‌کنند، همواره مقدار ثابتی از پول خود را با احتساب ارزش حال آن، نگهداری می‌کنند.

کشش درآمدی مؤلفه‌های پولی نیز با استفاده از مدل لئوتیف نشان‌دهنده آن است که اسکناس و مسکوک دارای کشش درآمدی پایین و سپرده‌های دیداری دارای کشش نزدیک به واحد است، هر دو ضروری محسوب شده و هم‌اکنون در انجام معاملات، به طور گسترده استفاده می‌شوند. منتها باید توجه کرد که مردم با افزایش درآمد از میزان اسکناس و مسکوک کمتری استفاده می‌کنند که این نشان می‌دهد توجه به هزینه - فرصت پول در درآمدهای بالا بیشتر بوده و مردم در درآمدهای بالا به دنبال سرمایه‌گذاری‌های بیشتر و عدم نگهداری پول به صورت اسکناس و مسکوک هستند. کشش درآمدی بالا در سپرده‌های مدت‌دار می‌تواند نتیجه آن باشد که این نوع سپرده نوعی پس‌انداز بوده و لذا تابعی از درآمد فرد است و تا زمانی که فرد درآمد بالا نداشته باشد، پس‌اندازی نیز نخواهد داشت.

نتایج برآورد کشش‌های قیمتی متقاطع حاکی از آن است که سبد سپرده‌های دیداری جانشین ناخالص برای سبد اسکناس و مسکوک است و بالعکس سبد اسکناس و مسکوک جانشین ناخالص برای سبد سپرده‌های دیداری البته با درجه ضعیف‌تر است. بر اساس نتایج برآورد کشش‌های جانشینی آلن و موریشیما، دو سبد اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری جانشین موریشیما بوده و مقادیر کشش جانشینی موریشیمای آنها بزرگ‌تر از یک است و بالعکس؛ این نشان می‌دهد که با افزایش هزینه نگهداری هریک از دو مؤلفه مذکور، مردم از مؤلفه دیگری



استفاده خواهند کرد. البته سیاست‌گذار باید توجه کند که با افزایش هزینه نگهداری اسکناس و مسکوک مردم به جای آن از پول نقد استفاده خواهند کرد، درحالی‌که این نکته برای سپرده‌های دیداری کمتر صادق است و در صورت افزایش هزینه نگهداری پول به صورت سپرده دیداری، مردم با رغبت کمتری به سمت استفاده از پول به صورت اسکناس و مسکوک خواهند رفت.

همچنین مؤلفه‌های پولی اسکناس و مسکوک و سپرده‌های مدت‌دار از یک سو منفی (مکمل) و از سوی دیگر مثبت (جانشین) شده و هر دو نزدیک به صفر هستند ولی سبب سپرده‌های مدت‌دار، جانشین موریشیما برای سبب اسکناس و مسکوک است و مقادیر کشش آن نیز بیشتر از واحد است ولی در حالت عکس در مواردی کشش موریشیما منفی است؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت افزایش هزینه نگهداری پول به صورت سپرده‌های مدت‌دار سبب می‌شود مردم سپرده‌های خود را به اسکناس و مسکوک تبدیل کنند ولی افزایش هزینه‌های نگهداری پول به صورت اسکناس و مسکوک باعث نمی‌شود مردم آنها را در سپرده‌های مدت‌دار سرمایه‌گذاری کنند؛ لذا سیاست‌گذار باید توجه کند که با ایجاد جاذبه‌هایی در نرخ سود سپرده‌های مدت‌دار نمی‌تواند در مردم تمایلاتی مبنی بر تبدیل اسکناس و مسکوک‌شان به سپرده‌های مدت‌دار ایجاد کند، زیرا با توجه به نیاز مردم برای نگهداری مقداری پول برای مخارج روزمره، پول مورد نظر را در بازارهایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که به راحتی قابل تبدیل و قدرت نقدشوندگی بالایی داشته باشند؛ لذا شناسایی بازارهایی با این ویژگی باید در اولویت اول سیاست‌گذار باشد تا بتواند با رونق چنین بازارهایی پول‌های کم‌قدرت دست مردم را در چنین بازارهایی جمع‌آوری کرده و به پول پر قدرت تبدیل کند. این پول پر قدرت می‌تواند منشأ سرمایه‌گذاری‌های بزرگ و محرکه‌ای برای اقتصاد کشور باشد.

در نهایت، سبب سپرده‌های مدت‌دار مکمل نسبی برای سبب سپرده‌های دیداری است و بالعکس سبب سپرده‌های دیداری، مکمل نسبی برای سبب سپرده‌های مدت‌دار منتها با درجه قوی‌تری است. بر اساس نتایج برآورد کشش‌های جانشینی آلن و موریشیما نیز سبب سپرده‌های دیداری مکمل موریشیما برای سبب سپرده‌های مدت‌دار است و مقادیر کشش آن نیز کمتر از واحد است ولی در حالت عکس در



موارد زیادی کشش موریشیما مثبت است. این بدان مفهوم است که افزایش هزینه‌های نگهداری پول به صورت سپرده‌های مدت‌دار که ممکن است ناشی از بالا بودن تورم و یا فرصت‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار بهتر به غیر از سپرده‌های بانکی باشد، موجب تبدیل این سپرده‌ها به سپرده‌های دیداری می‌شود.

با توجه به اینکه در شرایط تورمی تمایل به نگهداری نقدینگی پایین است، شاید از دلایل این پدیده، آسانی استفاده از پول به صورت سپرده‌های دیداری باشد که در سرمایه‌گذاری فرصت‌های بهتری می‌آفریند. این نتیجه‌گیری ناشی از بی‌ثباتی در بازارهای متناظر با سودهای متغیر است زیرا این رفتار زمانی صورت می‌گیرد که سودهای آنی در بازارهایی همچون طلا، ارز، بورس و غیره ایجاد شده و مردم برای بهره‌گیری از این سودها با تبدیل سپرده‌های مدت‌دار خود و نگهداری پول به صورت سپرده‌های دیداری، منتظر فرصت مناسب بوده و با خرید دارایی‌ها از تغییرات قیمتی آنها سود کسب کنند.

در بررسی کشش‌ها با پرسش‌هایی مواجه شدیم که پاسخ‌گویی به آنها نیاز به مطالعات آتی دارد که در اینجا بیان می‌شود: آیا کاهش امنیت سرمایه‌گذاری می‌تواند دلیل انتقال پول از بانک‌ها به سمت بازار ارز و طلا باشد؟ آیا بانکداری الکترونیکی توانسته تمایل مردم را برای نگهداری پول به صورت اسکناس و مسکوک کاهش دهد؟ و آیا ارزش پول نگهداری شده توسط مردم در سال‌های پایانی بازه زمانی بررسی شده کاهش یافته، به طوری که نگهداری حجم زیاد پول توسط مردم دیگر غیر ممکن شده است؟

تشکر و قدردانی

در تهیه این مقاله، استاد ارجمند جناب آقای دکتر اصغر شاهمرادی ما را با راهنمایی‌ها و نظرات ارزشمند خود در هرچه بهتر شدن مقاله یاری کردند که نهایت سپاس و تشکر را داریم. همچنین از سرکار خانم فریده تذهیبی و جناب آقای دکتر علی شمس اردکانی که ما را از راهنمایی‌های خود بی‌بهره نگذاشتند تشکر و قدردانی می‌کنیم. *

منابع

منابع فارسی

- اندرس، والتر. ۱۳۸۶. اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، مترجم: مهدی صادقی شاهدانی و سعید شوال‌پور، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).
- اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی (۸۷-۱۳۷۴)، *نماگرهای اقتصادی* (شماره ۱ الی ۵۲)، تهران: انتشارات اداره روابط عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی (۸۷-۱۳۷۴)، *گزارش اقتصادی و ترازنامه*، انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- برانسون، ویلیام اچ. ۱۳۸۷. *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، مترجم: عباس شاکری، تهران: نشر نی، چاپ دوازدهم.
- تفضلی، فریدون. ۱۳۷۸. *اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، تهران: نشر نی.
- سازمان برنامه و بودجه؛ *سالنامه آماری سال‌های مختلف*، مرکز آمار ایران.
- اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *نماگرهای اقتصادی*، *ترازنامه و گزارش اقتصادی سال‌های مختلف*، تهران: انتشارات اداره روابط عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

منابع لاتین

- Anderson, Richard G. and Jason Buol. 2005. Revisions to User Costs for the Federal Reserve Bank of St. "Louis Monetary Services Indices", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 87, pp. 735-749.
- Anderson, Richard G., B. E. Jones, and T. D. Nesmith. 1997 b. "Monetary Aggregation Theory and Statistical Index Numbers", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79, pp. 31-51.
- Barnett, William A. 1978. "The User Cost of Money", *Economics Letters* 1, pp. 145-149.
- Barnett, William A. 1980. "Economic Monetary Aggregates: An Application of Aggregation and Index Number Theory", *Journal of Econometrics* 14, pp.



11-48.

- Barnett, William A., Douglas Fisher, and Apostolos Serletis, 1992. "Consumer Theory and the Demand for Money", *Journal of Economic Literature* 30, pp. 2086-2119.
- Barnett, William A. 1997. "Which Road Leads to A Stable Money Demand"? *The Economic Journal* 107, 1171-1185.
- Barnett, William A. and Apostolos Serletis. 2000. *The Theory of Monetary Aggregation*, Contributions to Economic Analysis 245, Amsterdam: North-Holland.
- Belongia, Michael. 1989. "The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates From a Model of the Demand for Money Substitutes", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, pp. 387-397.
- Deaton, A. and J. N. Muellbauer. 1980. "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review* 70, pp. 312-326.
- Deaton, A. and J.N. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, 1998.
- Diewert, W. Erwin. 1973. "Functional Forms for Profit and Transformation Functions", *Journal of Economic Theory* 6, pp. 284-316.
- Diewert, W. Erwin. 1974. "Applications of Duality Theory", in M. Intriligator and D. Kendrick (Eds.), *Frontiers in Quantitative Economics*, Vol. 2, pp. 106-171, Amsterdam: North-Holland.
- Diewert, W. Erwin and Terence J. Wales. 1987. "Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions", *Econometrica* 55, pp. 43-68.
- Diewert, W. Erwin and Terence J. Wales. 1988. "Normalized Quadratic Systems of Consumer Demand Functions", *Journal of Business and Economic Statistics* 6, pp. 303-312.
- Elger, T. 2002. The Demand for Monetary Assets in the UK A Locally Flexible Demand System Analysis. <http://ideas.repec.org/p/hhs/lunewp/2002-006.html>
- Ewis, Nabil A. and Douglas Fisher 1984. "The Translog Utility Function and the Demand for Money in the United States", *Journal of Money, Credit and Banking* 16, pp. 34-52.
- Ewis, Nabil A. and Douglas Fisher. 1985. "Toward A Consistent Estimate of the Substitutability between Money and Near Monies: An Application of the Fourier Flexible Form", *Journal of Macroeconomics* 7, pp. 151-174.
- Fisher, Douglas and Adrian R. Fleissig. 1997. "Monetary Aggregation and the

- Demand for Assets", *Journal of Money, Credit and Banking* 29, pp. 458–475.
- Fleissig, Adrian R. 1997. "The Dynamic Laurent Flexible Form and Long-Run Analysis", *Journal of Applied Econometrics* 12, pp. 687–699.
- Fridman, Milton. 1983. "Monetary Variability: United States and Japan Note", *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 15, No. 3, pp. 339-343.
- Gorman, W. M. 1959. "Separable Utility and Aggregation", *Econometrica*, Vol. 27, No. 3, pp. 469-481.
- Harris, Laurence. *Monetary Theory*, McGraw–Hill Book Company.
- Henderson, J.M. and R.E. Quandt. 1980. *Microeconomic Theory*. Mc Grow Hill.
- Jones, B., D. Dutkowsky, and T. Elger. 2005. "Sweep Programs and Optimal Monetary Aggregation," *Journal of Banking and Finance* 29, pp. 483–508.
- Lewbel, Arthur. 1991. "The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation", *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 711-730.
- Lewbel, Arthur. 1995. "Utility Functions and Global Regularity of Fractional Demand Systems", *International Economic Review*, Vol. 36, No. 4.
- Lewbel, Arthur and Krishna Pendakur. 2008. *Tricks with Hicks: the EASI Demand System*, <http://fmwww.bc.edu/ec-p/wp651.pdf>
- Lewis, Mervynk and Mizen, Paul. *Monetary Economics*, Oxford University Press.
- Mizen, Paul. 1997. "Microfoundations for a Stable Demand for Money Function", *The Economic Journal*, Vol. 107, No. 443, pp. 1202-1212.
- Serletis, Apostolos. 1987. "The Demand for Divisia M1, M2, and M3 in the United States", *Journal of Macroeconomics* 9, pp. 567–591.
- Serletis, Apostolos. 1988. "Translog Flexible Functional Forms and Substitutability of Monetary Assets", *Journal of Business and Economic Statistics* 6, pp. 59–67.
- Serletis, Apostolos and Asghar Shahmoradi. 2005. "Semi-Nonparametric Estimates of the Demand for Money in the United States", *Macroeconomic Dynamics* 9, pp. 542–559.
- Serletis, Apostolos and Asghar Shahmoradi. 2007. "A Note on Imposing Local Curvature in Generalized Leontief Models", *Macroeconomic Dynamics* 11.
- Sosin, Kim. 1992. "Structure Change in the Demand for Money", *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 24, No. 2, pp. 226-238.
- Varian, Hal. 1992. *Microeconomics Analysis*, Third Edition.

