رویکرد سیستم‌های تقاضا در استخراج توابع تقاضای داراییهای پولی: یک سیستم مخارج غیرخطی برای اقتصاد ایران

پرویز داوودی *

برخلاف ادبیات تقاضای پول در ایران که صرفاً مبتنی بر چارچوب مطالعات کلان است این مقاله ساختار تقاضای داراییهای پولی را در چارچوب یک سیستم مخارج غیرخطی طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ با تأکید بر کششهای قیمتی و درآمدی مورد بحث قرار می‌دهد. تخمین الگوی برآورد شده - که به منظور اجتناب از خطای تصریح ناشی از محدودیتهای نهادی و پویایی های بازار پول به صورت یک سیستم پویا تصریح شده است- نشان می‌دهد که کششهای قیمتی (هزینه استفاده) داراییهای پولی با افزایش سر رسید سپرده ها و یا داراییهای پولی به تدریج بطور قابل توجهی

*. دکتر پرویز داوودی؛ عضو هیأت علمی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.
E.mail: p_davoodi@sbu.ir

افزایش می‌یابد ولی کششهای داراییها نسبت به نرخ سود سپرده‌ها تقریباً برابر با صفر است. بر این اساس، مقدار کشش داراییهای پولی نسبت به هزینه استفاده داراییها نمی‌تواند – علیرغم رابطه غیرخطی بین هزینه استفاده و سود سپرده‌ها - به سود سپرده‌ها نسبت داده شود. افزون بر این، بررسی روند زمانی کششهای مختلف، مبین آن است که تغییرات کششها، صرفاً از اثر درآمدی نشأت گرفته و شاید عدم تنوع سبد داراییهای مالی در کشور موجب ثبات کششهای هیکسی شده است؛ بطوریکه نوسانات شدید و رکود بخش حقیقی؛ مثلاً در سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۷۶ به شدّت در نوسانات کششهای محاسبه شده، منعکس شده است. با توجه به عدم حساسیت کششهای محاسبه شده نسبت به نرخ سود سپرده‌ها از نقطه نظر سیاستی، می‌توان گفت که سیاستهایی نظیر کاهش نرخ تورم- که منجر به کاهش هزینه استفاده داراییها می‌شود- بطور قابل توجهی می‌تواند منجر به افزایش تقاضای داراییهای بلندمدت گردد.

کلید واژه‌ها:

ایران، داراییهای پولی، تابع تقاضای پول، سیستم مخارج غیرخطی، مدل اقتصادسنجی، آزمون ضریب لاگرانژ

مقدمه

به جرأت می‌توان گفت که تمامی مطالعات انجام شده برای بررسی تقاضای پول در کشور از مبنای نظری اقتصاد خرد بهره نجسته است. تمامی این پژوهشها با تکیه بر نظریه‌های سنتی پول در اقتصاد کلان عواملی نظیر انگیزه معاملاتی، انگیزه احتیاطی و انگیزه سوداگری را مطرح نموده و سپس تقاضای مانده حقیقی پول را به دو جزء تقسیم می‌کند؛ جزء اول تقاضای سفته بازی نامیده می‌شود که با نرخ بهره رابطه معکوس دارد و جزء دوم تقاضای معاملاتی پول نامیده می‌شود که به ترتیب با نرخ بهره و درآمد حقیقی رابطه معکوس و مستقیم دارد. بنابراین تقاضای پول با درآمد رابطهٔ مستقیم و با نرخ بهره رابطه معکوس داشته و لذا تابع تقاضای پول اغلب به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\frac{M}{P} = m = m(r, y), \qquad \frac{\partial m}{\partial r} < 0 \ , \quad \frac{\partial m}{\partial y} > 0 \qquad (۱)$$

رابطهٔ فوق در واقع یک چارچوب عمومی است که می‌تواند رویکردهای دیگر در مباحث کلان را پوشش دهد. در این مجموعه می‌توان به بحث رابطهٔ اوراق قرضه و پول کینز، «رویکرد رجحان نقدینگی»[۱] «توبین»،[۲] رویکرد موجودی انبار «بامول»[۳] و توبین، و در نهایت شکل بازنگری شده نظریه مقداری پول «فریدمن»[۴] اشاره داشت. به لحاظ نظری، تمامی رویکردهای بالا به این نتیجه می‌رسند که تقاضای پول می‌تواند با افزایش سطح درآمد حقیقی افزایش و با بالا رفتن بهره حقیقی کاهش یابد.

در همین راستا «کاردسو»[۵] با الهام از رویکردهای فوق نرخ تورم انتظاری را در بررسی تقاضای پول کشور برزیل لحاظ کرده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که نرخ بهره بیش

---

1. The Liquidity Prefrence Theory
2. Tobin
3. Baumol
4. Fridman
5. Cardoso, (1983).

از نرخ تورم مورد انتظار بر تقاضای ماندهٔ حقیقی پول مؤثر است. «دارات»[1] در برآورد تابع تقاضای پول کشورهای عربستان سعودی، لیبی و نیجریه طی سالهای ۷۹-۱۹۶۳ اقدام به لحاظ کردن متغیرهای درآمد حقیقی و نرخ بهره خارجی بر اساس وقفه آلمون نموده است. نتایج به دست آمده توسط وی حاکی از آن است که درآمد دائمی حقیقی، انتظارات تورمی و نرخهای بهره خارجی، اثر معنی داری بر تقاضای پول هر یک از این کشورها دارند. «هافر»[2] و «کاتن»[3] ثبات تابع تقاضای پول کشور چین را طی دوران اصلاحات اقتصادی این کشور در چارچوب یک الگوی سری زمانی بررسی نموده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رابطهٔ تعادلی بلند مدتی بین متغیرهای مانده اسمی پول، درآمد حقیقی و نرخ بهره در اقتصاد چین وجود دارد. از مطالعات دیگری که به بررسی ثبات تقاضای پول در چارچوب یک الگوی سری زمانی همّت گمارده‌اند می‌توان به «هافر»[4] و «جانسن»[5] و «فیلدینگ»[6] اشاره نمود که مورد مطالعه آنها به ترتیب کشور آمریکا و چند کشور آفریقایی بوده است.

مطالعات مشابهی نیز با اتخاذ رویکرد تئوریکی مشابه و در چارچوب الگوهای مختلف سری زمانی به مطالعه تابع تقاضای پول ایران پرداخته‌اند، برای مثال نوفرستی (۱۳۷۴) به تخمین تابع تقاضای پول در دوره ۷۱-۱۳۳۸ می‌پردازد. وی در این مطالعه فرض می‌کند که رابطه بین تقاضای واقعی پول با متغیرهای مرتبط با آن، رابطه‌ای خطی است، وی از فرضیه تعدیل جزئی استفاده کرده و مدل زیر را برآورد می‌کند:

$$M_t/P_t = \beta_0+\beta_1 GNP_t+\beta_2 R_t+\beta_3 INF_t+\beta_4 E_t+(1-\lambda)(M_t/P_t)+\varepsilon_t \quad (۲)$$

1. Darrat, (1986).
2. Haffer, (1994).
3. Kutan, (1994).
4. Hafer, (1991).
5. Jansen, (1991)
6. Fielding, (1994).

در رابطهٔ فوق؛ M مانده اسمی پول؛ P شاخص قیمتی مصرف کننده؛ GNP تولید ناخالص واقعی (بر حسب قیمتهای سال ۱۳۶۱)؛ R نرخ بهره سپرده‌های بلند مدت؛ INF نرخ تورم؛ E نرخ ارز؛ λ ضریب تعدیل و؛ ε جمله اخلال است. کششهای بلندمدت و کوتاه‌مدت محاسبه شده در مطالعه وی نشان می‌دهد که کشش بلندمدت تقاضای پول نسبت به تولید ناخالص ملّی، نرخ تورم و نرخ ارز به ترتیب برابر ۱/۰۳۳، ۰/۱۵۳- ،۰/۱۴۹- است. قره‌باغیان و سوری (۱۳۷۶) تابع تقاضای پول را برای دوره ۷۲-۱۳۳۸ در چارچوب یک الگوی خود همبسته با وقفه های توزیع شده[1] $(ARDL)$ بررسی نموده اند. در این تحقیق متغیرهایی نظیر نرخ تورم، نرخ تسعیر ارز(نسبت ارزش ریال در مقابل دلار در بازار رسمی به ارزش آن در بازار غیر رسمی)، تولید ناخالص داخلی و توزیع درآمد در تابع تقاضای پول وارد شده است. نتایج مطالعه، بیانگر ارتباط مستقیم تقاضای پول و سطح درآمد و ارتباط معکوس تقاضای پول و متغیر های هزینه فرصت نگهداری پول است. توزیع درآمد نیز صرفاً در الگوی کوتاه مدت تقاضای پول معنی‌دار می‌باشد؛ اما اثر معنی داری بر تابع تقاضای بلندمدت آن ندارد. طبیبیان و سوری (۱۳۷۶) تقاضای پول در ایران را برای دوره ۷۲-۱۳۳۸ با استفاده از یک الگوی $ARDL$ بررسی نموده اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که پس از انقلاب، کشش درآمدی تقاضای پول کاهش یافته است و نرخ بهره به تنهایی معیار مناسبی جهت اندازه‌گیری هزینهٔ فرصت پول نیست. هژبر کیانی (۱۳۷۸) ثبات تابع تقاضای پول را با استفاده از تعاریف محدود و گسترده پول در چارچوب یک الگوی سری زمانی، مورد بررسی قرار داده است. براساس آزمون های هم تجمعی انجام شده در این مطالعه، متغیرهای ماندهٔ واقعی پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، و ضریب جینی در اقتصاد ایران با یکدیگر هم تجمع بوده و یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت را ایجاد کرده اند. البته اگر از تعریف گستردهٔ پول استفاده شود، نتایج تنها زمانی از نظر اقتصادی معنی دار هستند که متغیر ضریب جینی از معادلهٔ تقاضای پول حذف گردد. علامت متغیر تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول یا رابطه تعادلی بلندمدت مربوطه، مثبت و بطور معنی داری بزرگتر از واحد بدست آمده است. نرخ تورم نیز با تقاضای پول رابطه منفی دارد.

[1]. Autoregressive Distributed Lag

با اتخاذ یک رویکرد مبتنی بر بنیانهای خرد، مقالهٔ حاضر به تخمین تقاضای داراییهای پولی مختلف در اقتصاد ایران می‌پردازد. قسمت بعد اختصاص به مباحث تئوریک مربوط به مبحث داراییهای پولی در چارچوب سیستم های تقاضا دارد. در قسمت سوم به نحوهٔ تقریب تابع مطلوبیت غیر مستقیم با استفاده از یک سیستم تقاضای ایده‌آل پرداخته می‌شود. قسمت چهارم به ساختار داده ها و بخش پنجم نیز به تخمین و ارائه کششهای قیمتی و درآمدی اختصاص خواهد داشت. بخش پایانی مقاله حاضر نیز به نتیجه گیری و معرفی زمینه های تحقیقات آتی می‌پردازد.

تقاضای پول: براساس بنیانهای خرد

بطور کلی در رهیافت مبتنی بر بنیان های خرد، پول به دو صورت وارد رفتار مصرف کننده می‌شود. برخی از نظریه پردازان، پول را صرفاً در قید بودجه مصرف کننده لحاظ می‌کنند حال آنکه برخی دیگر پول را در چارچوب اقتصاد نئوکلاسیکی به عنوان یک قلم کالا به صورت مستقیم وارد سبد مصرفی مصرف کننده کرده اند. پول در تابع مطلوبیت- که در حال حاضر رویکرد غالب در مطالعه تقاضای پول می‌باشد- مبتنی بر مدل سازی توابع مطلوبیت غیر مستقیم براساس فرم های تابعی انعطاف پذیر است. براساس این رویکرد می‌توان به صورت موشکافانه ای به پرسشهایی پیرامون درجه جانشینی داراییهای نقدی مختلف پرداخت. در این قسمت ابتدا سنگ بنای بهره گیری از توابع مطلوبیت غیر مستقیم در بررسی تقاضای پول ارائه می‌شود و سپس نحوه استخراج تابع تقاضای پول برای اقتصاد ایران به صورت موشکافانه طرح می‌گردد.

فرض کنید یک فرد نوعی به تخصیص مخارج خود در طی یک دوره زمانی مشخص می‌پردازد؛ به طوری که تابع مطلوبیت بین دوره ای ذیل حداکثر شود:

$$u_t = U_t(\tilde{m}_t,\ldots,\tilde{m}_{t+T},\tilde{X}_t,\ldots,\tilde{X}_{t+T};\tilde{B}_{t+T}) \qquad (۳)$$

که در اینجا $\tilde{x}_S$: بردار مصرف حقیقی سرانه برنامه ریـزی شـده کالاهـا و خـدمات در طی دوره s، $\tilde{m}_s$، بردار میزان نگهداری داراییهای پولی حقیقی سرانه برنامه ریـزی شـده در طول دوره s، و در نهایت B_S؛ مقدار نگه داری یـک دارایـی پایـه[1] در طـول دوره s اسـت. همچنین خانوار نیروی کار خود را در طی دوره s عرضه می‌کند (L_s). افزون بر این، دارایـی پایه (B) که در این تابع لحاظ شده است، هزینه فرصت نگهداری پول را نشـان مـی‌دهـد. در رابطه با این دارایی همچنین می‌توان فرض نمود که این دارایی نقش تسهیل انتقال ثروت بین دوره های مختلف را بر عهده دارد. این امر می‌تواند دلالت بر آن داشته باشد کـه یـک گزینـه غیر پولی نیز برای ذخیره ارزش وجود خواهد داشت.

حال با اتکا به این فرض که تابع مطلوبیت فوق نسبت به مصرف کالاها و خدمات پولی هر دوره بطور ضعیف تفکیک پذیر است، خواهیم داشت:

$$u_t = U_t[x_t(\tilde{m}_t),\ldots,u_{t+T}(\tilde{m}_{t+T});C_t(\tilde{X}_t),\ldots,C_{t+T}(\tilde{X}_{t+T});\tilde{B}_{t+T}] \quad (۴)$$

تفکیک پذیری ضعیف، مستلزم آن است که نرخ نهایی جانشینی بین داراییهای مـالی در دوره زمانی t مستقل از اجزای دیگر متغیرهای جمعی پولی است. دو حالت نیز مـی‌تـوان در این جا مطرح نمود؛ اول تفکیک داراییهای مختلف از پول، و دوّم؛ تفکیک داراییهـا در دوره زمانی $t+j$ از دوره زمانی $t+j+1$. تفکیک پذیری بین دوره ای نیـز از آن جهـت حـائز اهمیت است که در حقیقت اساس تئوریکی در توجیه استفاده از توابع مطلوبیت یـک دوره‌ای محسوب می‌شود. در همین راستا می‌توان حدس زد که با توجـه بـه فـرض تفکیـک پـذیری، مصرف کننده در هر دوره ای اقدام به برنامه ریزی مجدد کرده و وارد یک فرآیند بهینـه یـابی دو مرحله ای می‌شود. بدان معنی که مصرف کننده در مرحلهٔ اول میزان کل مخارج هر یک از گروههای داراییهای پولی و کالاهای مصرفی مختلف را اختصاص می‌دهد و سـپس در مرحلـه

[1]. Benchmark Asset

دوّم، کل مخارج داراییهای پولی و کالاهای مصرفی (دوره جاری) را بـین تـک تـک داراییهـا و کالاهای مصرفی (در دوره جاری) تخصیص می‌دهد.

مصرف‌کننده بین دوره حال (t) و پایان افق برنامه ریزی خود $(t+T)$ با مجموعه‌ای از قید بودجه بین دوره ای برای هر یک از s دوره مواجه است. قیدهای مذکور برای هر یک از s دوره عبارتند از:

$$\tilde{P}_S' \tilde{X}_S' = W_S L_S + \sum_{i=1}^{n}[(1+r_{i,S-1})\bar{P}^*_{S-1} m_{i,S-1} - \bar{P}^*_S m_{is}] + [(1+R_{S-1})\bar{P}^*_{S-1} B_{S-1} - \bar{P}^*_S B_S] \quad (۵)$$

که $\bar{P}^*$ شاخص قیمت انتظاری است. (البته نه بـرای دوره t). در معادلـه ۲۷-۳ هـر یک از عبارات داخل [.] تغییرات برنامه ریزی شده در میزان نگهداری هـر یـک از داراییهـا را نشان می‌دهد. r_i و R نیز به ترتیب بازده اسمی تک دوره ای i-امین دارایـی پـولی و دارایـی پایه می‌باشد. افزون بر این، بنا به تعریف زیر:

$$\rho_S = (1+r_t)(1+R_{t+1})\ldots(1+R_{S-1})$$

عامل تنزیل در محاسبهٔ ارزش حال داراییهای آتی است. لازم به ذکـر اسـت کـه R_S بین دو دوره s و $s+1$ پرداخت نمی شود و این امر در ابتدای دوره $s+1$ صورت می‌گیرد. حال با حذف ρ_s (بین B_{t+T} و دارایی اوراق اوّلیه (B_{t-1}) و با شروع از B_{t+T-1} و ادامه کار تا B_t) می‌توان مجموعه قیدهای موجود در معادله (۵) را به قید ذیل تبدیل نمود:

$$\sum_{S=1}^{t+T}\left(\frac{\bar{P}}{\rho_S}\right)'\tilde{X}_S+\sum_{S=t}^{t+T}\sum_{i=1}^{n}[\frac{\bar{P}^*}{\rho_S}-\frac{\bar{P}_S^*(1+r_{is})}{\rho_{S+1}}]m_{is}+\sum_{i=1}^{n}\frac{\bar{P}_{t+T}^*(1+r_{i,t+T})}{\rho_t+T+1}m_{i,t+T}+$$

$$\frac{\bar{P}_{t+T}^*}{\rho_{t+T}}B_{t+T}=\sum_{S=t}^{t+T}\left(\frac{W_S}{\rho_S}\right)L_S+\sum_{i=1}^{n}(1+r_{i,t-1})\bar{P}_{t-1}^*m_{i,t-1}+(1+R_{t-1})B_{t-1}\bar{P}_{t-1}^* \qquad (۶)$$

در معادله (۶) ارزش حال مصرف، تغییرات موجودی داراییهای پـولی و و اوراق قرضـه مساوی است با درآمدهای ناشی از کار، داراییهای پولی و اوراق قرضه. از این‌رو، عبارات داخـل [.] هزینهٔ استفاده[1] از موجودی پول برای مبادله در دوره s را نشان می‌دهد. بنابراین هزینـهٔ استفاده را می‌توان به صورت زیر تعریف نمود:

$$\pi_S=\frac{\bar{P}_S^*}{\rho_S}-\frac{\bar{P}_S^*(1+r_{is})}{\rho_{S+1}} \qquad (۷)$$

که برای مثال هزینه استفاده دورهٔ جاری π_{it} به صورت زیر خواهد بود:

$$\pi_{it}=\frac{P^*(\bar{R_t}-r_{it})}{1+R_t} \qquad (۸)$$

حال می‌توان با توجه به فرض تفکیک پذیری ضعیف، تابع مطلوبیت (۴) را به قید (۶) حداکثر نمود. در همین راستا به منظور تبدیل مسئلهٔ بهینه یابی مذکور بـه حـالتی کـه تنهـا شامل هزینه‌های استفاده و مقادیر داراییهای پولی باشد، بایستی از یک فرآیند بهینه یـابی دو

[1]. User cost

مرحله‌ای بهره جست. همانطور که پیشتر عنوان شد، در مرحله اوّل، مصرف‌کننده کل مخارج خود را بین مجموعه داراییهای پولی و مجموعه کالاهای مصرفی اختصاص داده و میزان نگهداری اوراق قرضه در دوره پایانی (B_{l+T}) را تعیین می‌کند؛ و در مرحله دوّم بهینه یابی نیز تابع ذیل

$$U(m_{it},\cdots,m_{\pi t}) \qquad (۹)$$

به قید

$$\sum_{i=1}^{n}\pi_{it}m_{it}-W_t=0 \qquad (۱۰)$$

حداکثر می‌شود که این امر به استخراج تابع تقاضای هر یک از اقلام داراییهای پولی m_i منتهی خواهد شد. ذکر این نکته ضروری است که بنا به فرض تفکیک پذیری، نیازی به وجود مقادیر بهینه کالاهای مصرفی در توابع تقاضای داراییها نیست؛ اما محاسبهٔ هزینه استفاده هر یک از آنها ضروری است.

لازم به ذکر است که بنا به تعریف، W صرفاً مخارج داراییهای پولی را در بر می‌گیرد. حلّ این مسئله، توابع تقاضای داراییهای پولی را در بر خواهد داشت:

$$m_i^*=\theta_i(\tilde{P},W)=\theta_i(\tilde{V}) \qquad (i=1,\cdots,n) \qquad (۱۱)$$

که بنا به تعریف، هر یک از عناصر بردار $\tilde{V}$ به صورت $v_i=\frac{P_i}{W}$ تعریف شده و بدان قیمتهای نرمال شده اطلاق می‌گردد.[1] تساوی دوّم در معادله (۱۱) دلالت بر آن دارد که تابع

[1]. Normalized Prices

$\phi_i(.)$ نسبت به $\widetilde{P}$ و W همگن از درجه صفر است. با قرار دادن هر یک از مقادیر بهینه m_i^* در تابع مطلوبیت، می‌توان تابع مطلوبیت غیر مستقیم را بدست آورد. این تابع می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$u = U\left[\theta(\tilde{P}, W)\right] = U\left[\theta(\tilde{V})\right] \equiv g(\tilde{V}) \qquad (۱۲)$$

با فرض وجود تابع مطلوبیت غیر مستقیم می‌توان با استفاده از فرم تعدیل یافته اتحاد روی توابع تقاضای داراییهای مختلف پولی را به ازای جمیع مقادیر i به صورت زیر به دست آورد:

$$M_i(\tilde{v^*}) \equiv \frac{\partial g(V^*)\tilde{/}\partial V_i}{\sum_{j=1}^{n} V_j \partial g(V^*)\tilde{/}\partial V_j} \qquad (۱۳)$$

یعنی با داشتن قیمتهای نرمال شده و تابع مطلوبیت غیر مستقیم، می‌توان پارامترهای توابع تقاضای دارایی را بر حسب قیمتهای نرمال شده از مشتقات جزئی تابع مطلوبیت غیر مستقیم (معادله ۱۳) استخراج کرد و سپس کششهای قیمتی و درآمدی مترتب بر هر یک از اقلام پولی را محاسبه نمود. در همین راستا فرم‌های تابعی مختلفی برای توابع مطلوبیت غیر مستقیم فرض می‌شود. در مطالعهٔ حاضر تابع مطلوبیت غیر مستقیم با استفاده از فرم تابعی تقریباً ایده‌آل تقریب زده شده است. بخش بعدی به ارائه فرم تابعی مذکور و نحوهٔ تخمین و در نهایت، محاسبه کششهای قیمتی و درآمدی اختصاص دارد.

فرم تابعی تقریباً ایده آل[1] در تقریب تابع مطلوبیت غیر مستقیم

رویکرد سیستم‌های تقاضا دو مزیت عمده را موجب می‌شود؛ از یکسو، مجموعـه ای از قیدهای نئوکلاسیکی را بر رفتار فرد اعمال می‌کند که امکان آزمون آنها وجود دارد، و از سوی دیگر؛ فرم‌های تابعی متنوعی را برای سیستم های تقاضا ارائه می‌کند که می‌توان بر اساس آن «فرضیات مختلف تصریح» را برای تابع مورد نظر آزمون کرد. در واقع از آنجا که نظریهٔ تقاضـا هیچ تصریح خاصی برای فرم تابعی مورد استفاده مشـخص نمـی کنـد، تـلاش جهـت تبیـین ترجیحات مصرف کننده، فرم های تابعی عدیده ای در ادبیات تقاضای پـول مـورد بحـث قـرار داده است. هر یک از این فرم ها، فرضهای رفتاری موجود در تئوری را در قالب قیدهای اعمال شده بر روی پارامترهای آنها نشان می‌دهند. اغلب، قیدهای مذکور به صورت تلویحی در مدل مستتر است. در رابطه با ویژگی بارز فرم تابعی انعطاف پذیر می‌توان گفت که چارچوب مذکور، از قبل امکان عدم اعمال قیدهای فراوان را بر ساختار ترجیحات فرد فراهم می‌کنـد. اساسـاً از این توابع در تقریب یک تابع مطلوبیت به صورت فرم تابعی استفاده می‌شود،[2] که فـرم تـابعی مذکور به نوبهٔ خود از پارامترهای کافی برای تقریب مرتبهٔ دوم یک تابع غیر مشخص برخوردار است.[3]

اگر تابع مخارج گروه خانوار دارای ویژگیهای ذیل باشد، در این صورت به لحاظ نظری می‌توان سیستمی از معادلات تقاضا را استخراج نمود که آن را سیستم تقاضای تقریباً ایده آل ($AIDS$) می‌نامند که نسبت به قیمتها و مطلوبیـت کاهشـی نبـوده و نسـبت بـه قیمتهـا و مقادیر کالاهای همگن نیز از درجه یک می‌باشد. شکل عمومی سیستم تقاضای تقریبا ایده آل که برای اولین بار توسط «دیتون و مولبار»[4] مطرح شد به صورت زیر است:

---

[1]. Almost Ideal Demand System

[2]. اگر تابع مطلوبیت مستقیم انعطاف‌پذیر باشد. آنگاه تابع مطلوبیت غیر مستقیم –در صورتی که بتوان آن را از تابع مطلوبیت مستقیم بدست آورد– ویژگیهای مذکور را از دست می‌دهد. افزون بر این تفکیک‌پذیری تابع مطلوبیت مستقیم مستلزم تفکیک‌پذیری تابع مطلوبیت غیر مستقیم نیست.

[3]. Diewert, 1974b.

[4]. Deaton and Muellbauer, (1980).

(۱۴)

$$\log W(u,\mathbf{P}) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2}\sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j + u\beta_0 \prod_k P_k^{\beta_k}$$

برخلاف موارد مذکور در قسمت پیش که مبتنی بر قیمتهای نرمال شده بود، تابع فوق براساس سطح قیمتها بدست می‌آید. در اینجا p_k هزینه استفادهٔ مجموعه داراییهای پولی m_k، n تعداد داراییهای پولی، α_k, α_0ها و γ_{kj}ها و β_0 و β_kها نیز ضرایب هستند. k و j نیز بیان کننده هر یک از مجموعه داراییهای پولی است.

با استفاده از اتحاد «روی» می‌توان تابع تقاضای هر یک از داراییهای پولی و در نهایت سهم مخارج هر یک از آنها را به صورت زیر به دست آورد:

رابطهٔ فوق دلالت بر آن دارد که می‌توان S_i را از مشتق تابع هزینه لگاریتمی، نسبت به لگاریتم قیمتها بدست آورد. از اینرو مشتق لگاریتمی تابع هزینهٔ گروه خانوار نسبت به لگاریتم قیمتها عبارت خواهد بود از:

$$s_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij}^* \log p_j + \beta_i u\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (۱۵)$$

که در آن $r_{ij} = 1/2(r_{ij}^* + r_{ji}^*)$ است و s_i نیز مبین سهم مخارج دارایی پولی مربوطه می‌باشد. در اینجا s_i تابعی از سطح هزینه‌های استفاده p_i و u است. بنا به فرض حداکثر کردن مطلوبیت و براساس قضیه همزادی می‌توان هزینه دستیابی به سطح مطلوبیت فوق را با مجموع مخارج داراییهای پولی تقریب زد و سپس با توجه به تابع مطلوبیت غیرمستقیم بدست آمده- که نسبت به مقادیر تقاضای داراییها غیر کاهشی و نسبت به هزینه استفاده از آنها غیر افزایشی است- معادلات تقاضا در سیستم $AIDS$ را به شکل سهم بودجه ای به صورت زیر بیان کرد:

$$s_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{kj} \log p_j + \beta_i (\log W - \log \mathbf{P}), \quad i = 1,2,3 \qquad (۱۶)$$

به رابطهٔ فوق، فرم تقریب خطی سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده آل می‌گویند. در عبارت بالا، می‌توان مقدار P را- که مبین شاخص تعدیل قیمت مقتضی است- برای هـر دوره محاسبه کرده و به عنوان یک مقدار مشخص در مدل وارد کرد. این شـاخص بـه صـورت زیـر محاسبه می‌شود:

$$\log \mathbf{P} = \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \qquad (۱۷)$$

بطوریکه بایستی محدودیتهای زیر بر هر یک از روابط فوق اعمال شود:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1 \quad , \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \quad , \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0 \quad , \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \qquad (۱۸)$$

که به منظور تحلیلهای مترتب محاسبه کششهای قیمتـی و درآمـدی ضـروری اسـت. کشش قیمتی دارایی پولی i -ام نسبت به هزینه استفاده دارایی j -ام به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{s_i} - \delta_{ij} - \frac{\beta_i}{s_i} (\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \log p_k) \qquad (۱۹)$$

که δ_{ij} به ازای $i = j$ برابر "واحد" و در غیر این صورت برابر "صفر" اسـت. کشـش درآمدی دارایی پولی i -ام نیز عبارت است از:

$$\varepsilon_{wj} = 1 + \beta_j / s_j \qquad (۲۰)$$

تخمین سیستم معادلات (۱۶) به قید (۱۷) و (۱۸)، موجب می‌شود که سیستم تقاضا بر حسب ضرایب، غیرخطی شده و بهره گیری از روشهای غیر خطی در تخمین پارامترهای سیستم را اجتناب ناپذیر کند. ذکر این نکته ضروری است که می‌توان با اعمال فرض $\gamma_{ij} = 0$ به ازای جمیع مقادیر i و j، سیستم را نسبت به پارامترها خطی نموده و از روشهای خطی متداول استفاده نمود؛ ولی در این نوشتار جهت اجتناب از خطای تصریح قابل توجه ناشی از اعمال محدودیت مذکور، به تخمین سیستم مخارج پولی به روش غیر خطی پرداخته می‌شود.

ساختار داده‌ها

در این تحقیق از داده‌های ماهانه بخش پولی کشور در طی دوره ماه دهم ۱۳۸۳ الی ماه اول ۱۳۶۸ استفاده شده است که ۱۹۰ مشاهده را در بر می‌گیرد. متغیرهای بکار گرفته شده برای محاسبه هزینهٔ استفاده داراییها عبارتند از سود سپرده های کمتر از یک سال؛ سود سپرده‌های یکساله؛ سود سپرده‌های سه ساله و نرخ تورم که این نرخ براساس برآورد ارقام ماهانه هزینهٔ کالاها و خدمات شهری بدست آمده است. هزینهٔ استفاده با بکارگیری معادلهٔ (۸) محاسبه شده است. از آنجا که سود سپرده‌ها، طی سالهای مختلف «ثابت» بوده است؛ لذا تغییرات هزینهٔ استفاده، عمدتاً متأثر از تغییرات نرخ تورم بوده و سود سپرده‌ها نیز صرفاً در تغییر مقیاس هزینهٔ استفاده، نقش ایفا می‌کند. در بخش ششم به این بحث پرداخته خواهد شد. در این تحقیق، سبد داراییهای کوتاه مدت (m_1)شامل مجموع سکه و اسکناس در نزد مردم است. داراییهای پولی یکساله (m_2) شامل سپرده ها و پس اندازهای کوتاه مدت می‌باشد. در نهایت پس اندازهای بلندمدت نیز سپرده های بلندمدت (m_3) را تشکیل می‌دهد. لازم به ذکر است که از آنجا که تمامی مطالعات مبتنی بر رفتار مصرف کننده، بر دیدگاه «یک مصرف کنندهٔ نوعی» یا «یک تولید کنندهٔ نوعی» بنا نهاده شده است، لذا سه متغیر پولی فوق با استفاده از متغیر جمعیّت به متغیرهای سرانه تبدیل شده‌اند.

تصریح و تخمین الگو

سیستم معادلات غیر خطی (۱۶) بایستی با استفاده از روش حداکثر احتمال، تخمین زده شود.[۱] در همین راستا ذکر چند نکته ضروری است. در این تخمین از الگوریتم *BFGS* ارائه شده که امکان محاسبه انحراف معیار پارامترها را فراهم می‌کند، استفاده شده است که در واقع کارایی فزاینده‌ای در یافتن نقطه حداکثر تابع دارد. به منظور یافتن نقطهٔ حداکثر مطلق[۲]، طیف وسیعی از مقادیر اوّلیه، بررسی شده و به منظور بدست آوردن آن، معیار همگرایی مقدار تابع برابر معادل با 1×10^{-6} منظور شده است.[۳] در رابطه با تخمین معادلات سهم داراییهای پولی باید خاطر نشان شود که یکی از دشواریهای رایج، وجود خودهمبستگی پیاپی در جملات اختلال است که با توجه به ماهانه بودن ساختار تحلیل، این امر اغلب ناشی از ماهیت سپرده‌گذاریهای مختلف است: بطوریکه هر سپرده‌ای که حداقل به مدت «دو ماه» در بانک قرار داده شود می‌تواند خود همبستگی را موجب گردد. از سوی دیگر، پاره ای از محدودیتهای نهادی اعمال شده بر حسابهای مدت‌دار؛ نظیر جریمه‌های وارده بر برداشت از حساب- پیش از سر رسید حساب- نیز می‌تواند این امر را تشدید کند. با توجه به مطالب عنوان شده و به منظور در نظر گرفتن پویایی‌های موجود در بازار پول، سیستم معادلات (۱۶) به صورت زیر به یک الگوی اقتصاد سنجی تبدیل شده است:

$$\mathbf{s}_t = \mathbf{G}g(W,\mathbf{P}) + \pi_1 \mathbf{s}_{t-1} + \pi_2 \mathbf{s}_{t-2} + \mathbf{e}_t, \qquad \mathbf{e}_t = \rho \mathbf{e}_{t-1} + \mathbf{u}_t \qquad (۲۱)$$

---

[۱]. برنامه کامپیوتری در نسخه 5.02 نرم افزار RATS نوشته شده است و در صورت نیاز محققان محترم برنامه نوشته شده و تمامی آمارهای تحقیق در دسترس قرار خواهد گرفت. برنامه مورد نظر در دفتر فصلنامه پژوهشکده امور اقتصادی موجود می‌باشد.

[2]. Global Maximum

[۳]. ابتدا تابع حداکثر احتمال به ازای هر یک از مجموعه مقادیر اولیه با الگوریتم SIMPLEX تخمین زده شده است و سپس مقادیر اولیه حاصل از آن، در الگوریتم BFGS استفاده شده‌اند. تعداد Iteration در هر یک از دو الگوریتم بیش از ۱۰۰۰ بوده است.

معادله AR(1) به منظور تصحیح خود همبستگی در جملات اختلال بکار گرفته شده است. در اینجا $\mathbf{s}$: بردار 3×1 سهم هر یک از داراییهای پولی از کل مخارج داراییهای پولی مصرف کننده است، $\mathbf{P}$: بردار هزینه استفاده هر یک از داراییهای پولی است، $\mathbf{e}$ و $\mathbf{u}$: بردار جملات اختلال و $\mathbf{G}$ و ρ نیز ماتریس ضرایب مترتب بر هر یک از متغیرها را نشان می‌دهد که $\mathbf{G}$ ضرایب معادلات سهم (16) را شامل می‌شود. π_i نیز ماتریس قطری مقادیر با وقفه هر یک از سهم‌ها است. لازم به ذکر است که سه عنصر بردار سهم داراییهای پولی به ترتیب سهم مخارج «سکه و اسکناس»، «سهم مخارج پس‌انداز و سپرده‌های یکساله»، و «سپرده‌های بلندمدت بیش از یک سال» را در بر می‌گیرد. چون مجموع عناصر این بردار بنا به تعریف برابر «واحد» بوده و موجب صفر شدن دترمینان ماتریس واریانس کوواریانس می‌شود، لذا معادلهٔ سوم حذف شده و دو معادلهٔ اوّل نیز در قالب یک سیستم معادلات غیرخطی تخمین زده می‌شود. در همین راستا همانطور که «برندت و ساوین»[1] متذکر شده‌اند، افزودن جمله AR در صورتی می‌تواند قیدهای تئوریکی اعمال شده بر الگو را تحت تأثیر قرار ندهد که عناصر قطری ماتریس ρ مساوی یکدیگر باشند. از اینرو در تخمین سیستم مخارج غیر خطی داراییهای پولی قید $\rho(1,1)=\rho(2,2)$ نیز بر مجموعه قیدهای تئوریکی عنوان شده افزوده می‌شود و حال دو معادلهٔ اول سیستم معادلات (۲۱) به قید (۱۷)، (۱۸) و $\rho(1,1)=\rho(2,2)$ تخمین زده می‌شود. جدول ذیل نتایج تخمین را نشان می‌دهد.[2]

[1]. Berndt and Savin, 1975

[2]. انجام آزمون ضریب لاگرانژ (Lagrange Multipier) بر روی جملات اختلال نشان از عدم وجود ARCH در جملات اختلال هر یک از معادلات سهم است. بدین منظور مربع جملات اختلال بر مقادیر با وقفه خود (وقفه بهینه با استفاده از آماره آکائیک به دست آمده است) رگرس شده و آماره آزمون به صورت حاصل ضریب تعداد مشاهدات در R^2 حاصل محاسبه شده است که به صورت مجانبی از توزیع کای-مربع تبعیت می کند (Engle,1982).

جدول ۱. تخمین حداکثر احتمال ضرایب سیستم داراییهای پولی

نام ضریب	تخمین	انحراف معیار	احتمال H_0آزمون t
α_1	0.379	0.0202	0.0000
α_2	-0.051	0.0059	0.0000
α_3	0.672	0.0240	0.0000
r_{11}	0.222	0.0194	0.0000
r_{12}	-0.073	0.0125	0.0000
r_{13}	-0.149	0.0156	0.0000
r_{21}	-0.073	0.0125	0.0000
r_{22}	0.050	0.0174	0.0036
r_{23}	0.022	0.0149	*0.1243
r_{31}	-0.149	0.0156	0.0000
r_{32}	0.022	0.0149	*0.1243
r_{33}	0.126	0.0255	0.0000
β_1	0.112	0.0156	0.0000
β_2	-0.041	0.0036	0.0000
نام ضریب	تخمین	انحراف معیار	احتمال H_0آزمون t
$\pi_1(1,1)$	0.455	0.0677	0.0000
$\pi_1(2,2)$	0.331	0.0815	0.0000
$\pi_2(1,1)$	0.428	0.0258	0.0000
$\pi_2(2,2)$	0.4402	0.0271	0.0000
$\rho(1,1)$	-0.578	0.0530	0.0000
$\rho(1,2)$	-0.247	0.0942	0.0085

*: سایر ضرایب از نظر آماری در سطح آزمون یک درصد معنی دار هستند.

با در نظر گرفتن قیدهای نظری؛ $\beta_3 = 1 - \beta_2 - \beta_2$ خواهد بود. نتـایج موجـود در جدول فوق حاکی از آن است که به جز دو مورد، بقیه ضرایب در سطح آزمون یـک درصـد از

نظر آماری معنی‌دار هستند. این امر به وضوح نشان می‌دهد که فرض صفر $\gamma_{ij} = 0$ مبنی بر تصریح خطی سیستم مخارج داراییهای پولی در هر سطح آزمون اختیاری از نظر آماری رد شده و تصریح غیر خطی حاضر، بر تصریح خطی برتری دارد. افزون بر این، ضریب مقادیر با وقفهٔ معادلات، سهم داراییهای پولی برای معادله اوّل در مجموع حدود ۰/۷۵و برای معادله دوّم در مجموع حدود ۰/۸۲ می‌باشد. این امر بطور ضمنی حاکی از اثر مجموعه‌ای از متغیرهای غیر قیمتی و غیر درآمدی است که در واقع در مقدار با وقفه این متغیرها منعکس شده است. همچنین بطور نه چندان دقیق، می‌توان بزرگی این ضرایب را به «پایداری» ترجیحات و عادات رفتاری افراد در بازار داراییهای پولی نسبت داد. از سوی دیگر همانطور که مشاهده می‌شود مجموع ضرایب مذکور برای داراییهای پولی اوّل کوچکتر از داراییهای پولی دوّم است که در حقیقت با توجه به قیدهای نهادی بیشتر مانده های پولی بلندمدت تر در مقایسه با مانده‌های پولی کوتاه‌مدت، این اختلاف قابل انتظار است. با این وجود از آنجا که جدول فوق ضرایب معادلات سهم مخارج را به تصویر می‌کشد، لذا تحلیل نتایج، مستلزم پرداختن به کششهای قیمتی و درآمدی بدست آمده از ضرایب بالا است. جدول زیر نتایج حاصل از محاسبه کششهای قیمتی و درآمدی سه دارایی پولی را نشان می‌دهد. در اینجا قیمت به معنای «هزینه استفاده» و درآمد به معنای «مخارج» می‌باشد.

جدول ۲. کشش قیمتی و درآمدی سه دارایی پولی

	p_1	p_2	p_3	w
m_1	-0.4081	-0.2142	-0.7115	1.3339
m_2	-0.1714	-0.8664	0.1488	0.8889
m_3	-1.2608	0.1102	-2.9993	4.1499

کششهای مذکور بطور مستقیم با استفاده از معادلات کشش (۱۹) و (۲۰)، به ازای متوسط مقادیر متغیرها محاسبه شده اند. از آنجا که پشتوانهٔ نظری کششهای مذکور استخراج توابع تقاضای داراییهای پولی براساس اتحاد «روی» است، لذا ارقام فوق در حقیقت کششهای

مارشالی را به تصویر می‌کشند. در نتیجه، الزاماً برخلاف کششهای هیکسی رابطه $\eta_{ij} = \eta_{ji}$ برقرار نیست و با توجه به معادلات هیکس و اسلاتسکی برابری آنها بستگی به مقدار کششهای درآمدی و همچنین سهم مخارج هر یک از داراییهای پولی دارد.

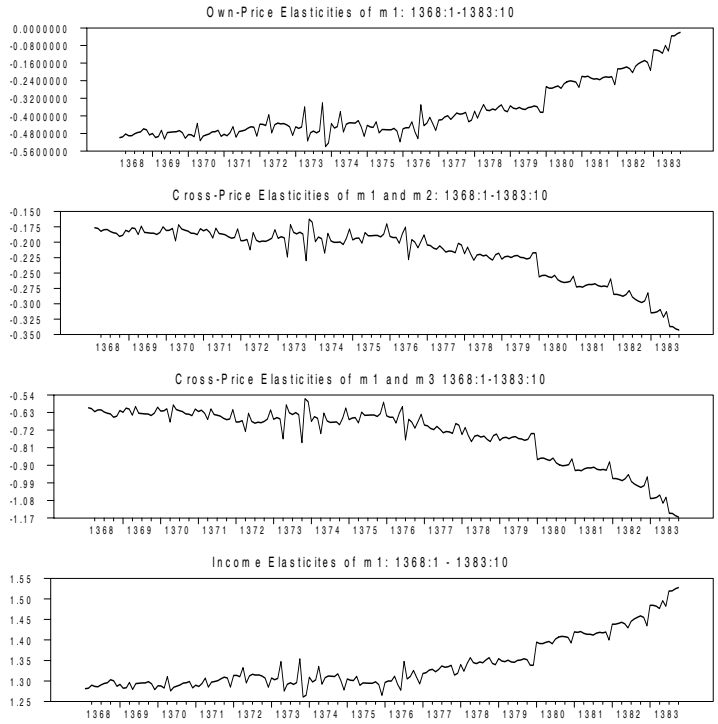
عناصر قطری در سه ستون سمت چپ کششهای خودی، سه دارایی پولی نسبت به تغییر «هزینه استفاده» هر یک این داراییها را نشان می‌دهد. حساسیت داراییهای پولی از سپرده ها و داراییهای کوتاه مدت تا سپرده ها و داراییهای بلندمدت به تدریج افزایش می‌یابد؛ برای مثال یک درصد افزایش در هزینهٔ استفاده اسکناس و سپرده های دیداری – که اغلب شامل تورم می‌باشد تقاضای آن را حدود ۰/۴ درصد کاهش می‌دهد. حال آنکه یک درصد افزایش هزینهٔ استفاده سپرده‌های مدت‌دار تقاضای آن را حدود ۳ درصد کاهش می‌دهد. همچنین علامت کششهای متقاطع مبین آن است که m_1 و m_2 می‌توانند در زمره دو دارایی جانشین تلقی گردند؛ حال آنکه m_2 و m_3 مکمل یکدیگر هستند. کششهای درآمدی نیز دلالت بر حساسیت قابل توجه سپرده‌های بلندمدت نسبت به سطح درآمد افراد دارد. نکته قابل توجه؛ کشش‌پذیری بالای قیمتی و درآمدی سپرده‌های بلندمدت است. از نقطه نظر سیاستی این امر بدان معنا است که اتخاذ سیاستهای مختلف در جهت کاهش هزینهٔ استفاده سپرده‌های بلندمدت می‌تواند بطور قابل توجهی تقاضای سپرده‌های مذکور را افزایش دهد.

عمده‌ترین مزیت توابع انعطاف پذیر، عدم ثابت بودن کششهای مختلف به ازای مشاهدات موجود در فضای نمونه است. در همین راستا با استفاده از معادلات کشش (۱۹) و (۲۰)، کششهای قیمتی و درآمدی سه دارایی پولی، طی دورهٔ ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ محاسبه شده است. نمودارهای (۱) تا (۳) تغییرات مذکور را طی دورهٔ مورد بحث نشان می‌دهد.

با توجه به نمودارهای فوق تقریباً تا سال ۱۳۷۶ کششهای قیمتی و درآمدی، روند ثابتی را داشته است. نوسانات شدید تمامی کششها، طی سال ۱۳۷۴ و در یک مقطع از سال ۱۳۷۶ دلالت بر متأثر شدن قابل توجه رفتار بازار پول از تغییرات بخش واقعی اقتصاد دارد؛ بخش اول نوسانات، مقارن با افزایش تورم ناشی از اجرای سیاستهای تعدیل و بخش دوّم نوسانات، مقارن با کاهش شدید قیمت نفت و خشکسالی گسترده در سال ۱۳۷۶ است. انتقال سریع نوسانات بخش حقیقی به بخش پولی، می‌تواند از عدم گسترش و یا عدم وجود بازارهای

مالی سازمان یافته در کشور باشد. وجود بازارهای مالی سازمان یافته می‌تواند به حائلی تشبیه شود که تا حدودی نوسانات بخش حقیقی را جذب می‌کند. براساس نمودارهـای فـوق، درجـه جانشینی بین سکه و اسکناس و سپرده‌های دیداری بـا دو دارایـی دیگـر، بـه تـدریج از سـال ۱۳۸۰ که نرخ سود سپرده‌ها تقریباً به میزان یک درصد کاهش پیـدا کـرد، رونـدی افزایشـی داشته است.

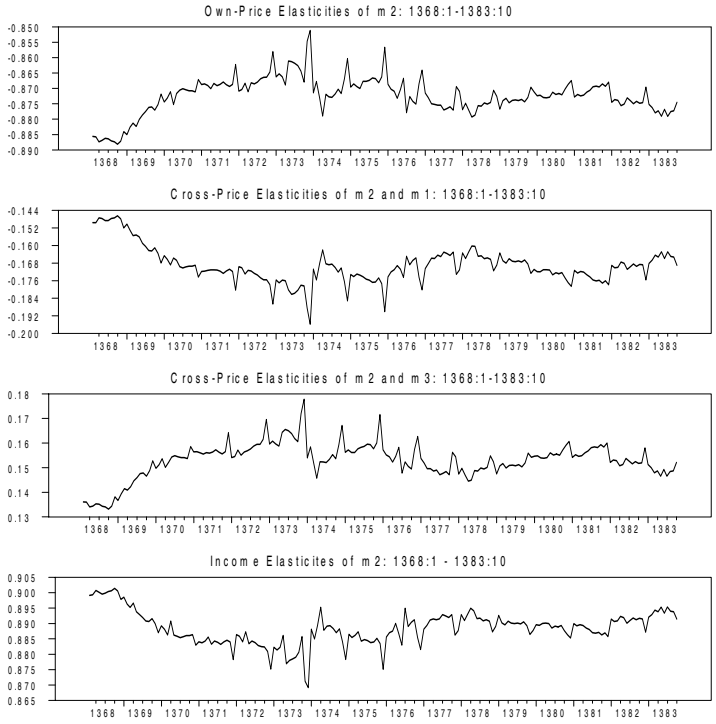
نمودار ۱. کششهای قیمتی و درآمدی دارایی m_1



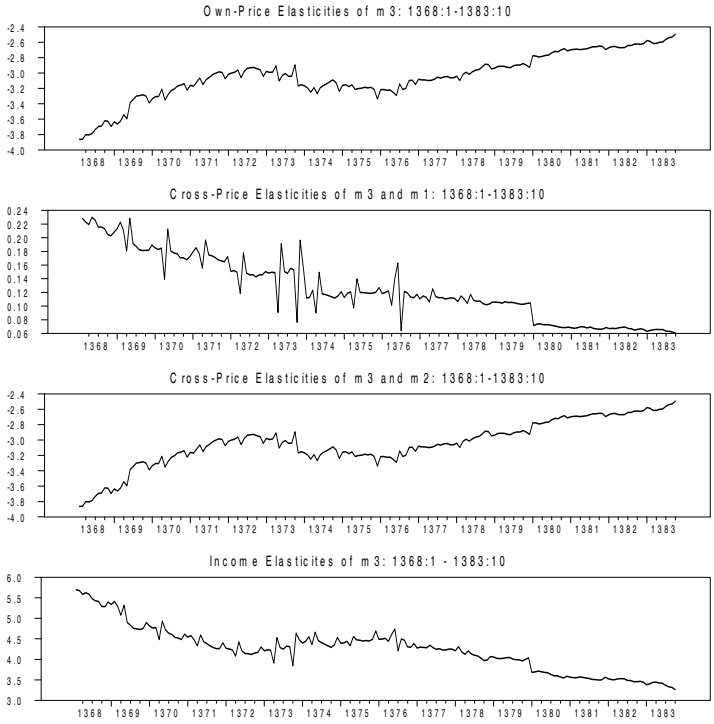
نکته قابل توجه در مورد رفتار سپرده هـای کوتـاه مـدت (m_2) نیـز وجـود نوسـانات شدید این دارایی، طی سال ۱۳۷۴ است. کشش پذیری این دارایی از آغاز برنامـهٔ اوّل توسـعه بتدریج افزایش یافته و پس از رسیدن به نقطهٔ نوسانی شدید در سال ۱۳۷۴ – کـه همـراه بـا تورم ۵۰ درصدی بود- کاهشی نسبی را تجربه نموده است.

نمودارهای بالا نیز داستان مشابهی؛ همچون دو دارایی دیگر در ذهن تداعی مـی‌کنـد. در مقایسهٔ نمودار اوّل- کشش قیمتی- و نمودار سـوّم- کشـش درآمـدی- هـر سـه مجموعـه نمودارها می‌تواند یک نکته قابل تأمل را در مورد هـر سـه دارایـی مـذکور بـه تصـویر بکشـد. تغییرات کشش قیمتی مارشالی هر سه دارایی فوق تقریباً دارای رابطه‌ای «یک» به «یک» بـا مقدار کشش درآمدی است. با توجه به معادلات هیکس و اسلاتسکی می‌توان گفـت کـه طـی سالهای مذکور کشش هیکسی این داراییها تقریباً ثابت بوده است و تغییرات مشاهده شده نیز صرفاً از تغییرات کششهای درآمدی منتج از تغییرات قیمت نشأت گرفته است. ثبـات مقـادیر کششهای هیکسی نشان می‌دهد که سیاستهای اتخاذ شده در بخش مالی اقتصاد کشور هنـوز نتوانسته است به افزایش قدرت انتخاب افراد در تنوع بخشیدن به سبد دارایی آنها منجر شود. همانطور که در بخش چهارم خاطر نشان شد، عدم تغییر قابل توجه نرخ سود سپرده‌ها، طـی دورهٔ مورد بررسی، حساسیت هزینهٔ استفاده را نسبت به نرخ سود به شدت کاهش می‌دهد. به بیان دقیق‌تر تغییرات و بزرگی مقادیر کششها نسبت به هزینه استفاده از داراییهـای مختلـف، بطور قابل توجهی از تغییرات تورم نشأت گرفته است و نمی‌تـوان آنهـا را بـه «نرخهـای سـود بانکی» منتسب نمود. در قسمت ذیل بـا تحلیـل حساسـیت اثـر تغییـرات نرخهـای سـود بـر کششهای محاسبه شده به این موضوع پرداخته می‌شود.

نمودار ۲. کششهای قیمتی و درآمدی دارایی m_2



نمودار ۳. کششهای قیمتی و درآمدی دارایی m_3

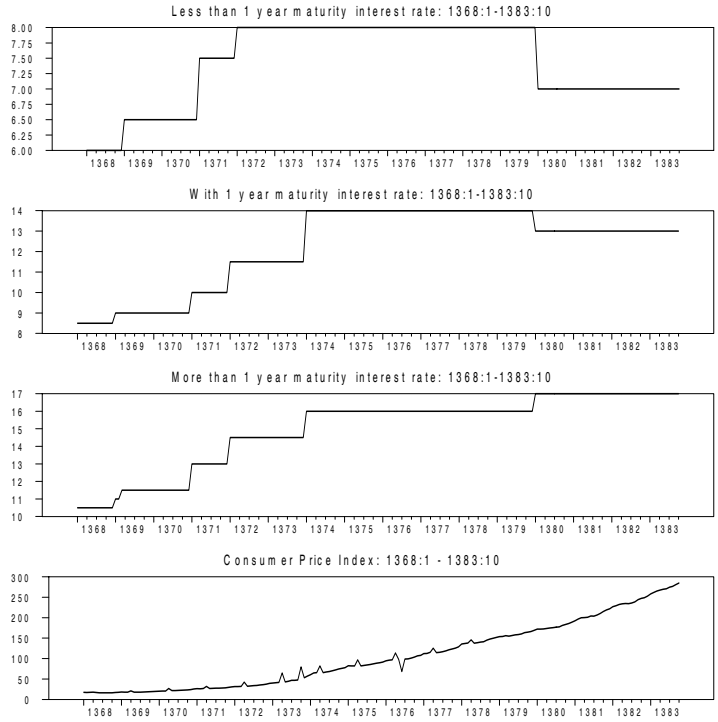


رابطهٔ هزینهٔ استفاده، نرخ سود و کششها

نمودار ذیل تغییرات سود سپرده های مختلف و شاخص کالاها و خدمات مصرفی را طی دورهٔ مورد بررسی به تصویر می‌کشد. پر واضح است که در کشور ایران تغییرات هزینهٔ استفاده از دارایی‌های پولی صرفاً متأثر از تغییرات نرخ تورم بوده و نمی‌تواند از تغییرات نرخ سود سپرده‌ها تأثیر پذیرد. همانطور که پیشتر عنوان شد، نرخ سود سپرده‌ها در اینجا نقش تغییر مقیاس هزینه استفاده را ایفا می‌کند و از این‌رو نمی‌تواند اثر معنی‌داری بر کششهای

محاسبه شده، در این تحقیق داشته باشد. به بیان دیگر کششهای محاسبه شده نسبت به نرخهای سود سپردهها نمیتواند حساسیت بالایی داشته باشد.

نمودار ۴. روند زمانی نرخ سود سپردهها و CPI



به منظور تحلیل حساسیت نتایج نسبت به نرخ سود سپردهها، در اینجا از دو سناریوی کاهش و افزایش نرخ سود سپردهها استفاده شده و پس از تخمین مجدد الگو، کششهای مختلف دوباره محاسبه میشود. جدول شماره (۳) و (۴) کششهای داراییهای مختلف را با توجه به دو سناریوی افزایش و کاهش ۵۰ درصدی نرخ سود سپرده های بانکی ارائه میکند.

جدول ۳. کشش قیمتی و درآمدی با افزایش ۵۰ درصد نرخهای سود

	p_1	p_2	p_3	w
m_1	-0.4188	-0.2219	-0.6983	1.3391
m_2	-0.1773	-0.8558	0.1463	0.8868
m_3	-1.2399	0.0996	-3.0063	4.1467

جدول ۴. کشش قیمتی و درآمدی با کاهش ۵۰ درصد نرخهای سود

	p_1	p_2	p_3	w
m_1	-0.4139	-0.2156	-0.7054	1.3351
m_2	-0.1722	-0.8633	0.1473	0.8882
m_3	-1.2555	0.1059	-2.9999	4.1495

بررسی تطبیقی جداول (۲) تا (۴) نشان می‌دهد که حتی در صورت کاهش یا افزایش ۵۰ درصد سود سپرده‌های بانکی نیز کششهای قیمتی و درآمدی تقریباً بدون تغییر باقی می‌مانند. این واقعیت است که اگر چه داراییهای پولی نسبت به هزینهٔ استفاده داراییها از کششهای قیمتی و درآمدی تقریباً قابل توجهی برخوردار هستند، لیکن نمی‌توان با توجه به رابطه بین هزینه استفاده و سود سپرده‌ها، مقادیر کششها را به سود سپرده ها نسبت داد.

نتیجه‌گیری

برخلاف ادبیات تقاضای پول در ایران- که صرفاً مبتنی بر مطالعات کلان بوده و با استفاده از مدل‌های سری زمانی در صدد بررسی ثبات تقاضای پول و وجود روابط همجمعی بین متغیرهای بخش حقیقی و پولی اقتصاد ایران بوده‌اند- در این مقاله ساختار تقاضای داراییهای پولی براساس بنیانهای اقتصاد خرد در چارچوب سیستم مخارج غیرخطی تقریبا ایده‌آل، طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ مورد بررسی قرار گرفت. در همین راستا قیدهای نظری و

تجربی بر سیستم مخارج غیرخطی اعمال شده و تابع حداکثر احتمال سیستم مخارج خطی با استفاده از الگوریتم $BFGS$ تخمین زده شد. به منظـور اجتنـاب از خطـای تصـریح ناشـی از محدودیتهای نهادی و پوياييهای بازار پول، الگوی مذکور به صورت یک سیسـتم پویـا تصـریح شد و انجام آزمون ضریب لاگرانژ بر جملات اخـتلال، نشـان از عـدم وجـود $ARCH$ در الگـو داشته است. در همین راستا نتـایج حاصـل از محاسـبهٔ کششـهای قیمتـی و درآمـدی نشـان می‌دهد که کششهای قیمتی داراییهای پولی بتـدریج بـا افـزایش سـر رسـید سـپرده‌هـا و یـا داراییهای پولی بطور قابل توجهی افزایش می‌یابد. کششهای درآمدی و قیمتـی سـپرده هـای پس انداز بلندمدت بطور قابل ملاحظه‌ای از کششهای درآمـدی و قیمتـی سـکه و اسـکناس و همچنین سپرده‌های پس انداز یک ساله بیشتر می‌باشد. نتایج به دست آمده در ایـن مطالعـه با نتایج اغلب مطالعات مبتنی بر سریهای زمانی که در آنها پول به صورت یک متغیر جمعـی[1] وارد الگو شده و کشش درآمدی آن بزرگتر از واحد بدست آمده است، سـازگاری دارد. بـا ایـن وجود، مزیت این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر آن است که از یکسـو مراحـل مختلـف ایـن تحقیق براساس بنیانهای اقتصاد خرد صورت گرفته است و از سـوی دیگـر بـه دلیـل تفکیـک داراییهای مختلف پولی، امکان سیاستگذاری در بخش پول را با توجه بـه تغییـرات کششـهای قیمتی و درآمدی هر یک از داراییهای پولی در طول زمان فراهم می‌کند. نتایج بدسـت آمـده نشان داد که m_1 و m_2، جانشین یکـدیگر هسـتند حـال آنکـه m_2 و m_3 دو دارایـی پـولی مکمل هستند. در رابطه با کششهای درآمدی و قیمتی، بایستی خاطر نشان کرد که محاسبات انجام شده نشان می‌دهد که سپرده‌های بلندمدت در مقایسه با سایر سـپرده‌هـا از حساسـیت بسیار بالایی نسبت به سطح درآمد و هزینه استفاده برخوردار است. از نقطه نظر سیاستی این امر می‌تواند دلالت بر آن داشته باشد که سیاستهایی که در جهـت کـاهش هزینـه‌هـا اعمـال می‌شود می‌تواند تقاضای داراییهای بلندمدت را بطور قابل توجهی افزایش دهد. از سوی دیگـر بررسی روند زمانی کششهای درآمدی و قیمتی نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران بخش مـالی به شدّت از بخش حقیقی متأثر می‌شود. این امر می‌تواند ناشـی از عـدم گسـترش و یـا عـدم وجود بازارهای مالی سازمان یافتـه در کشـور باشـد. افـزون بـر ایـن، ثبـات تلـویحی مقـادیر

[1]. Aggregate

کششهای هیکسی نشان می‌دهد که سیاستهای اتخاذ شده در بخش مالی اقتصاد کشور از افزایش تنوع سبد دارایی در بازار مالی کشور ناتوان بوده است، به طوریکه لزوم توجه به اصلاحات ساختاری بخش مالی جهت تنوع بخشیدن به سبد داراییهای مالی ضروری به نظر می‌رسد.

در مورد کاستی‌های این تحقیق که می‌تواند به عنوان راهکاری برای مطالعات محققین در آینده برای اقتصاد ایران مد نظر قرار گیرد، می‌توان به چند نکته اشاره نمود. نکته اوّل اینکه سیستم تقاضای بکار گرفته شده در این تحقیق، یک سیستم تقاضای موضعی است. از آنجا که اعمال قید انحنای تابع مطلوبیت بر روی فرم تابعی تقاضای تقریباً ایده آل، منجر به از بین رفتن انعطاف‌پذیری آن می‌شود؛ لذا بهره‌گیری از فرم‌های تابعی دیگری نظیر فرم تابعی مجانبی ایده ال[1] (AIM) یا مدل «مینی فیلکس»[2] می‌تواند جالب توجه باشد. افزون بر این برخی از مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که کششهای تقاضا که اغلب به کششهای تقاضای آلن معروف است، به لحاظ نظری در برخی از موارد قابل دفاع نمی‌باشد و در مقابل؛ استفاده از کششهای «موریشیما» توصیه می‌شود و تمامی موارد فوق می‌تواند زمینه ساز مطالعات آتی گردد.

1. Asymptotically Ideal Model
2. Minflex

پی‌نوشتها:

۱. طبیبیان، محمد و سوری، داوود. «تقاضای بلندمدت پول». *برنامه و توسعه*، شماره سوم، (۱۳۷۶).

۲. قره باغیان، مرتضی و سوری، داوود. «تقاضا برای پول و توزیع درآمد». *مجله برنامه و بودجه*، شماره پانزدهم، (۱۳۷۶).

۳. کیانی، هژبر. «بررسی ثبات تابع تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران». *مجله اقتصاد و پول*، سال اول، شماره ۱، ۱۳۷۸.

۴. گاتاک، سابراتا. *اقتصاد پول در کشورهای در حال توسعه*. ترجمه علی حسین صمدی، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، ۱۳۷۶.

۵. نوفرستی، محمد. «رابطه تقاضا برای پول با نرخ برابری ارز و نرخ تورم». برنامه و توسعه، شماره یازدهم، (۱۳۷۴).

6. Alston J, Foster K A, Green R. "Estimating Elasticities With The Linear Approximate Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results"., ***Review of Economics and Statistics,*** No.76, (1994).

7. Barnett WA. "New Indices of Money Supply and The Flexible Laurent Demand System"., ***Journal of Business and Economic Statistics***, No.1, **(**1983).

8. Barnett WA. "The Minflex Laurent Translog Flexible Functional Form"., ***Journal of Econometrics,*** *No.*30, (1985).

9. Barnett WA, Lee Y. W. "The Global Properties of The Minflex Laurent, Generalized Leontief and Translog Flexible Functional Forms"., ***Econometrica***, No.53, 1985.

10. Barnett WA, Lee YW, Wolfe MD. "The Three-Dimensional Global Properties of The Minflex Laurent, Generalized Leontief, and Translog Flexible Functional Forms"., ***Journal of Econometrics***, No.30, (1985).

11. Barnett WA, Lee YW, Wolfe MD. "The Global Properties of The Two Minflex Laurent Flexible Functional Forms"., ***Journal of Econometrics***, No.36, (1987).

12. Barten A. "Maximum Likelihood Estimates of a complete system of demand Equations"., ***European Economic Review***, No.1, (1969).

13. Berndt ER, Savin NE. "Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems With Autoregressive Disturbances"., ***Econometrica***, No.43, (1974).

14. Blackorby C, Russell RR. "The Morishima Elasticity of Substitution, Symmetry, Constancy, Separability, and Its Relationship to The Hicks and Allen Etasticities"., ***Review of Economic Studies***, No.48, (1981).

15. Blackorby C, Russell RR. "Will The Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? A Comparison of The Allen/Uzawa and Morishima Elasticities"., ***American Economic Review***, No. 79, (1989).

16. Buse A. "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System"., ***American Journal of AgriculturalEconomics***, No. 76, (1994).

17. Cardoso,E.A. "A Money Demand Equation for Brazil"., ***Journal of Development Economics***, Vol.12, (1983).

18. Caves D, Christensen L. "Global Properties of Flexible Functional Forms"., ***American Economic Review***, No. 70, (1980).

19. Chalfant JA. "A Globally Flexible Almost Ideal System"., ***Journal of Business Economic Statistics***, No. 5(2), (1987).

20. Chalfant JA, Gallant AR. "Estimating Substitution Elasticities With The Fourier Costs Function: Some Monte Carlo Results"., ***Journal of Econometrics***, No. 28, (1985).

21. Christensen LR, Jorgenson DW, Lau LJ. "Transcendental Logarithmic Utility Functions"., ***American Economic Review***, No. 65, (1975).

22. Cooper RJ, Mclaren KR. "A System of Demand Equations Satisfying Effectively Global Regularity Conditions"., ***Review of Economics and Statistics***, No. 78, (1996).

23. Cutler,H., S.Davies, J.Rhodd, W.Schwarm. "The Demand for Nominal and Real Money Balances in a Large Macroeconomic System"., ***Southern Economic Journal***, Vol.19, No.2, (1997).

24. Darrat,A.F. "The Demand for Money in Some Major OPEC Members; Regression Estimates and Stability Results"., ***Applied Economics***, Vol.18, (1986).

25. Deaton A, Muellbauer J. An Almost Ideal Demand System. ***American Economic Review***, No. 70, (1980).

26. Deaver, J.V. ***The Chilean Inflation and the Demand for Money***. in D.Meiselman (ed.), Varieties of Monetary Experience, University of Chicago Press., 1970.

27. Engle F. E. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation"., ***Econometrica***, No.50, (1982).

28. Fielding,D. "Money Demand in Four African Countries"., ***Journal of Economic Studies***, Vol.21, No.2, (1994).

29. Fisher D. "Money-demand Variability: A Demand-systems Approach"., ***Journal of Business and Economic Statistics***, No. 10, (1992).

30. Fisher D. Theories. ***Evidence, and Problems***. Harpercollins College Div., 1992.

31. Fleissig AR, Hall AR, Seater JJ. GARP. "Separability, and The Representative Agent"., ***Macroeconomic Dynamics***, Vol. 4, No. 3, (September, 2000).

32. Fleissig AR, Kastens T, Terrell D. "Semi-nonparametric Estimates of Substitution Elasticities". ***Economics Letters***, No. 54(3), (July, 1997).

33. Gallant AR., "On The Bias in Flexible Functional Forms and An Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form"., ***Journal of Econometrics***, No.15, (1981).

34. Gorman WM. "Separable Utility and Aggregation"., ***Econometrica***, No.27, (1959).

35. Hafer, R. W., D. W. Jansen, "The Demand for Money in United States: Evidence From Cointegration Tests"., *Journal of Money*, Credit, and Banking, Vol.23, No.2, (1991).

36. Hyllberg, S., R.Engle, C.Granger, B. Yoo. "Seasonal Integration and Cointegration"., ***Journal of Econometrics***, Vol. 44, (1990).

37. Kamath, S. J. "The Demand for Money in India 1951-1976: Theoretical Aspects and Empirical Evidence"., ***Indian Journal of Economics***, Vol.65, (1984).

38. Pashardes P. "Bias in Estimating The Almost Ideal Demand System with The Stone Index Approximation"., ***Economic Journal***, No. 103, (1993).

39. Serletis A. "Translog Flexible Functional Forms and Substitutability of Monetary Assets"., ***Journal of Business and Economic Statistics***, No. 6, (1988).