

نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تأکید بر شاخص دیویژیا

دکتر پرویز داودی*

زهرا زارع‌پور**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۵/۹/۱۴

چکیده

ثبات در تقاضای پول مهم‌ترین مسئله و در واقع پیش‌شرط هر سیاست پولی است. استفاده از جمع ساده برای تعریف پول، ناسازگار با تئوریهای اقتصاد خرد است. زیرا به طور ضمنی فرض می‌شود که مصرف‌کننده، اجزای تقاضای پول را مکمل یکدیگر می‌پندارد. در چارچوب تئوری اعداد شاخص، گروهی از شاخصهای عددی وجود دارند که برای تجمیع اقلامی مفیدند که درجاتی متفاوت دارند. یکی از بهترین این شاخصها شاخص دیویژیاست. در این مقاله تقاضای بهینه پول با استفاده از شاخص دیویژیا برای داده‌های فصلی ۱:۱۳۶۷ - ۱:۱۳۸۳ ساخته شده است و سپس بر مبنای آن تابع تقاضای پول برآورد شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که تقاضای پول در هر سه مدل باثبات است، اما سرعت تعدیل در مدل‌های دیویژیا بسیار سریع‌تر از مدل‌های جمع ساده می‌باشد و از آنجا که شواهد نشان می‌دهد که بازار پول در ایران سریع به تعادل می‌رسد و شوک‌های پولی سریعاً در اقتصاد هضم می‌شوند، می‌توان گفت که شاخص دیویژیا تابع تقاضای پول را به درستی برآورد کرده است.

طبقه‌بندی JEL: E41

واژگان کلیدی: شاخص دیویژیا، ثبات تقاضای پول، تجمیع، تعریف پول، اعداد شاخص، سیاست پولی، تابع تقاضای پول

* دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

e-mail: P-Davoodi@sbu.ir

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی از دانشگاه شهید بهشتی

e-mail: Zarepour@mahabghodss.com

مقدمه

پول و تقاضا برای آن در همه نظامهای اقتصادی دارای اهمیت خاصی است. بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصادی نیز به مباحث پولی و به ویژه مبحث تعریف پول و ثبات تقاضای آن اختصاص دارد. اگر چه بعضی از اقتصاددانان مانند ایروینگ فیشر به تعریف محدود از پول اعتقاد دارند و حسابهای دیگر را به این دلیل جزء پول حساب نمی‌کنند که فقط تحت حمایت قانونی دولتها مورد پذیرش عموم قرار گرفته‌اند، اما بسیاری دیگر مانند هیکس بر تغییر اجزای پول در طول زمان تأکید می‌ورزند. به اعتقاد گروه اخیر، هنگامی که ابزارهای مالی در مبادله از سوی عموم پذیرفته می‌شوند، جزء تعریف پول به حساب می‌آیند. امروزه به دلیل ابداعاتی که در جهت بهبود و ارتقاء سیستمهای مالی اتفاق افتاده است و استفاده روز افزون عموم از این سیستمها، ارقام زیادی از داراییهای مالی در دایره تعریف پول قرار گرفته‌اند. تجمیع این داراییها یک مسئله مهم در اقتصاد پولی است. استفاده از تئوری تجمیع پولی و تئوری اعداد شاخص، یک روش نظری منطقی را برای تجمیع این داراییها ارائه می‌دهد به طوری که علاوه بر ارائه روشی که با تئوریهای اقتصاد خرد سازگار است، ما را از تخمینهای پیچیده و دشوار نیز بی‌نیاز می‌گرداند.

علی‌رغم اینکه استفاده از این شاخص مزیت‌های فراوانی دارد، اما غالباً در تعریف پول، حتی در تعریف وسیع آن از جمع ساده استفاده می‌شود (مانند تعریف M_2 از پول). به نظر می‌رسد بالابودن هزینه استفاده از شاخص دیویژیا، در انتخاب این روش بی‌اثر نباشد. امید است این مقاله بتواند با ارائه تجزیه و تحلیل‌های لازم منافع استفاده از شاخص دیویژیا را روشن‌تر کند.

ثبات تقاضای پول از مهم‌ترین مباحث پولی است. اجرای هدفمند هرگونه سیاست پولی، مستلزم آن است که سیاستگذار از ثبات تقاضای پول مطمئن باشد. زیرا چنانچه تقاضای پول دچار بی‌ثباتی باشد، وی قادر نیست حجم پول را به متغیرهای کلان اقتصادی مثل درآمد ملی پیوند دهد. به عبارت دیگر، ثبات تقاضای پول پیش شرطی است که بر اساس آن، پول اثری قابل پیش بینی بر اقتصاد دارد. مسئله ثبات تقاضای پول و تعریف پول در ادبیات اقتصاد پولی در ارتباط تنگاتنگ هستند.

در ایران مطالعات فراوانی راجع به ثبات تقاضای پول صورت گرفته است. اما در آنها توجهی به مسئله تعریف پول نشده به طوری که در تمام آنها تقاضای بهینه پول M_1 یا M_2 و غالباً M_2 بوده است. از آنجایی که تعریف پول به صورت M_2 شامل ارقام وسیعی از داراییهای پولی می‌شود که مصرف‌کننده آنها را به عنوان ارقام جانشین کامل یکدیگر مورد استفاده قرار نمی‌دهد، استفاده از جمع ساده در برآورد تقاضای بهینه پول مغایرت فاحشی با رفتار مصرف‌کننده دارد. در این مقاله برای اولین بار سری زمانی شاخص دیویژیا در تجمیع پولی ساخته شده و تابع تقاضای آن برآورد گردیده است. سپس برای مقایسه تابع تقاضای پول با استفاده از جمع ساده نیز برآورد شده است. مهم‌ترین مواد این مقایسه آزمون ثبات است.

۱. تئوری تجمیع پولی

تئوری تجمیع پولی مبتنی بر تئوری تجمیع و تئوری اعداد شاخص است. ساخت هر متغیر جمعی اعم از پول، مصرف، تولید و غیره تحت فروض خاصی انجام می‌گیرد. مفروضات کلی برای جمع کردن گروهی از کالاها بدین شرح است:

(۱) وجود یک تابع کمکی که داده‌ها توسط آن در بر گرفته شوند.

(۲) تخصیص کارای منابع بر روی اجزای گروه انجام می‌گیرد.

(۳) جیره‌بندی در گروهها وجود ندارد.

اگر داده‌ها بر اساس بنگاهها هم قبلاً تجمیع شده باشند، یک فرض دیگر هم داریم.

(۴) وجود یک بنگاه نمونه لازم است.

این فرضها حداقل شرایط لازم برای تجمیع هستند. شرط کافی مبتنی بر تئوری اقتصاد خرد برای تجمیع منفی‌بودن کششها در تابع تقاضاست. برای به‌کارگیری تئوری اقتصاد خرد باید از فروض بیشتری در مورد ساختار مدلی که تابع کمکی از آن مشتق می‌شود، استفاده کنیم. به‌طور مثال، توابع کمکی معمولاً از مدل نئوکلاسیکی بیشینه‌سازی مطلوبیت (یا سود) یا حداقل سازی مخارج (یا هزینه) مشتق می‌گردند. در این مدلها، فرض تفکیک‌پذیری ضعیف بین اجزای تابع از فروض اصلی تجمیع است.

فرض تئوریکی دیگری که اینجا وجود دارد، ارتباط دهنده تئوری اقتصاد خرد و تئوری تجمیع است. در اینجا استفاده از تئوری تجمیع در مدل نئوکلاسیکی تقاضای مصرف‌کننده مطرح می‌شود. یک مصرف‌کننده نمونه مفروض، مطلوبیت خود را که تابعی است از داراییهای پولی، کالا و استراحت، بیشینه می‌کند. در این تابع، گروه داراییهای پولی به‌طور ضعیفی از کالا و استراحت تفکیک‌پذیرند و قید نیز یک قید بودجه چند زمانی است.

چارچوب این مدل به ما اجازه می‌دهد که داراییهای پولی را در دوره جاری تجمیع کنیم. فرض تفکیک‌پذیری ضعیف به معنی آن است که یک تابع کمکی برای تجمیع داراییهای پولی طی دوره جاری وجود دارد؛ بیشینه‌سازی مطلوبیت، متضمن تخصیص بهینه منابع در یک گروه تفکیک‌پذیر ضعیف است و جیره‌بندی نیز وجود ندارد. تحت فرضهای این مدل، تئوری اعداد شاخص برای تجمیع پولی به کار گرفته می‌شود. این فرض که خانوارها گیرنده قیمت هستند کافی است، برای اینکه بتوانیم با استفاده از اعداد شاخص و "هزینه استفاده" (یعنی قیمت) و نیز مقدار داراییهای پولی، یک متغیر جمع بسازیم.

پایه‌های اقتصاد خرد تئوری تجمیع پولی، فقط در مدلهای بیشینه‌سازی مطلوبیت مصرف‌کننده قرار ندارد، بارنت (۱۹۸۷) بحث تئوری پولی را در قالب بیشینه‌سازی سود یک بنگاه تولیدی ارائه می‌دهد که چند نوع کالا تولید می‌کند. در این مدل، داراییهای پولی به عنوان نهاده وارد تابع تولید بنگاه شده است.

اگر ساختار تابع تولید بنگاه، به صورتی باشد که گروه داراییهای پولی به طور ضعیف از سایر نهاده‌ها تفکیک‌پذیر باشند، آنگاه می‌توان یک تابع کمکی برای تجمیع داراییهای پولی در دوره جاری تعریف کرد. علاوه بر آن، بیشینه‌سازی سود متضمن این نکته است که تخصیص منابع در گروههای تفکیک‌پذیر ضعیف به صورت بهینه انجام گرفته است و جیره‌بندی نیز وجود ندارد. یک فرض دیگر هم وجود دارد که در بازار عوامل، بنگاه برای داراییهای پولی، گیرنده قیمت است. با استفاده از هزینه استفاده و مقدار مورد نیاز دارایی پولی و با به کارگیری اعداد شاخص می‌توان یک تجمیع پولی ساخت. هزینه استفاده در این حالت همان هزینه استفاده در مدل خانوار است. این قضیه به صورت دیگری نیز تعمیم می‌یابد. پروسه کمینه‌سازی مخارج (هزینه) می‌تواند در این گونه مدلها جایگزین پروسه بیشینه‌سازی مطلوبیت (سود) شود و این قوی‌ترین ارتباط بین تئوری تجمیع پولی و اقتصاد خرد است.

۲. استخراج هزینه استفاده از دارایی پولی

استخراج هزینه استفاده از دارایی پولی توسط بارنت (۱۹۸۰) صورت گرفته است. مسئله با در نظر گرفتن یک مصرف‌کننده نمونه آغاز می‌شود که سعی دارد مطلوبیت خود را با قید محدودیت بودجه حداکثر کند.

ساختار مدل در زمان گسسته شکل می‌گیرد و دوره زمانی t ام به صورت بازه زمانی $[t, t+1]$ تعریف می‌شود که از سمت چپ بازه بسته و از سمت راست باز است. در طول بازه، اندازه دارایی پولی ثابت است و تنها در انتهای بازه تغییر می‌کند. به عبارت دیگر، تغییرات دارایی پولی در طول دوره نادیده گرفته می‌شود تا زمانی که ابتدای دوره $t+1$ ام فرا برسد.

بازدهی یا سود متعلق به هر دارایی پولی در انتهای هر دوره پرداخت می‌شود. پایان دوره (سمت راست بازه) شامل دوره $t+1$ ام است. سود پرداختی به هر دارایی پولی تا وقتی انتهای دوره فرا نرسد، نمی‌تواند مصرف شود. نرخهای سود، قیمتها و نرخهای دستمزد در خلال هر دوره ثابت هستند. عرضه نیروی کار یک متغیر برونزاست و فرض می‌شود عرضه نیروی کار L_1, \dots, L_{t+T} طی همه دوره‌ها یک گروه به طور ضعیف تفکیک‌پذیر از سایر گروهها در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده باشد.

اگر t دوره جاری یا نقطه آغازین دوره و S افق زمانی برنامه‌ریزی باشد، برای هر دوره زمانی S داریم:

$$S : t \leq S \leq t+T$$

ابتدا متغیرهای مورد نیاز را معرفی می‌کنیم.

X_S : بردار مصرف سرانه کالاها و خدمات کالاهای مصرفی بادوام در دوره S

P_S : بردار قیمت انتظاری کالاها و ارزش اجاره انتظاری کالاهای بادوام در دوره S

m_{is} : بردار سرانه مانده واقعی دارایی پولی i ام در دوره S و $(i = 1, \dots, n)$

r_{is} : سود اسمی انتظاری دارایی پولی i ام در دوره S ، $(i = 1, \dots, n)$

A_S : سرانه واقعی دارایی پایه که هر فرد با برنامه‌ریزی قبلی در دوره S نگهداری می‌کند.

R_S : سود انتظاری ناشی از نگهداری دارایی پایه^۱ در دوره S

L_S : عرضه سرانه نیروی کار طی دوره S

W_S : نرخ دستمزد در دوره S

دارایی پایه، بنا به تعریف دارایی است که نقدینگی ندارد، بلکه فقط عامل انتقال ثروت بین دوره‌های زمانی است (بارنت ۱۹۹۲). U_t تابع مطلوبیت مصرف‌کننده نمونه است که فرض می‌کنیم یک تابع تفکیک‌پذیر ضعیف از کالاهای مصرفی و پولی است و می‌تواند به صورت زیر نیز نوشته شود:

$$U_t = U_t(m_t, \dots, m_{t+T}, x_t, \dots, x_{t+T}, A_{t+T}) = U(u_t(m_t), u_{t+1}(m_{t+1}), \dots, u_{t+T}(m_{t+T}); V(x_t), V(x_{t+1}), \dots, V(x_{t+T}); A_{t+T}) \quad (۱)$$

U و u توابع همگن خطی هستند. $P_S^* = P_S^*(P_S)$, $P_t^* = P(P_t)$ شاخص‌های هزینه واقعی زندگی جاری و هزینه واقعی زندگی برنامه‌ریزی شده است که برای واقعی کردن مقادیر m_{is} و A_S به کار می‌رود. لذا مسئله تصمیم‌گیری مصرف‌کننده به صورت زیر است:

$$\text{Max } U_t(m_t, \dots, m_{t+T}; x_t, \dots, x_{t+T}; A_{t+T}) \quad (۲)$$

$$\text{St. } P'_S x_S = W_S L_S + \sum_{i=1}^n [(1+r_{i,S})P_{S-1}^* m_{i,S-1} - P_S^* m_{iS}] + [(1+R_{S-1})P_{S-1}^* A_{S-1} - P_S^* A_S]$$

مقدار واقعی دارایی از قبل برنامه‌ریزی و نگهداری شده در دوره قبل چنین است:

$$\sum_{i=1}^n (1+r_{i,t-1})m_{it-1} + (1+R_{t-1})A_{t-1} \quad (۳)$$

و مقدار واقعی دارایی برنامه‌ریزی شده در افق زمانی بدین صورت است:

$$\sum_{i=1}^n (1+r_{i,t+T})m_{it+T} + (1+R_{t+T})A_{t+T} \quad (۴)$$

اگر روابط زیر برقرار باشد:

$$\rho_S = 1 \quad S = t \quad (۵)$$

$$= \prod_{u=t}^{S-1} (1+R_u) \quad t+1 \leq S \leq t+T$$

آنگاه ρ_S عامل تنزیل برای معاملات دوره S خواهد بود. در ضمن $\rho_S \neq \prod_{u=t}^S (1+R_u)$ زیرا ρ_S طی دوره زمانی $(S, S+1)$ پرداخت نمی‌شود، بلکه در ابتدای دوره $(S+1, S+2)$ پرداخت

می‌گردد. در مسئله (۲) (m_t, x_t) مصرف واقعی کالاها و داراییهای پولی در دوره t ام است هنگامی که $(m_{t+1}, \dots, m_{t+T}; x_{t+1}, \dots, x_{t+T})$ مصرف برنامه‌ریزی شده کالاها و خدمات داراییهای پولی باشد. اگر مسئله (۲) را برای A_S حل کنیم، معادلات نتیجه برای هر S بین t و $t+T$ را بنویسیم، سپس بازگردیم و به جای A_S که از A_{t+T} آغاز شده و تا A_t ادامه یافته، معادله نوشته شده پایین‌تر را جایگزین مرتبه بعدی آن کنیم، قید ثروت منفرد حاصل می‌شود.

$$\sum_{S=t}^{t+T} (P'_S / \rho_S) x_S + \sum_{S=t}^{t+T} \sum_{i=1}^n \left[\frac{P_S^*}{\rho_S} - \frac{P_S^* (1+r_{is})}{\rho_{S+1}} \right] m_{is} + \sum_{i=1}^n \frac{P_{t+T}^* (1+r_{it+T})}{\rho_{t+T+1}} m_{i,t+T} + \frac{P_{t+T}^*}{\rho_{t+T}} A_{t+T} = \sum_{S=t}^{t+T} (W_S / \rho_S) L_S + \sum_{i=1}^n (1+r_{it-1}) P_{t-1}^* m_{it-1} + (1+R_{t-1}) A_{t-1} P_{t-1}^* \quad (6)$$

اکنون مصرف‌کننده با روبرو بودن با یک قید (۶)، مطلوبیت خود را حداکثر می‌کند. از رابطه (۶) فوراً آشکار می‌شود که هزینه استفاده دارایی m_{is} (که معادل نرخ اجاره است) چنین می‌باشد:

$$\pi_i^S = \frac{P_S^*}{\rho_S} - \frac{P_S^* (1+r_{is})}{\rho_{S+1}} \quad (7)$$

لذا هزینه استفاده دارایی m_{it} در دوره جاری π_{it} است که این‌گونه تعریف می‌شود:

$$\pi_{it} = \frac{P_t^* (R_t - r_{it})}{1 + R_t} \quad (8)$$

با وارد کردن مالیات در فرمول، داریم:

$$\pi_{it} = \frac{P_t^* (R_t - r_{it})(1 - \tau_t)}{1 + R_t (1 - \tau_t)} \quad (9)$$

که در آن τ_t نرخ نهایی مالیات بر درآمد است.

۳. اعداد شاخص آماری

در قسمت قبل، استفاده از تئوری اقتصاد خرد برای استخراج خدمات پولی و قیمت آن روشن شد. در مطالعات تجربی، فرمهای توابع کمکی^۱ و مقادیر پارامترهای آنها نامشخص است. برای تخمین توابع کمکی، باید فروض خاصی درباره شکل تابع مطلوبیت و مخارج ساخته شود. از آنجا که این فرمها نامعلوم هستند، استفاده از تئوری اعداد شاخص ما را از این تخمین بی‌نیاز می‌کند. مسئله مهم در این تئوری، همان مسئله‌ای است که با عنوان "تئوری کالای مرکب"^۲ و نظریه هیکس^۳ در اقتصاد خرد وجود دارد.

شرط لازم و کافی برای تجمیع چنین است: "یک مجموعه از اشیای فیزیکی تا هنگامی می‌تواند به عنوان یک کالای واحد در نظر گرفته شود که قیمت‌های نسبی آنها را بتوان ثابت و بدون تغییر در نظر گرفت. (هیکس ۱۹۴۶)" یا به عبارت کوتاه‌تر، تغییر قیمت کالاهای مورد نظر متناسب با هم باشند. اعداد شاخص که تقریبی برای توابع کمکی هستند، سه مشخصه زیر را دارند:

(۱) اعداد شاخص وابسته به هیچ پارامتر ناشناسی نیستند.

(۲) تئوری اعداد شاخص متضمن تصریح هیچ فرم خاصی از تابع مطلوبیت نیست.

(۳) اعداد شاخص هم تابعی از قیمت و هم مقدار هستند.

زمانی به یک شاخص عددی "دقیق" گفته می‌شود که تابع کمکی را بدون هیچ خطایی برآورد کند. تئوری اعداد شاخص دیویژیا که اولین بار توسط اقتصاددان فرانسوی دیویژیا^۱ در سال ۱۹۲۵ پیشنهاد شد، یک شاخص دقیق برای تجمیع خدمات پولی در زمان پیوسته است.

۳-۱. معرفی شاخص دیویژیا

شاخص مقداری دیویژیا، M_t^D ، توسط معادله دیفرانسیل زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{d \log(M_t^D)}{dt} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d(\log(m_{it}^*))}{dt}$$

که در آن سهم مخارج S_{it} به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$S_{it} = \frac{m_{it}^* \pi_{it}}{\sum_{i=1}^n m_{it}^* \pi_{it}}$$

که در آن، π_{it} همان هزینه استفاده است که قبلاً از مسئله مصرف‌کننده استخراج شده بود (رابطه (۹)). شاخص قیمتی دیویژیا در زمان پیوسته نیز در معادله دیفرانسیل زیر تعریف شده است:

$$\frac{d \log(P_t^D)}{dt} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d(\log(\pi_{it}))}{dt}$$

برای به دست آوردن شاخص دیویژیا تنها لازم است فرض همگن خطی بودن تابع مطلوبیت را در فرایند بیشینه‌سازی مطلوبیت وارد کنیم و $M_t = u(m_t^*)$ حاصل این مسئله بهینه‌سازی باشد.

$$Max U(m) \quad (10)$$

$$St: \sum_{i=1}^n m_i \pi_{it} = y_t$$

شرط مرتبه اول چنین است:

$$\frac{\partial u(m_t^*)}{\partial m_{it}} = \lambda \pi_{it} \quad (11)$$

و λ نیز ضریب لاگرانژ برای قید بودجه است. براساس قانون اول داریم:

$$M_t = u(m_t^*) = \sum_{j=1}^n \frac{\partial u(m_t^*)}{\partial m_{jt}} m_{jt}^* = \sum_{j=1}^n \lambda \pi_{jt} m_{jt}^* = \lambda \sum_{j=1}^n \pi_{jt} m_{jt}^* \quad (12)$$

اگر از این رابطه نسبت به زمان مشتق گرفته شود، مسیر شاخص مقداری دیویژیا در طول زمان دیده می‌شود.

$$\begin{aligned} \frac{d \log M_t}{dt} &= \frac{du(m_t^*)}{dt} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial u(m_t^*)}{\partial m_{it}} \frac{dm_{it}^*}{dt} \\ &= \sum_{i=1}^n \lambda \pi_{it} \frac{dm_{it}^*}{dt} = \lambda \sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}^* \frac{d \log(m_{it}^*)}{dt} \end{aligned} \quad (13)$$

و شاخص مقداری دیویژیا به دست می‌آید:

$$\frac{d \log M_t}{dt} = \sum_{i=1}^n s_{it} \frac{d(\log(m_{it}^*))}{dt} \quad (14)$$

شاخص دیویژیا در زمان پیوسته، یک شاخص دقیق است و مستقیماً از به کارگیری یک تئوری اقتصادی حاصل می‌شود و نه از یک تقریب. علی‌رغم اینکه در زمان پیوسته، شاخص دیویژیا یک شاخص "دقیق" است؛ در زمان گسسته، یک تابع دقیق برای هر تابع کمکی دلخواه وجود ندارد و لذا باید به تقریب‌زدن قناعت کنیم. در اینجا لازم است از فرمهای تابعی انعطاف پذیر به عنوان یک تابع یاد کرد که برای ما یک تقریب مرتبه دوم از تابع کمکی دلخواه در زمان گسسته فراهم می‌کند. دیورت (Diewert, 1976) نشان داد که مجموعه‌ای از اعداد شاخص آماری وجود دارند که برای فرمهای تابعی انعطاف پذیر "دقیق" هستند. وی این گروه شاخصها را "عالی"^۱ نامید. شاخصهای عددی عالی، امکان یک تقریب درجه دوم از توابع کمکی ناشناس، در زمان گسسته فراهم می‌کند.

هنگامی به یک شاخص "زنجیره‌ای"^۲ گفته می‌شود که قیمت‌ها و مقادیر به کار رفته در فرمول شاخص عددی، قیمت‌ها و مقادیر دوره زمانی مجاور باشد و هنگامی به یک شاخص، شاخص با "پایه ثابت"^۳ گفته می‌شود که در فرمول آن مقادیر و قیمت‌های مربوط به دوره جاری و دوره پایه، به کار رفته باشد. در یک

شاخص زنجیره‌ای، مرکز تخمین در مرتبه دوم حرکت می‌کند به صورتی که جمله باقیمانده، به تغییرات بین دوره‌های متوالی بستگی دارد، حال آنکه در شاخص با «پایه ثابت» جمله باقیمانده، به دوره جاری و دوره پایه وابسته است. شاخصهای زنجیره‌ای تقریب بهتری فراهم می‌کنند، زیرا تغییرات در قیمت‌ها و مقادیر در دوره‌های مجاور، کوچک‌تر از تغییرات در قیمت‌ها و مقادیر مرتبط با دوره پایه است. (به مقاله دایورت (۱۹۷۸) رجوع کنید). شاخصهای عددی دیویژیا و ایده‌ال فیشر هر دو شاخص زنجیره‌ای هستند. شاخص قیمتی و مقداری دیویژیا در آزمون عامل معکوس فیشر^۱ تصدیق می‌شوند بدین معنی که حاصلضرب این دو، برابر مخارج کل روی داراییهای پولی است. شاخص مقداری دیویژیا در زمان گسسته از رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$M_t^D = M_{t-1}^D \prod_{i=1}^n \left[\frac{m_{it}}{m_{it-1}} \right]^{S_{it}^*} \quad (15)$$

یا

$$\ln M_t^D - \ln M_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n S_{it}^* (\ln m_{it} - \ln m_{it-1}) \quad (16)$$

که در آن

$$S_{it}^* = \frac{S_{it} + S_{it-1}}{2} \quad (17)$$

دوگان شاخص مقداری دیویژیا نیز از رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$P_t^{Dual} = P_{t-1}^{Dual} \left(\frac{\sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it} / \sum_{i=1}^n \pi_{it-1} m_{it-1}}{M_t^D / M_{t-1}^D} \right) \quad (18)$$

دایورت (۱۹۷۶) نشان داد که شاخص دیویژیا با تقریب تورنکوپیست - تایل، برای فرم تابعی ترانسلوگ خطی انعطاف‌پذیر، یک شاخص "دقیق" است. (محاسبه شاخص دیویژیا در زمان گسسته در پیوست آمده است).

هر شاخصی که در مجموعه شاخصهای عالی فیشر باشد، تقریب درجه دومی از متغیر جمع واقعی ارائه می‌دهد. کلیه شاخصهای عالی فیشر تا بسط جمله دوم معادل هم هستند. چنانچه بخواهیم شاخص دیویژیا را با شاخص جمع ساده مقایسه کنیم، باید گفت استفاده از شاخص جمع ساده، بدین معنی است که منحنیهای مطلوبیت افراد خطی هستند و داراییهای پولی نیز کامل یکدیگرند و اگر داراییهای متفاوت، قیمت‌های متفاوتی داشته باشند، با فرض وجودی کامل، حل، گوشه‌ای

1. Fisher's Factor Reversal Test

است، در تعادل تنها آن دارایی نگهداری می‌شود که قیمت آن کمتر است و این با واقعیت مغایرت فاحشی دارد. وجود حل‌گوشه‌ای بدین معنی است که شاخص قیمتی دوگان شاخص مقداری جمع ساده، لئون تیف^۱ است که در آن حداقل قیمت انتخاب می‌شود.

۲-۳. خواص شاخص دیویژیا

ایروینگ فیشر برای طبقه‌بندی شاخصها، آزمونهایی را تدارک دیده است که به سیستم آزمون فیشر مشهورند و کیفیت یک شاخص آماری بر اساس آن مشخص و تعیین می‌شود. بر اساس این آزمون، شاخص دیویژیا در سطح عالی قرار دارد. زیرا در تئوری اعداد شاخص هر شاخص مقداری یک شاخص قیمتی نیز به عنوان دوگان خود دارد. برای مثال شاخص مقداری لاسپیرز و شاخص قیمتی پاشه، دوگان یکدیگرند. شاخص مقداری جمع ساده، دوگان شاخص قیمتی لئون تیف است. در این حالت توابع مطلوبیت افراد خطی در نظر گرفته شده است و بر اساس حل گوشه‌ای تنها قلمی از دارایی نگهداری می‌شود که قیمت کمتر دارد (این نیز یکی دیگر از اشکالات استفاده از جمع ساده در تجمیع است). اما شاخص دیویژیا خود دوگان است. بدین معنی که اگر شاخص مقداری، شاخص دیویژیا باشد، آنگاه شاخص قیمتی - که از تقسیم مخارج کل بر شاخص مقداری حاصل می‌شود - نیز دیویژیا خواهد بود. این خاصیت به عامل معکوس فیشر^۲ معروف است.

در شاخص دیویژیا علی‌رغم اینکه هم از مقدار و هم از قیمت استفاده شده است، اما تغییر در مقدار هر جزء فقط شاخص مقداری را عوض می‌کند و شاخص قیمتی تغییری ندارد و به همین صورت با تغییر قیمت هر یک از اجزاء، فقط شاخص قیمتی است که تغییر می‌کند و شاخص مقداری ثابت می‌ماند و این دومین مشخصه جالب این شاخص است.

سومین وجه مثبت شاخص دیویژیا این است که نرخ رشد این شاخص برابر مجموع موزون نرخهای رشد هر دارایی پولی است. هر وزن نیز سهم آن دارایی در مخارج روی خدمات پولی است.

مشخصه مثبت دیگر شاخص دیویژیا این است که در ساخت آن، سهم دارایی یک مقدار ثابت نیست و می‌تواند در طول زمان تغییر کند. لذا با گذشت زمان و ترقی ابداعات در بخش مالی، سهم داراییهای مالی مجال تغییر دارند و شاخص دیویژیا به این تغییرات و ابداعات امکان حضور می‌دهد.

آخرین مشخصه جالب دیویژیا در حساس نبودن به فرض آن یعنی همگن بودن تابع مطلوبیت است. دایورت ثابت کرد شاخص دیویژیا در زمان گسسته، با خدشه دارد شدن فرض همگنی توابع مطلوبیت، باز هم قادر است تقریب درجه دوم فراهم کند و هیچ شاخص عددی دیگری شناخته نشده است که این ویژگی مهم را داشته باشد.

۴. مطالعات انجام شده

اگرچه تاکنون در جهت ساخت و استفاده از شاخص دیویژیا مطالعه چندانی در ایران انجام نشده است، اما این محث در دیگر کشورهای جهان دارای جایگاه مهمی است و مطالعات زیادی را به خود اختصاص داده است، به طوری که بانک مرکزی بسیاری از کشورها سری زمانی این شاخص را روزآمد منتشر می‌کنند. در اینجا به ذکر دو مورد اکتفا می‌کنیم. در مطالعه بارت، آفن باخر، ادوارد و اسپینت (Offen Bacher, Edward & Spindt, 1984) که تابع تقاضای پول در آمریکا به صورت زیر تعریف شده است:

$$\log\left(\frac{M_t}{P_t^*}\right) = \alpha + \alpha_1 \log\left(\frac{M_{t-1}}{P_t^*}\right) + \alpha_2 \log\left(\frac{Y_t}{P_t^*}\right) + \sum_{k=1}^k \alpha_{r+k} \log(OC)_{kt}$$

که در آن، M_t تجمیع سرانه دیویژیا یا سرانه جمع ساده پولی؛ P_t^* تعدیل‌کننده GNP و Y_t و GNP اسمی سرانه، k تعداد متغیرهای هزینه فرصت و $(OC)_{kt}$ ، متغیر هزینه فرصت k ام است. اگر M_t جمع ساده پولی باشد آنگاه متغیر هزینه فرصت $(OC)_{kt}$ ، همان نرخ بهره است. اگر M_t تجمیع دیویژیا باشد، آنگاه هزینه فرصت، شاخص قیمتی دیویژیاست. این مطالعه برای داده‌های فصلی آمریکا طی مدت ۳: ۱۹۵۹ تا ۴: ۱۹۸۲ تخمین زده شده است، برآورد مدل فوق را در جدول (۱) می‌توان ملاحظه کرد. لازم به ذکر است \bar{R}^2 ضریب تعیین و $D-W$ آماره دوربین - واتسن است.

جدول ۱- ضرایب تخمینی متغیرهای لگاریتمی تابع تقاضای پول آمریکا

تعریف پول	عرض از مبدأ	GNP واقعی	هزینه فرصت	متغیر وابسته باوقفه	R^2	$D-W$
دیویژیا M_1	-۰/۲۵۵	۰/۶۴۰	-۰/۰۱۲۹	۰/۹۶۹۱	۰/۹۷۶	۱/۶۸۹
جمع ساده M_1	-۰/۰۵۹	۰/۰۵۸۴	-۰/۰۱۱	۱/۰۰۱۸	۰/۹۹	۱/۹۵۷
دیویژیا M_2	-۰/۰۹۸	۰/۰۴۰۹	-۰/۰۰۸۸	۰/۹۹۱۶	۰/۹۹۲	۲/۰۳۴
جمع ساده M_2	-۰/۷۲۱	۰/۱۷۶۴	-۰/۰۲۳۸۰	۰/۹۰۵۷	۰/۹۹۹	۲/۰۴۸
دیویژیا M_3	-۰/۰۹۸	۰/۰۴۰۹	-۰/۰۰۸۸	۰/۹۹۱۶	۰/۹۹۲	۲/۰۳۵
جمع ساده M_3	-۰/۵۰۶	۰/۱۴۸۷	-۰/۰۱۹۶	۰/۹۳۹۴	۰/۹۹۹	۱/۸۶۳

در این مطالعه، آزمون علیت تجمیع دیویژیا در تمام سطوح بهتر از جمع ساده ظاهر شده است. در مورد پیش‌بینی دیویژیا، M_1 ، و در مورد ثبات تقاضای پول، دیویژیا M_3 ، قوی‌تر از دیگر پولها بوده است.

دومین مطالعه مربوط به وشه (Wesche, K., 1997) است که ابتدا تجمیع دیویژیا را برای سالهای ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۵ در کشورهای اتحادیه اروپا انجام داده است و سپس با استفاده از تکنیک همگرایی و روش جوهانسون - جوسیلیوس سه مدل تخمین زده شده است. در مدل اول و دوم متغیر وابسته دیویژیا M^3 و در مدل سوم، جمع ساده M^3 است. اما در مدل اول متغیرهای مستقل شامل مخارج واقعی روی کالاها و خدمات پولی $EXPR$ و شاخص قیمتی دیویژیا PQ هستند و در مدل دوم و سوم، تولید ناخالص داخلی واقعی GDP و نرخ بهره اوراق قرضه دولتی GBY به عنوان متغیرهای مستقل قرار گرفته‌اند. لازم به ذکر است متغیرهای مجازی مقتضی نیز در مدل قرار داشته‌اند. نتیجه برآورد سه مدل در جدول (۲) ارائه شده است. R^2 ضریب تعیین و $D - W$ آماره دوربین-واتسن است.

جدول ۲- ضرایب تخمینی متغیرهای لگاریتمی تابع تقاضای پول اروپا

تعریف پول	عرض از مبدأ	$EXPR/GDP$	PQ/GBY	\bar{R}^2	$D - W$
دیویژیا M^3	-۲۲/۰۰۲	۰/۸۷۵	-۰/۲۲۴	۰/۹۷۵	۰/۵۱۴
دیویژیا M^3	-۲۳/۵۱۹	۰/۸۶۹	-۰/۰۱۵	۰/۹۷۷	۰/۴۶۸
جمع ساده M^3	-۸/۷۲۲	۰/۹۷۱	-۰/۰۱۳	۰/۹۸۸	۰/۳۲۶

در تمام مدل‌های فوق، جمله تصحیح خطا در سطح بالایی معنی‌دار بوده است. مقدار این جمله که سرعت حرکت به تعادل را نشان می‌دهد، برای دیویژیا M^3 ، ۲۰ درصد در هر فصل بوده است. این سرعت برای جمع ساده M^3 به میزان قابل توجهی کمتر محاسبه شده است.

۵. تصریح مدل نظری

مدلی که این مقاله بر آن استوار است، با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت یک مصرف‌کننده نمونه (یعنی u) آغاز می‌شود:

$$u = U(C, \ell, m) \quad (19)$$

که در آن، C بردار کالا و خدمات مصرفی؛ ℓ زمان استراحت؛ و m بردار داراییهای پولی است که با قید بودجه، بهینه‌یابی می‌شود. قید بودجه این مصرف‌کننده به صورت زیر است:

$$q'c + \pi'm + \omega\ell = y \quad (20)$$

در این قید، y درآمد کل است (درآمد کل، مخارج روی زمان را نیز مانند کالا و خدمات منعکس می‌کنند)؛ q بردار قیمت کالاها و خدمات مصرفی است و ω نیز قیمت سایه‌ای استراحت می‌باشد. π نیز بردار هزینه استفاده از داراییهای پولی است که توسط بارنت (۱۹۸۰) به صورت زیر استخراج شده است:

$$\pi_i = p^* \left(\frac{R - r_i}{1 + R} \right)$$

این رابطه، در واقع هزینه فرصت خدمات پولی ناشی از دارایی پولی m_i را اندازه‌گیری می‌کند. فرض می‌کنیم تابع مطلوبیت مصرف‌کننده یک تابع تفکیک‌پذیر ضعیف برای داراییهای پولی باشد. در این صورت، تابع مطلوبیت مصرف‌کننده مزبور می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$u = U[C, \ell, f(m)] \quad (21)$$

که در آن، f یک زیر تابع مطلوبیت است. شرط تفکیک‌پذیری ضعیف توسط سونو و لئون تیف به صورت زیر بیان شده است:

$$\frac{(\partial U / \partial m_i) / (\partial U / \partial m_j)}{\partial \phi} = 0$$

که در آن، ϕ هر عضوی از مجموعه $\{C, L\}$ است. این رابطه، در واقع بیان می‌کند نرخ‌نهایی بین دو دارایی پولی مستقل از مقادیر بردارهای L, C است (بارنت ۱۹۹۲). در اینجا می‌توانیم از بودجه‌بندی دو مرحله‌ای استفاده کنیم.

فرض همگنی و تفکیک‌پذیری ضعیف ساختار تابع مطلوبیت برای سازگار بودن با بودجه‌بندی دو مرحله‌ای کافی است و مصرف‌کننده می‌تواند تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید ثروت در دو مرحله پیشینه‌سازی کند (بارنت، ۱۹۸۰). در مرحله اول، مصرف‌کننده مخارج کل روی داراییهای پولی، کالاهای مصرفی و اوراق قرضه را بهینه می‌کند و سپس در مرحله دوم تخصیص در درون هر یک از زیر توابع صورت می‌گیرد. مرحله دوم پیشینه‌سازی در گروه مخارج روی داراییهای پولی و به صورت زیر خواهد بود:

$$Max \quad u(m_i) \quad (22)$$

$$St: \pi_{ii}^* m_{ii} = M_i^*$$

که در آن $\pi_{ii}^* = \pi_{ii} / P_i^*$ همان هزینه استفاده در رابطه (۸) است که اکنون واقعی شده است و M_i^* نیز کل مخارج پولی واقعی منتج از بهینه‌سازی مرحله اول است. برای حل مسئله فوق، لازم است فرم تابعی $u(m_i)$ را (برای مشتق‌گیری) بدانیم.

برای ورود به حوزه تئوری تجمیع در تابع تقاضای پول، بحث توابع کمکی^۱ در تجمیع را آغاز می‌کنیم. تابع کمکی در تئوری انتخاب مصرف‌کننده، تابع مطلوبیت هر فرد است (بارنت ۱۹۹۲). این تابع در مسئله فوق $u(m_i)$ در رابطه (۲۳) است. برای استخراج معادله تقاضا، لازم است فرم مشتق‌پذیر تابعی

1. Aggregator Function

خاص از $u(m_t)$ را در رابطه لحاظ کنیم. مسئله مهمی که در اینجا وجود دارد این است که لحاظ کردن هر فرم تابعی خاص، به معنی وارد کردن فرضی بر رفتار مصرف‌کننده است. برای مثال، اگر تابع مطلوبیت را یک تابع خطی در نظر بگیریم، خودبه‌خود این فرض را وارد کرده‌ایم که اقلام مختلف دارایی پولی برای مصرف‌کننده، کامل یکدیگر هستند. این همان فرض محدودکننده‌ای است که تا کنون برای تخمین تابع تقاضای پول در ایران به کار گرفته شده است. حال اگر فرض کنیم تابع مطلوبیت به شکل یک تابع کاب داگلاس است، آنگاه این فرض بر رفتار مصرف‌کننده الزام شده است که کشش بین داراییهای مورد نظر واحد است. این توابع الزامات سختی را بر رفتار مصرف‌کننده وارد می‌کند، حال آنکه انتظاهاى بهتری نیز وجود دارد. گروهی از توابع درجه دوم وجود دارند که فرمهای تابعی انعطاف‌پذیر^۱ نامیده می‌شوند و می‌توانند تقریب مناسبی برای توابع کمکی (توابع مطلوبیت) باشند. این توابع انعطاف‌پذیر، مثل تابع ترانسلوگ خطی، یک تقریب درجه دوم را برای توابع کمکی ناشناس انجام می‌دهند. در این روش، ابتدا تابع مطلوبیت که اکنون دارای فرم تابعی مشخصی است و مفروضات کمتری را نیز بر رفتار مصرف‌کننده قید می‌کند، با توجه به قید بودجه وی حداکثر می‌شود و سپس تابع تقاضا از آن منتج می‌گردد. اگر تابع مطلوبیت را به صورت یک فرم تابعی ترانسلوگ خطی در نظر بگیریم و با توجه به قید بودجه، آن را حداکثر کنیم؛ مقدار بهینه تقاضای پول که از آن حاصل می‌شود، همان مقداری است که از شاخص دیویژیا به دست می‌آید.

۱-۵. معرفی تابع تقاضای پول

در برآورد تابع تقاضای هر کالایی، اولین متغیر مستقل، قیمت آن کالا است. در اینجا شاخص قیمتی دیویژیا (دوگان شاخص مقداری دیویژیا) به عنوان قیمت پول یا هزینه فرصت آن در نظر گرفته می‌شود. قرارگرفتن متغیر هزینه فرصت پول در تابع تقاضای آن، از زمان کینز طرح شده است و با مطرح شدن رجحان نقدینگی، علامت انتظاری آن در تابع تقاضا، منفی است. البته نئوکلاسیکها نیز هزینه فرصت پول را به عنوان یک متغیر مستقل مطرح می‌کنند، اما ساز و کار ورود آن به شکل غیرمستقیم است، بدین صورت که تقاضای پول را تابعی از سرعت گردش آن دانسته و هزینه فرصت پول را یکی از عوامل مستتر در سرعت گردش پول می‌دانند. دومین متغیر مستقل در تابع تقاضای پول، متغیر درآمد است که در تابع تقاضای معاملاتی کینز نیز قرار گرفته است. به لحاظ نظری، انتظار می‌رود ضریب این متغیر در مدل، علامت مثبت داشته باشد. متغیر درآمدی می‌تواند ثروت، درآمد جاری، یا درآمد دائمی باشد، اما به دلیل فقدان آمارهای ثروت یا درآمد دائمی معمولاً از تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. چون در بسیاری کشورها به ویژه کشورهای کمتر توسعه یافته ارزها و به ویژه دلار آمریکا در سبد دارایی خانوار قرار می‌گیرد و بر اساس تئوری ارزی، نرخ ارز نیز به عنوان یک متغیر مستقل در تابع

تقاضای پول پیشنهاد شده است؛ اگر کاهش ارزش پول داخلی یا افزایش ارزش پول خارجی باعث افزایش در ارزش داراییهای خارجی نگهداری شده در جامعه شود، این افزایش می‌تواند به مفهوم افزایش ثروت باشد و تقاضا برای پول داخلی افزایش یابد. اما اگر انتظار کاهش ارزش پول باعث شود افراد پول داخلی کمتری نگهداری کنند، تقاضا برای پول کاهش می‌یابد. پس علامت این متغیر می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

به منظور مقایسه، مدل تقاضای پول با استفاده از جمع ساده نیز برآورد شده است و چنانکه مرسوم است از نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت به عنوان هزینه فرصت پول در مدل مزبور استفاده شده است. به طور خلاصه در این مقاله سه مدل برآورد می‌شود:

$$D\gamma_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 X_t + u_{1t} \quad \text{مدل اول:}$$

$$M\gamma_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 F_t + \gamma_3 I_t + \gamma_4 X_t + u_{2t} \quad \text{مدل دوم:}$$

$$D\gamma_t = \omega_0 + \omega_1 Y_t + \omega_2 F_t + \omega_3 I_t + \omega_4 X_t + u_{3t} \quad \text{مدل سوم:}$$

که در آنها، $D\gamma_t$ لگاریتم تقاضای پول واقعی با تعریف وسیع آن و مبتنی بر شاخص دیویژیا، $M\gamma_t$ لگاریتم تقاضای پول واقعی با تعریف وسیع آن و به صورت جمع ساده، Y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت بازار، R_t لگاریتم هزینه فرصت واقعی پول مبتنی بر شاخص دیویژیا، F_t لگاریتم نرخ تورم (نماینده اول هزینه فرصت پول برای جمع ساده)، I_t لگاریتم سود سپرده‌های بلندمدت (نماینده دوم هزینه فرصت پول برای جمع ساده)، X_t لگاریتم نرخ ارز واقعی (نرخ برابری یک دلار آمریکا در برابر ریال ایران) است.

چنانکه مشاهده می‌شود، کلیه مدلها خطی و متغیرها لگاریتمی هستند. اگرچه مدل اول برای اولین بار در ایران برآورد شده، اما مدل دوم که به تعریف پول با جمع ساده اختصاص دارد، همان مدل متعارفی است که بارها مطالعه شده است. برای اینکه خواص شاخص دیویژیا را به شکل صریح‌تری بتوانیم با جمع ساده مقایسه کنیم؛ در مدل سوم، تعریف دیویژیا را با متغیرهای مستقل $M\gamma_t$ برآورد خواهیم کرد.

۲-۵. شرحی بر متغیرها و توضیح نحوه محاسبه شاخص دیویژیا در ایران

تمام متغیرهای مدل به صورت فصلی از ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۳:۱ و به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ واقعی شده‌اند. منظور از $M\gamma_t$ تعریف پول وسیع و به صورت جمع اقلام اسکناس و مسکوک، سپرده‌های دیداری، سپرده پس‌انداز قرض‌الحسنه، سپرده کوتاه‌مدت، سپرده بلندمدت و سپرده‌های متفرقه می‌باشد. سپرده‌های کوتاه‌مدت سپرده‌های کمتر یا مساوی یک سال است. سپرده‌های بلندمدت، سپرده‌های بلندمدت‌تر از یک سال را در بر می‌گیرد. سپرده‌های متفرقه سپرده‌هایی است که در قالب هیچیک از انواع فوق جا نمی‌گیرد و شامل پیش‌پرداخت اعتبارات اسنادی و باننشستگی است. $D\gamma_t$ جمع دیویژیا

با همان اقلام $M2_t$ مذکور در بالاست. روش محاسبه شاخص دیویژیا در زمان گسسته نیز در پیوست آمده است. در مورد ساخت این شاخص ذکر دو نکته لازم به نظر می‌رسد: اول اینکه در رابطه (۸) از دارایی پایه، استفاده شده است. دارایی پایه، بنا به تعریف، دارایی است که خدمات نقدینگی ارائه ندهد و تنها عامل انتقال ثروت بین دوره‌ها باشد. چنین دارایی مصداق عینی ندارد و باید دارایی را در نظر گرفت که خصوصیتی شبیه آن داشته باشد. از بین اقلام داراییهای پول در ایران، سپرده‌های پنج ساله بیشترین شباهت را به این دارایی دارد و در این مطالعه به‌عنوان دارایی پایه منظور گردیده است. نکته دوم در مورد نرخ سود سپرده‌هاست. از آنجا که ۲۰ درصد این سپرده‌ها، سپرده‌های بلندمدت می‌باشد؛ نرخ سود متعلق به این حساب را نیز ۲۰ درصد سود متعلق به سپرده‌های بلندمدت منظور کرده‌ایم.

۳-۵. برآورد مدلها

در این قسمت به برآورد سه مدل معرفی شده در قسمت ۱-۵ می‌پردازیم:

۱-۳-۵. برآورد مدل اول

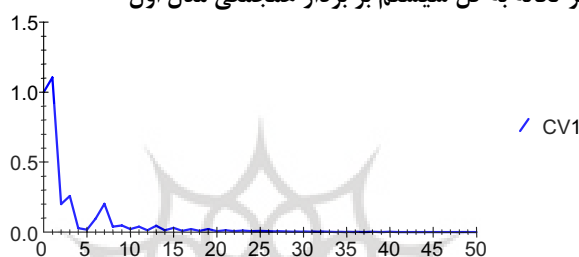
اولین قدم در روش جوهانسون، تعیین تعداد وقفه‌های متغیرهاست. ضوابط AIC و SBC به ترتیب پنج و یک وقفه را پیشنهاد می‌کنند. بر مبنای آماره آزمون LR وقفه پنجم تایید می‌شود، بنابراین وقفه پنج را ملاک عمل قرار می‌دهیم (پسران، ۱۹۹۷). قبل از تعیین وجود و تعداد بردارهای همجمعی، ابتدا باید وضعیت متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند را در بردارهای همجمعی و الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت روشن کرد. چون فرایند تولید داده‌ها نامشخص است، انتخاب یکی از این الگوها چندان ساده نیست؛ اما از آنجا که در مدل تقاضای پول اثر بهبود تکنولوژی در سیستم مالی و بانکی در طول زمان وجود دارد، احتمالاً مدل چهارم مدل مطلوب خواهد بود. لذا ما ابتدا از الگوی چهارم استفاده می‌کنیم. چنانکه متغیر روند در این الگو از نظر آماری بی‌معنی ظاهر شود، آن گاه از الگوی سوم استفاده می‌کنیم، در این الگو روند وجود ندارد و عرض از مبدأ در رابطه کوتاه‌مدت قرار گرفته است. برای تعیین وجود و تعداد بردارهای همجمعی، از آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شده است. بر اساس این دو آزمون وجود یک بردار همجمعی تایید می‌شود. لذا بردار همجمعی به صورت زیر خواهیم داشت که بر اساس $D2$ نرمال شده است.

$$D2_t = 0.213Y_t - 1/8.3R_t - 0.465X_t - 0.026T + \hat{u}_t$$

همان‌گونه که در رابطه بالا ملاحظه می‌شود تقاضای پول با متغیر درآمدی رابطه مثبت، و با هزینه فرصت پول رابطه منفی دارد که موافق انتظار و مطابق با تئوریهای اقتصادی است. نرخ ارز نیز با تابع تقاضای پول رابطه منفی دارد. چنانکه مشاهده می‌شود، متغیر روند با تقاضای پول رابطه منفی دارد بدین معنی که با گذشت زمان و ابداعات و بهبود در سیستمهای مالی تقاضا برای پول کاهش نیافته

است. در ضمن با اعمال یک تکانه به کل سیستم، مشاهده می‌شود که این بردار با اعمال تکانه همگرا شده و به سوی رابطه تعادلی بلندمدت حرکت می‌کند (نمودار ۱).
در اینجا می‌توان قید شناسایی دقیق^۱ را بر مدل تحمیل کرد و متغیرهایی را که از نظر آماری بی‌معنی هستند، تشخیص داد. سپس بر اساس اطلاعات برونزا و نظریه‌های اقتصادی قید فراشناسایی^۲ را نیز اعمال کرد.

نمودار ۱- تأثیر تکانه به کل سیستم بر بردار همجمعی مدل اول



در رابطه زیر بردار همجمعی به همراه مقادیر آماره t هر متغیر آمده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، تمام متغیرهای موجود در بردار همجمعی از نظر آماری معنی‌دار هستند.

$$D\hat{y}_t = 0.213Y_t - 1.083R_t - 0.465X_t - 0.26T + \hat{u}_t$$

$$[7/21] \quad [10/86] \quad [11/34] \quad [13]$$

اگر متغیری نسبت به سایر متغیرهای الگو از خود عکس‌العمل نشان ندهد، یک متغیر برونزای ضعیف است. در این حالت هر چند متغیر مزبور در روابط بلندمدت (بردارهای همجمعی) حضور دارد و بر سایر متغیرهای الگو تأثیر می‌گذارد، اما خود، متأثر از آنها نیست (نوفرستی، ۱۳۷۸). از این رو می‌توان آن را برونزای ضعیف نامید. برای این منظور مدل تصحیح خطا را به طوری که متغیرهای موردنظر به ترتیب در آن متغیر وابسته قرار گیرند، برآورد می‌کنیم. در هر مدل که جمله تصحیح خطا از نظر آماری بی‌معنی باشد، می‌توان چنین تفسیر کرد که آن متغیر متأثر از سایر متغیرهای الگو نیست و یا به عبارت دیگر برونزای ضعیف است. بر اساس این نتایج، جمله تصحیح خطا برای متغیر درآمدی Y_t و متغیر نرخ ارز X_t بی‌معنی است. بدین معنی که این دو متغیر در الگوی مزبور تعیین نمی‌شوند. به عبارت دیگر، متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، از متغیرهای لگاریتم تقاضای پول، لگاریتم هزینه فرصت پول و لگاریتم نرخ ارز تأثیر نمی‌پذیرد. همین مسئله برای نرخ ارز نیز صادق است. اما متغیر هزینه فرصت پول یک متغیر برونزای ضعیف نیست و از سیستم تأثیرپذیری دارد.

۱-۳-۵. برآورد الگوی تصحیح خطای مدل اول

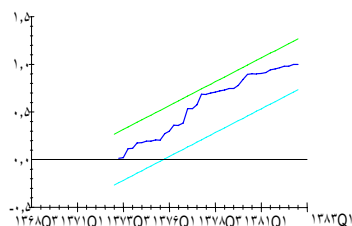
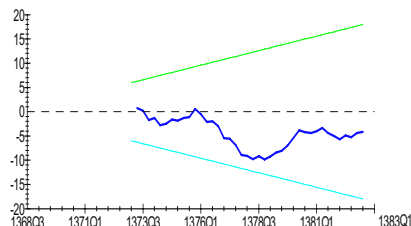
هنگامی که وجود یک رابطه همجمعی بین متغیرهای یک مدل به اثبات می‌رسد؛ قادریم برای آن مدل، یک الگوی تصحیح خطا نیز فراهم کنیم. عمده‌ترین دلیل استفاده از الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد (نوفروستی، ۱۳۷۸). در حقیقت در اینجا تغییرات متغیر وابسته به خطای دوره قبل ارتباط داده می‌شود. الگوی تصحیح خطای برآورد شده، به صورت زیر است:

$$dD_{2t} = 2/9 + 45dD_{2t-1} + 0/4dD_{2t-2} + 0/13dD_{2t-3} + 0/56dD_{2t-4} - 0/07dY_1 - 0/06dY_2 \\ (5/06) \quad (3/17) \quad (0/3) \quad (1/29) \quad (5/1) \quad (-1/03) \quad (-1/03) \\ - 0/02dY_3 + 0/18dY_4 + 1/68dR_1 + 1/16dR_2 + 1/86dR_3 + 0/83dR_4 + 0/29dX_1 \\ (-0/43) \quad (2/91) \quad (2/96) \quad (2/07) \quad (3/64) \quad (2/15) \quad (4/7) \\ + 0/07dX_2 - 0/1dX_3 + 0/08dX_4 - 0/65ECM(-1) \\ (1/29) \quad (2/25) \quad (2/25) \quad (-5/08)$$

جمله $ECM(-1)$ در رابطه بالا جمله تصحیح خطاست. جمله تصحیح خطا از نظر آماری معنی‌دار است و علامت آن منفی است که مطابق با انتظار است. مقدار این متغیر $-0/65$ است که نشان می‌دهد در هر دوره (در اینجا فصل) 65% خطا تصحیح می‌گردد و همان‌طور که انتظار می‌رود سرعت حرکت به سمت تعادل در بازار پول، نسبتاً سریع است و با واقعیت تطابق دارد.

۲-۳-۵. آزمون ثبات در مدل اول

برای آزمایش ثبات ضرایب، دو آزمون معروف مجموع متراکم پسماندهای بازگشتی^۱ و مجموع متراکم مربعات پسماندهای بازگشتی^۲ وجود دارد. این دو آزمون مبتنی بر انجام رگرسیون بازگشتی به روش *OLS* می‌باشند. چنانچه آماره آزمونها بین دو خط مستقیم فوق قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد یا به عبارت دیگر فرض ثبات ضرایب پذیرفته می‌شود. این آزمون برای مدل اول انجام شده است. که نتایج آن در قالب نمودارهای (۲) و (۳) ارائه شده است. چنانکه مشخص است، بر اساس هر دو آزمون *CUSUMSQ* و *CUSUM* فرض صفر ثبات ضرایب را در سطح معنی‌داری پنج درصد نمی‌توان رد کرد.

نمودار-۳. آزمون *CUSUMSQ* برای مدل اولنمودار-۲. آزمون *CUSUM* برای مدل اول

۲-۳-۵. برآورد مدل دوم

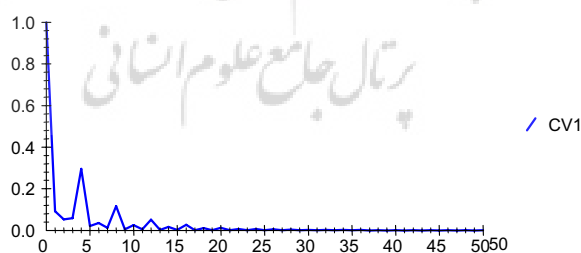
در این مدل، تقاضای بهینه پول با تعریف جمع ساده و در سطح وسیع، متغیر وابسته است. همان‌گونه که گفته شد، در این مدل، تمام متغیرها جمع بسته از مرتبه یک $I(1)$ هستند و پسماند مدل نیز پایاست، پس می‌توان از روش جوهانسون در برآورد مدل استفاده کرد. تعداد وقفه بهینه برای الگوی VAR ، چهار است. در ادامه، در چارچوب الگوی چهارم تعداد بردارهای همجمعی را مشخص می‌کنیم و بعد از طی فرایند مذکور بردار همجمعی را به دست می‌آوریم. مشاهده می‌شود که متغیر روند در آن بی‌معنی است، لذا الگوی چهارم الگوی مناسبی برای این مدل نیست. به همین دلیل از الگوی سوم و چهار وقفه استفاده شده است. این الگو یک بردار همجمعی پیشنهاد می‌کند. اما متغیر نرخ ارز در مدل فوق بی‌معنی ظاهر شده است. لذا ناگزیریم متغیر نرخ ارز را از مدل فوق حذف و پروسه برآورد مدل را مجدداً تکرار کنیم. این بار آزمون تعیین تعداد بردار همجمعی (آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه) یک بردار را پیشنهاد می‌کند. معادله زیر بردار همجمعی را به همراه مقادیر انحراف معیار و آماره t متغیرها نشان می‌دهد.

$$M\gamma_t = 1/0.4Y_t - 0/35F_t - 0/76I_t + \hat{u}_{\gamma t}$$

$$[7/75] \quad [-3/84] \quad [-13]$$

ملاحظه می‌شود که علامت متغیر درآمدی مثبت و علامت دو متغیر نرخ تورم و سود سپرده‌های بلندمدت که نماینده هزینه فرصت در این مدل می‌باشد، موافق انتظار و منفی ظاهر شده است. با اعمال یک تکانه به کل سیستم مشاهده می‌شود که این بردار پس از اعمال تکانه همگرا شده و تمایل به حرکت به سوی رابطه تعادلی بلندمدت دارد.

نمودار-۴. تأثیر تکانه به کل سیستم بر بردار همجمعی مدل دوم



قابل ذکر است که با انجام آزمون برونزایی ضعیف بر متغیرهای مدل دوم، روشن شده است که کلیه متغیرهای مستقل در مدل فوق برونزا بوده‌اند و حتی متغیر نرخ تورم نیز در این سیستم تعیین نمی‌شود.

۵-۳-۲-۱. برآورد الگوی تصحیح خطا در مدل دوم

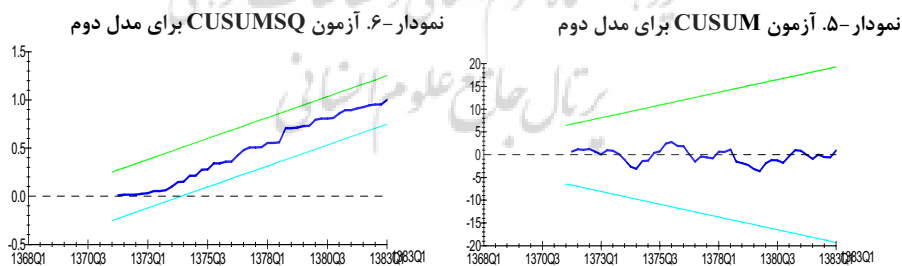
برآورد الگوی تصحیح خطا که در واقع پیونددهنده پویایی‌های کوتاه‌مدت در جهت حرکت به سوی تعادل بلندمدت می‌باشد، به صورت زیر است:

$$dM^* = \begin{matrix} 0/04 - 0/34dM_{t-1} - 0/36dM_{t-2} - 0/34dM_{t-3} - 0/08dY_t - 0/07dY_{t-1} + 0/05dY_{t-2} \\ (7) & (-2/9) & (-3/3) & (-3/2) & (-1/1) & (-0/27) & (1/04) \\ + 0/06dF_t + 0/04dF_{t-1} + 0/02dF_{t-2} + 0/07dI_t - 0/07dI_{t-1} + 0/04dI_{t-2} - 0/23ECM(-1) \\ (5/9) & (5/7) & (4/6) & (0/25) & (-0/13) & (0/81) & (-7/14) \end{matrix}$$

در رابطه فوق $ECM(-1)$ جمله تصحیح خطا و اعداد داخل پرانتز آماره‌های t مربوط به متغیرها می‌باشند. جمله تصحیح خطا از نظر آماری معنی‌دار و علامت آن منفی و موافق با تئوری است و مقدار آن نیز $-0/23$ می‌باشد و این بدان معنی است که سرعت تعدیل در هر دوره ۲۳ درصد می‌باشد. ملاحظه می‌شود که در این مدل، از جمع ساده استفاده شده و سرعت تعدیل خطا بسیار کند نشان داده می‌شود که خلاف انتظار است.

۵-۳-۲-۲. آزمون ثبات در مدل دوم

نمودارهای (۵) و (۶) به ترتیب نشان می‌دهند که فرض ثبات ضرایب را توسط آزمون $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ نمی‌توان رد کرد.



۳-۳-۵. برآورد مدل سوم

به منظور مقایسه هر چه بهتر، در این مدل، تقاضای پول مطلوب با استفاده از شاخص دیویژیا و با تعریف وسیع آن، متغیر وابسته است، اما متغیرهای مستقل آن همان متغیرهای مورد استفاده در مدل دوم و برای شاخص جمع ساده است. در این مدل نیز کلیه متغیرها $I(1)$ بوده و پسماند نیز پایاست. لذا می‌توان از روش جوهانسون در برآورد مدل استفاده کرد. اگر آزمون LR را در این تست ملاک عمل قرار دهیم، چهار وقفه را پیشنهاد می‌کند. برآورد این مدل با چهار وقفه و الگوی چهارم صورت گرفته، اما متغیر روند بی‌معنی ظاهر شده است، لذا از الگوی سوم استفاده شده است. با استفاده از این الگو یک بردار همجمعی داریم. نتایج، گویای آن است که علامت ضریب متغیر درآمدی، مثبت و ضریب دو متغیر هزینه فرصت، منفی و موافق انتظار است. قید شناسایی دقیق را به صورت برابری ضریب متغیر درآمدی با عدد یک بر مدل اعمال می‌کنیم. از آنجا که نرخ ارز در مدل بی‌معنی ظاهر شده است، این متغیر را از مدل خود حذف و پروسه فوق را تکرار می‌کنیم. معادله بردار همجمعی به صورت زیر خواهد بود:

$$D\gamma = 0.18Y_t - 0.25F_t - 0.53I_t + u_{Dt}$$

[۱۶] [۲۵] [۱۸/۷۵]

با اعمال یک تکانه به کل سیستم، مشاهده می‌شود که این بردار پس از اعمال تکانه همگرا شده و تمایل به حرکت به سوی رابطه تعادلی بلندمدت دارد.

نمودار-۷. تأثیر تکانه به کل سیستم بر بردار همجمعی مدل سوم



آزمون برونزایی ضعیف، از طریق استفاده از الگوهای تصحیح خطا در مورد متغیرها انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای موجود در مدل برونزای ضعیف هستند. بدین معنی که هیچ‌یک در این الگو تعیین نمی‌شوند.

۵-۳-۳-۱. برآورد الگوی تصحیح خطا در مدل سوم

در این مدل نیز $ECM(-1)$ ، جمله تصحیح خطا و اعداد داخل پرانتز، آماره‌های t مربوط به متغیرها می‌باشند. جمله تصحیح خطا از نظر آماری معنی‌دار و علامت آن منفی و موافق با تئوری است. مقدار آن نیز $-0/36$ است که نشان می‌دهد سرعت تعدیل در هر دوره ۳۶ درصد می‌باشد.

$$dD2 = -1/9 - 0/27dD21 - 0/28dD22 - 0/3dD23 - 0/13dY1 - 0/3dY2 + 0/07dY3$$

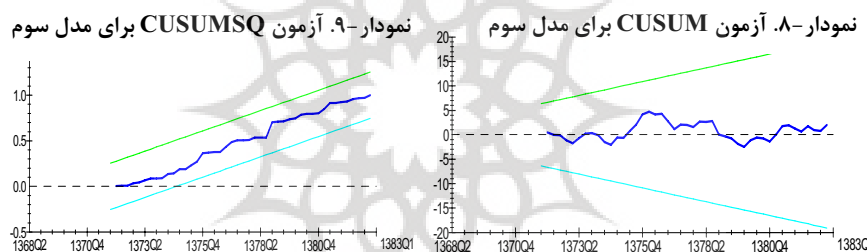
$$(1/07) \quad (-0/51) \quad (-1/7) \quad (-2/77) \quad (-2/58) \quad (-2/45) \quad (-6/2)$$

$$+ 0/06dF1 + 0/04dF2 + 0/02dF3 + 0/01dI1 - 0/01dI2 - 0/05dI3 - 0/36ECM(-1)$$

$$(5/11) \quad (4/07) \quad (3/09) \quad (0/3) \quad (0/16) \quad (0/88) \quad (-6/24)$$

۵-۳-۳-۲. آزمون ثبات در مدل سوم

نمودار (۸) و (۹) به ترتیب نشان می‌دهند که فرض ثبات ضرایب را توسط آزمون $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ نمی‌توان رد کرد.



۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یکی از مهم‌ترین مسائل در تقاضای پول، مسئله ثبات آن است. در سیاست‌گذاری پولی، مهم‌ترین مسئله و در واقع پیش شرط هر سیاست پولی، اطمینان از وجود ثبات در تقاضا برای پول است. اگر تقاضای پول انتقال‌های پیش‌بینی نشده‌ای داشته باشد یا به عبارت دیگر سرعت گردش غیر قابل پیش‌بینی داشته باشد، آنگاه نمی‌توان حجم پول را به متغیرهای کلان اقتصادی مثل درآمد ملی پیوند داد. در ادبیات ثبات تقاضای پول، گروهی بر این اعتقادند که ممکن است بی‌ثباتی در تقاضای پول ناشی از تعریف نادرست از پول باشد. آندرسون (۱۹۹۷) و بلونجیا (۱۹۹۶) معتقدند به علت گستردگی در تعریف پول و اقلام وسیعی که در آن قرار گرفته‌اند، استفاده از جمع ساده برای تعریف پول، با تئورهای اقتصاد خرد ناسازگار است و بی‌ثباتی در تقاضا برای پول ناشی از نحوه تجمیع پول است.

در چارچوب تئوری اعداد شاخص، گروهی از شاخصهای عددی وجود دارند که به شاخصهای عالی عددی معروفند. این شاخصها برای برآورد کردن توابع کمکی به کار می‌آیند، وابسته به هیچ پارامتر ناشناسی نیستند و تابعی از قیمت و مقدار می‌باشند. شاخص دیویژیا یک شاخص عالی عددی است که امکان یک تقریب درجه دوم از توابع کمکی ناشناس را فراهم می‌کند. این شاخص برای تابع کمکی ترانسلوگ خطی یک شاخص دقیق است بدین معنی که آن را بدون هیچ خطایی برآورد می‌کند. شاخص دیویژیا، یک شاخص خود دوگان است. بدین معنی که اگر شاخص مقداری، شاخص دیویژیا باشد، آنگاه شاخص قیمتی که از تقسیم مخارج کل بر شاخص مقداری حاصل می‌شود، نیز دیویژیا خواهد بود. این خاصیت به عامل معکوس فیشر معروف است.

در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱: ۱۳۶۷-۱: ۱۳۸۳ شاخص دیویژیا ساخته شده است. سری زمانی این شاخص، متغیر وابسته در مدل اول است. متغیرهای مستقل در این مدل عبارتند از شاخص قیمتی دیویژیا که نماینده هزینه فرصت پول است؛ تولید ناخالص داخلی که نماینده درآمد است؛ و نرخ ارز بدان جهت که گاهی پولهای خارجی به ویژه دلار آمریکا در سبد دارایی خانوار قرار می‌گیرند. به منظور مقایسه "تجمع با شاخص دیویژیا" با "جمع ساده" در مدل دوم جمع ساده با تعریف وسیع، متغیر وابسته است. چنانکه در مطالعات تقاضای پول در ایران مرسوم است، از نرخ تورم به عنوان نماینده اول هزینه فرصت پول و از نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی به عنوان دومین نماینده هزینه فرصت پول استفاده شده است؛ تولید ناخالص داخلی نماینده درآمد است و چنانکه گفته شد، نرخ ارز نیز در تابع تقاضای پول قرار گرفته است. برای مقایسه هر چه دقیق‌تر شاخص دیویژیا با جمع ساده در مدل سوم، از شاخص دیویژیا به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. اما متغیرهای مستقل آن (همانند مدل دوم) نرخ تورم، نرخ سود سپرده‌های بلندمدت، و نرخ ارز می‌باشند. نتایج برآوردهای انجام گرفته مختصراً چنین است.

الف) بین تعریف پول بر اساس شاخص دیویژیا با متغیر تولید ناخالص داخلی یک رابطه مثبت و با متغیر شاخص قیمتی دیویژیا (هزینه فرصت پول) یک رابطه منفی وجود دارد که با تئوریهای اقتصادی سازگار است. متغیر مذکور با نرخ ارز بازار آزاد یک رابطه معنی‌دار منفی دارد، بدین معنی که با افزایش نرخ ارز، تقاضا برای پول کاهش می‌یابد و افراد سعی می‌کنند پول داخلی کمتری نگهداری کنند.

ب) بین تعریف پول بر اساس جمع ساده با متغیر تولید ناخالص داخلی یک رابطه مثبت و با متغیر نرخ تورم سود سپرده‌های بلندمدت یک رابطه منفی وجود دارد که با تئوریهای اقتصادی سازگار است. نرخ ارز در مدل مذکور یک متغیر بی‌معنی ظاهر شده است.

ج) آزمونهای $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ دلالت بر آن دارند که فرض ثبات ضرایب در هر دو تعریف پول را به صورتهای دیویژیا ($D2$) و جمع ساده ($M2$) نمی‌توان رد کرد.

۵) ضریب جمله تصحیح خطا که نشانگر سرعت تعدیل در بازار پول می‌باشد، هنگامی که پول به صورت $D2$ تعریف می‌شود ۶۵ درصد و با تعریف $M2$ ، ۲۳ درصد هر دوره می‌باشد. ملاحظه می‌شود که، $M2$ سرعت تعدیل را بسیار کمتر از مقدار واقعی آن نشان می‌دهد.

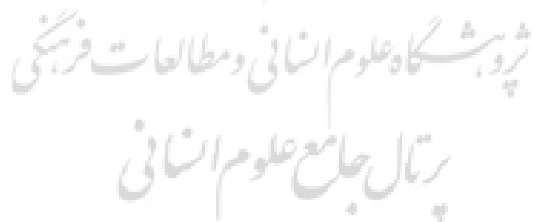
۵) چون از متغیرهای مستقل متفاوتی در تخمین تابع تقاضای دیویژیا و جمع ساده استفاده کرده‌ایم، برای اینکه بتوانیم نتیجه شاخص دیویژیا را به صورت مستقل مشاهده کنیم، شاخص دیویژیا روی متغیرهای مستقلی که جمع ساده را نیز روی آن برآورد کرده‌ایم (مدل سوم)، برآورد شده است. در این حالت، سرعت تصحیح خطا ۳۶ درصد بوده است که از مقدار مشابه آن برای $M2$ ، (یعنی ۲۳ درصد) تفاوت قابل ملاحظه‌ای دارد.



منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۳). *حسابهای ملی فصلی*، تهران.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۶۷-۱۳۸۳). *گزارش اقتصادی و ترازنامه*، تهران.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۶۷-۱۳۸۳). *سالنامه آماری*، تهران.
- نوفروستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- Anderson, Jones and Nesmith. (1997). *Building New Monetary Services Indices: Concepts, Methodology and Data*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review.
- Barnett, W. (1980). Economic Monetary Aggregates, *Journal of Econometrics*, No.14.
- Barnett, W. A. (1978). The User cost of Money. *Economics Letters*, Vol. 1, PP. 145-9.
- Barnett, W. A. (1980). Economic Monetary Aggregate: An Application of Indian Number and Aggregation Theory. *Journal of Econometrics*, Summer, Vol. 14, PP. 11-48.
- Barnett, W. A. (1984). Recent Monetary Policy and the Divisia Monetary Aggregates. *American Statistician*, PP. 185-72.
- Barnett, W. A. (1980). *The Microeconomic Theory of Monetary Aggregation, in New Approaches to Monetary Economics*. Cambridge University Press, PP. 115-68.
- Barnett, W. A., Fisher, D., and Serlettis Postolos, A. (1992). Consumer Theory and the Demand for Money. *Journal of Economic Literature*, vol. 30, PP. 200-119.
- Barnett, W. A., Bacher O., Edward K. and Spindt, P. (1984). The Divisia Monetary Aggregates. *Journal of Political Economy*, vol. 92, PP. 1049-1085.
- Barnett, W. A. (1997). The Road to Stable Money Demand. *The Economic Journal*, PP. 1172-1185.
- Belongia, Michael. (1996). Measurement Matters: Some Recent Results. from Monetary Economics Reexamination. *Journal of Political Economy*, vol. 104, No. 5. PP. 1065- 1083.
- Fisher, D. (1980). *Monetary Theory and the Demand for Money*. Oxford.
- Fisher, D. (1989). *Money Demand and Monetary Policy*. Harvester Wheat Shraf.

- Friedman, M. and A. Schwartz. (1970). *Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods*. New York: Columbia University Press.
- Diewert, E. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, Vol. 4, No. 2, PP. 115-45.
- Diewert, E. (1978). Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation. *Econometrica*, Vol. 46, No. 4, PP. 883-900.
- Handa, J. (2000). *Monetary Economics*. London Rout Loge.
- Halett, D. (1971). More on an Empirical Definition of Money: Note. *American Economic Review*, June.
- Laidler, E., David, W. (1993). *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems. Fourth Edition*, Harper. Collins College Publishers.
- Mishkin, F. (1996). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Fifth Edition, Addison Wesley. Longman Inc.
- Pesaran, M. H. and Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0*. Redwood Books Ltd.



پیوست

معرفی نحوه ساخت شاخص دیویژیا

برای استخراج شاخص دیویژیا ابتدا از دو طرف رابطه زیر دیفرانسیل کامل می‌گیریم.

$$M_t^D P_t^D = \sum_{i=1}^n m_{it} \pi_{it}$$

$$\frac{dM_t^D}{M_t^D} + \frac{dP_t^D}{P_t^D} = \frac{\sum_{i=1}^n m_{it} d\pi_{it} + \pi_{it} dm_{it}}{\sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}}$$

حال اگر سهم هر دارایی در مخارج برابر

$$S_{it} = \frac{\pi_{it} m_{it}}{\sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}}$$

باشد، داریم:

$$\frac{dM_t^D}{M_t^D} + \frac{dP_t^D}{P_t^D} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d\pi_{it}}{\pi_{it}} + \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{dm_{it}}{m_{it}}$$

برای ساخت شاخص دیویژیا در زمان گسسته، شرایطی را در آن اعمال می‌کنیم بدین صورت که با تغییر مقادیر داراییها، فقط شاخص مقداری دیویژیا تغییر کند و با تغییر قیمت داراییهای پولی، فقط شاخص قیمتی تغییر یابد. لذا داریم:

$$\frac{dM_t^D}{M_t^D} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{dm_{it}}{m_{it}}$$

$$\frac{dP_t^D}{P_t^D} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d\pi_{it}}{\pi_{it}}$$

حال اگر در یک دوره معین، از دو طرف انتگرال‌گیری کنیم و x و P مقادیر ثابت انتگرال باشند،

داریم:

$$M_t^D = M \cdot \exp \left[\int_t^x \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{dm_{it}}{m_{it}} \right]$$

$$P_t^D = P \cdot \exp \left[\int_t^x \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d\pi_{it}}{\pi_{it}} \right]$$

اگر روابط فوق را برای دوره قبل $(t-1)$ نوشته و آنها را بر هم تقسیم کنیم، داریم:

$$M_t^D = M_{t-1}^D \exp \left[\int_{t-1}^t \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{dm_{it}}{m_{it}} \right]$$

$$P_t^D = P_{t-1}^D \exp \left[\int_{t-1}^t \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d\pi_{it}}{\pi_{it}} \right]$$

در اینجا و برای محاسبه انتگرال، از تقریب تورنکوئیست - تایل^۱ که مشابه قاعده سیمپسون^۲ در ریاضی است استفاده می‌کنیم. بر اساس این تقریب درجه دوم داریم:

$$\frac{M_t^D}{M_{t-1}^D} = \frac{1}{2} (S_{it} + S_{it-1}) \exp \left[\int_{t-1}^t \sum_{i=1}^n \frac{dm_{it}}{m_{it}} \right]$$

و در نتیجه شاخص مقداری دیویژیا در زمان گسسته به صورت زیر خواهد بود:

$$M_t^D = M_{t-1}^D \prod_{i=1}^n \left[\frac{m_{it}}{m_{it-1}} \right]^{S_{it}^*}$$

یا

$$\ln M_t^D - \ln M_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n S_{it}^* (\ln m_{it} - \ln m_{it-1})$$

که در آن:

$$S_{it}^* = \frac{S_{it} + S_{it-1}}{2}$$

برقرار است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی