Archive of SID

مدل‌سازی تقاضا برای پول براساس طرح بانکداری بدون ربا

(شاهدی بر ثبات در برابر تغییرات سیاستی و ثبات بلندمدت)

تاریخ دریافت: ۱۳۸۵/۷/۹ تاریخ تأیید ۱۳۸۵/۸/۱۰

نویسنده: امیر کیا *
مترجمان: منصور زراءنژاد و آذردخت علیخانی **

چکیده

*این مقاله*** *با مدل‌سازی توابع تقاضای پول برای ایران که از اواسط دهۀ ۵۰ طرح تقسیم سود در نظام بانکداری را اجرا کرده، در صدد گسترش ادبیات مربوط به نظام‌های بانکداری بدون ربا است. با استفاده از داده‌های فصلی دورۀ ۱۳۸۰- ۱۳۴۵، دو تابع تقاضای جایگزین را برای M1 و سپرده‌های مشارکت در سود تخمین می‌زنیم. برخلاف تحقیق گذشته، این مقاله در پی پاسخ به این*

* عضو گروه اقتصاد و مالیه، دانشگاه اتاوا، کانادا.
** به ترتیب دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد ـ دانشگاه شهید چمران اهواز (zarram@gmail.com)

*** اصل این مقاله به زبان انگلیسی تحت عنوان:
«Modeling Money Demand under the Profit-Sharing Banking Scheme: Evidence on Policy Invariance and Long-Run Stability»
در دهمین کنفرانس سالانه ERF (Economic Research Forum) (مجمع تحقیق اقتصادی) برگزار شده در ۱۸-۱۶ دسامبر ۲۰۰۳ در مراکش ارائه شده است. نویسنده مقاله از محمود ختایی برای انتقادهای سازنده‌اش در مورد نسخه اولیه مقاله و از سهراب ابیزاده برای کمک در مورد داده‌ها تشکر و اظهار کرده که مسؤولیت اشتباه‌های باقیمانده بر عهده نویسنده است.

www.SID.ir

Archive of SID

پرسش است که آیا توابع برآورد شده، افزون بر این‌که به‌طور موقت در کوتاه‌مدت و بلندمدت پایدارند، در برابر تغییرهای سیاستی نیز ثبات دارند یا نه. نتیجه‌های حاصل از این کار تجربی، قویاً نشان می‌دهد که هر دو مدل تقاضای پول و به‌ویژه تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود، هم از نظر ساختاری باثباتند و هم به‌رغم وجود تکانه‌های متعدد ایران در سال‌های اخیر، در برابر تغییرهای سیاستی دارای ثبات هستند. از طرف دیگر، این نتیجه‌های شواهدی بر تأیید شایستگی نظام بانکداری بدون ربا است و نشان می‌دهد که انباشته‌های پولی برای مشارکت در سود، ابزار معتبری را در اختیار سیاست‌گذاران پولی ایران می‌گذارد.

واژگان کلیدی: *نظام بانکداری بدون ربا، سپرده‌های مشارکت در سود، ثبات در برابر تغییرات سیاستی، برون‌زایی قوی، ثبات بلندمدت، بانک مرکزی ایران.*

مقدمه

از اوایل دهۀ ۱۹۸۰ مفهوم اسلامی تقسیم سود، در مقابل گزینۀ عمومی‌تر دیگر، یعنی نرخ‌های بهرۀ از پیش تعیین‌شده (ثابت) شهرت فراوانی یافته است. داده‌های اخیر نشان می‌دهد که دست‌کم ۱۸۰ بانک اسلامی و به‌طور تقریبی ۱۲۰ مؤسسۀ مالی غیربانکی اسلامی وجود دارند که در نقاط گوناگون جهان فعالیت می‌کنند. کل دارایی‌های آن‌ها نزدیک به ۲۰۰ میلیارد دلار است و فعالیت تجاری آن‌ها با نرخ رشد سالانه به‌طور تقریبی ۱۰ درصد، در سال‌های اخیر به سرعت در حال رشد است (هاسون، ۲۰۰۲). بسیاری از این مؤسسه‌های مالی اسلامی، خارج از کشورهای مسلمان و در کشورهایی مانند استرالیا، کانادا، فرانسه، آلمان، سوئیس، انگلستان و امریکا فعالیت می‌کنند. افزون بر این، بانک‌های قدیم مهمی همچون سیتی بانک* ارائه خدمات مالی بدون بهره به مشتریان خود را آغاز کرده‌اند.

رشد و مقبولیت چشمگیر بانک‌های اسلامی باعث شده که حجم گسترده‌ای از مطالعات و پژوهش‌ها بر روی طبیعت و ساختار این بانک‌ها و بر روی کارایی آن‌ها در مقایسه با بانک‌های سنتی مبتنی بر نرخ بهره، متمرکز شود.**

---

* Citibank.

** برای مطالعه بیشتر در این زمینه به مقاله‌های بشیر (۱۹۸۳)، خان (۱۹۸۶)، خان و میراخور (۱۹۹۰)، چپرا (۱۹۹۲) و اگاروال و یوسف (۲۰۰۰) رجوع شود.

www.SID.ir

Archive of SID

به استثنای اندکی از تحقیق‌های انجام‌شده در مورد کارکرد بانک‌های اسلامی، به‌طور تقریبی تمامی این تحقیق‌ها نظری و فاقد هرگونه استدلال و بررسی تجربی هستند.

هدف اصلی این مطالعه‌های تجربی، پاسخ به این پرسش است که آیا منع معاملات مبتنی بر بهره از نظام بانکداری، عملکرد اقتصاد کلان یا فرایند سیاست‌گذاری در این کشورها را مختل کرده است یا نه. پاسخ این مطالعه‌ها به پرسشی پیشین به‌طور عموم منفی است؛ یعنی نتیجه‌های به‌دست آمده اثبات می‌کنند که تغییر نظام بانکداری با بهره به نظام بانکداری بدون بهره، هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاستی مفید بوده است.

این مقاله، ادبیات تجربی مربوط را از راه تمرکز بر روی طبیعت تجربی تابع تقاضا برای انباشته‌های پولی گوناگون در وضعیت بانکداری بدون ربا یا بانکداری مبتنی بر تقسیم سود گسترش داده است. تخمین تابع تقاضای کل پول خوش رفتار، مورد نیاز به‌طور تقریبی تمام نظریه‌های کلان و به‌ویژه مورد نیاز سیاست پولی مؤثر است. براساس مقالهٔ هافمن و همکاران (۱۹۹۵) اهمیت تابع تقاضای پول خوش رفتار، نه فقط در نظریه پولیون (فریدمن، ۱۹۵۶) است، بلکه در مدل‌های نیوکلاسیک (سارجنت و والاس، ۱۹۷۵) و در برخی از مدل‌های نیوکینزین‌ها (من ـ کیو، ۱۹۹۱) و مدل‌های تجربی سیکل‌های تجاری واقعی (کینگ و همکاران، ۱۹۹۱) نیز اهمیت دارد.

تحلیل تجربی ما در مورد تقاضای پول در ایران، دست‌کم از دو جنبهٔ مهم، در مقایسه با تحقیق‌های پیشین در این زمینه، متفاوت است. اولاً ما توابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت پول را با تأکید خاص بر روی روابط هم‌جمعی واقعی و تأکید بر روی ثبات تابع تقاضای بلندمدت پول، تخمین می‌زنیم. دوم این‌که مطالعه‌های پیشین در این زمینه بر روی این پرسش متمرکز است که آیا توابع تقاضای تخمین زده‌شده به‌طور موقت باثبات هستند یا نه. این تحقیق‌ها جنبهٔ مهم‌تر را نادیده گرفته‌اند و آن این که آیا معادله‌های تخمین زده‌شدهٔ تقاضای پول برای تغییرهای سیاستی نیز باثبات هستند یا نه. همان‌طور که لوکاس (۱۹۷۶) در مقالهٔ مشهور خود اشاره می‌کند، ثبات موقت و ثبات در برابر تغییرهای سیاستی، آشکارا با هم متفاوت است. ملاک‌های برآورد شده تابع تقاضای پول مشخص، ممکن است در طول زمان ثابت باقی بمانند؛ اما این ملاک‌ها ممکن است در واکنش به تغییر در رژیم

www.SID.ir

Archive of SID

سیاستی با شوک‌های بیرونی دیگر در اقتصاد، تغییر کنند. اگر صاحبان دارایی، آینده‌نگر باشند، هر تغییر در رژیم سیاستی باعث تغییر رفتار آن‌ها می‌شود و این امر نیز کارایی سیاست‌های اعمال‌شده را تحت تأثیر قرار خواهد داد؛ بنابراین، مدل‌های برآورد شده باید پیش از این‌که در سیاست‌گذاری‌ها مورد استفاده قرار گیرند، از نظر ثبات در برابر چنین تغییرهای سیاستی آزمون شوند (لوکاس، ۱۹۷٦). در مقابل رفتار آینده‌نگر، بسیاری از مفاهیم معمولی ثبات پارامترها، بر پایهٔ رفتار گذشته‌نگر بنا شده‌اند. در حالی که مطالعه‌های اندکی (مانند هنری و فاورو، ۱۹۹۲ و انگل و هنری، ۱۹۹۳) به بررسی فرض ثبات تقاضا برای پول در برابر تغییرهای سیاستی در کشورهای توسعه‌یافته پرداخته‌اند. این در حالی است که بررسی ثبات تقاضای پول در برابر تغییرهای سیاستی در کشورهای در حال توسعه، مورد کم‌مهری قرار گرفته. و در زمینهٔ بررسی این نوع ثبات در تابع تقاضا برای پول بدون بهره یا مشارکت در سود، به‌طور تقریبی هیچ تحقیقی انجام نشده است.

در این تحقیق، داده‌هایی که برای ایران استفاده شده، داده‌های فصلی برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ ـ ۱۳۴۵ است. ایران در مقایسه با به‌طور تقریبی تمام کشورهای مسلمان، مورد قابل‌توجهی است؛ زیرا دارای جدیدترین و جدی‌ترین تجربهٔ لغو معامله‌های مبتنی بر بهره است و دورهٔ اجرای این برنامه در ایران به‌طور نسبی (از اواسط دههٔ ۱۹۸۰ تا به حال) طولانی است. افزون بر این، ایران در دورهٔ مورد بررسی با تغییرهای گوناگونی در سیاست‌گذاری‌ها و با شوک‌های بیرونی فراوانی روبه‌رو بوده است. این وضعیت باعث شده که بررسی ثبات توابع تقاضا برای پول در ایران در برابر تغییرهای سیاستی و شوک‌های بیرونی موضوعی به‌طور کامل مطلوب باشد.

تمام داده‌های مورد استفاده، از لوح فشردهٔ آمارهای مالی بین‌المللی استخراج شده و همهٔ متغیرهای مدل‌ها، به جز متغیر مربوط به درآمد (GDP)، براساس مقدارهای فصلی است. برای استخراج داده‌های فصلی درآمد از داده‌های سالانه، از تکنیک دیز (۱۹۷۰) استفاده شده است.

بقیهٔ مقاله به این‌صورت سازمان‌دهی شده: در بخش دوم، مدل‌های تقاضا برای پول بلندمدت و کوتاه‌مدت فرموله و نتیجه‌های تجربی گزارش می‌شود. بخش سوم به ارائهٔ

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه‌های مربوط به آزمون‌های ثبات معمول و ثبات در برابر تغییرهای سیاستی اختصاص دارد. در بخش چهارم، نتیجه‌های حاصل از تحقیق و موارد سیاستی مهم و کلیدی استخراج شده، ارائه می‌شود.

تقاضا برای پول در اقتصاد باز و بدون نرخ‌های بهره ثابت

تصریح مدل

این توضیح لازم است که دولت ایران در اول فروردین ماه ۱۳۶۳، محدودیت‌های سختی را برای دریافت و پرداخت نرخ بهرهٔ ثابت در بسیاری از معامله‌های مالی شروع کرد. بانک مرکزی نیز هرگونه نرخ ثابت بهره را هم در مورد تعهدها و هم در مورد دارایی‌های بانک‌های خصوصی و مؤسسه‌های اعتباری غیربانکی ممنوع اعلام کرد و آن‌ها را به رعایت نرخ‌های سود تعیین‌شده در بازار ملزم کرد.

برای بانک‌های غیرخصوصی که در مالکیت دولت قرار دارند، سیاست‌گذاران و مسؤولان پولی، نرخ سود حداقل را برای سپرده‌گذاران تعیین کردند تا جذابیت سپرده‌های بانکی را تضمین کنند. گزارش‌های گوناگون بانک مرکزی ایران نشان می‌دهد که نرخ‌های سود حداقل از ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۰ به میزان ۸ درصد برای سپرده‌های کوتاه‌مدت، ۱۰ درصد برای سپرده‌های کوتاه‌مدت ویژه، ۱٤ درصد برای سپرده‌های یکساله، ۱۵ درصد برای سپرده‌های دوساله، ۱٦ درصد برای سپرده‌های سه‌ساله و ۱۸/۵ درصد برای سپرده‌های پنجساله تعیین شده بود. از اردیبهشت ماه ۱۳۸۰، این نرخ‌های حداقل کاهش یافت و به ۷ درصد برای سپرده‌های کوتاه‌مدت، ۱۳ درصد برای سپرده‌های یکساله و ۱۷ درصد برای سپرده‌های پنجساله رسید. با توجه به نرخ تورم تقریبی ۳۵ درصدی در ایران می‌توان نتیجه گرفت که یک هدف آشکار این نرخ‌های سود حداقل، تقلیل کاهش ارزش تعهدهای مالی ناشی از این نرخ تورم بالا است.

پس از این توضیح، اکنون اقتصادی را با یک مصرف‌کنندهٔ منفرد در جایگاه نمایندهٔ تمام مصرف‌کنندگان همانند در نظر می‌گیریم. این مصرف‌کننده تابع مطلوبیت ذیل را حداکثر می‌کند.

$$E\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(c_t, c_t^*, S_t)\}, \qquad (1)$$

www.SID.ir

Archive of SID

در این‌جا منظور از c_t و c_t^* به ترتیب کالاهای مصرفی بی‌دوام داخلی و خارجی به ارزش واقعی هستند. S_t جریان خدمات هر واحد از زمان است که از دارایی‌های مانده‌های نقد واقعی داخلی و خارجی به‌دست می‌آید. E یک عملگر انتظاری است و $0 < \beta < 1$ است.

در تمام بحث‌های اقتصادی فرض می‌شود که تابع مطلوبیت صعودی یا افزایشی، به‌طور کامل مقعر و پیوسته است. اگر فرض کنیم برای هر c و c^* رابطهٔ $\lim_{s\to 0} U_s(c,c^*,S) = \infty$ که در آن $U_s = \partial U(c,c^*,S)/\partial s$ است، صادق باشد، در آن‌صورت، تقاضا برای خدمات حاصل از پول همیشه مثبت خواهد بود.

فرض کنید جریان خدمات حاصل از دارایی‌های مانده‌های نقدی واقعی، تابعی از هر دو متغیر ذخیره‌های داخلی و خارجی مانده‌های نقدی واقعی باشد. همچنین فرض کنید که پول خارجی، دلار امریکا باشد و همانند استوکمن (۱۹۸۰)، لوکاس (۱۹۸۲)، گوداتی (۱۹۹۳) و هنگ (۱۹۹۹) فرض کنید هزینه‌های انجام‌شده بر روی کالاهای داخلی و خارجی، به‌ترتیب به‌وسیلهٔ پول‌های داخلی و خارجی انجام می‌شود.

به بیان دقیق‌تر، رابطهٔ ذیل برقرار است.

$$S_t = S(m_t, m_t^*) \qquad (۲)$$

که در آن، منظور از m پول داخلی به ارزش واقعی است (M/P) و m^* پول خارجی به ارزش واقعی (M^*/P^*) است.

افزون بر این، فرض می‌کنیم که $S_m = \partial S(m,m^*)/\partial m > 0$ و $S_{m^*} = \partial S(m,m^*)/\partial m^* > 0$ باشد.

مصرف‌کنندهٔ مفروض، رابطهٔ ۱ را با توجه به قید بودجهٔ ذیل حداکثر می‌کند.

$$\tau_t + y_t + (1+\pi_t)^{-1} m_{t-1} + q_t(1+\pi_t^*)^{-1} m_{t-1}^* + (1+\pi_t)^{-1}(1+r_t)d_{t-1} +$$
$$q_t(1+\pi_t^*)^{-1}(1+r_{t-1}^*)d_{t-1}^* = c_t + q_t c_t^* + m_t + q_t m_t^* + d_t + q_t d_t^* \qquad (۳)$$

که در آن τ_t ارزش واقعی هر مالیات مقطوع یا پرداخت‌های انتقالی است که مصرف‌کننده پرداخت یا دریافت می‌کند. q_t نرخ ارز واقعی است که به‌صورت $e_t p_t^*/p_t$ تعریف می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

e_t نرخ ارز اسمی بازار (غیررسمی) یا به‌عبارتی دیگر، قیمت داخلی ارز خارجی است.

p_t و p_t^* به‌ترتیب سطوح قیمت داخلی و خارجی برای کالاهای داخلی و خارجی است.

y_t درآمد جاری واقعی است که افراد دریافت می‌کنند.

m_{t-1}^* دارایی‌های پولی خارجی به ارزش واقعی در شروع دوران مورد بررسی است.

d_t سپردهٔ کوتاه‌مدت داخلی یکساله به ارزش واقعی است که انتظار داریم با توجه به اطلاعات جاری (I_t) نرخ سودی برابر با $E(r_{t+1} \mid I_t) = r_t^e$ واحد پولی به آن‌ها پرداخت شود.

d_t^* سپرده‌های کوتاه‌مدت یکسالهٔ خارجی برحسب ارزش واقعی هستند که به آن‌ها بهرهٔ از پیش تعیین‌شده‌ای برابر با r_t^* واحد پولی پرداخت می‌شود. افزون بر این، فرض کنید d_t و d_t^* یگانه دارایی‌های قابل سپرده‌گذاری باشند.

مدل بالا، همان مدل متعارف است با این تفاوت که در آن نرخ بازده دارایی‌های یکساله برخلاف حالت معمول، از پیش تعیین‌شده نیست.

حال، مطلوبیت را به‌صورت ذیل تعریف کنید:

$$U_c = \partial U(c, c^*, m, m^*) / \partial c$$

$$U_{c^*} = \partial U(c, c^*, m, m^*) / \partial c^*$$

$$U_s = \partial U(c, c^* m, m^*) / \partial S$$

S_t و λ_t را مطلوبیت نهایی ثروت در زمان t در نظر بگیرید. با جایگذاری از رابطهٔ ۲ در رابطهٔ ۱ و سپس حداکثرکردن ترجیح‌های ناشی از d، c، c^*، m و m^* درباره قید بودجه، وضعیت مرتبهٔ اول ذیل به‌دست می‌آید:

$$U_{ct} + \lambda_t = 0 \qquad (٤)$$

$$U_{c^*t} + \lambda_t q_t = 0 \qquad (٥)$$

$$U_{st} S_{mt} + \lambda_t - \beta \lambda_{t+1}^e (1 + \pi_{t+1}^e)^{-1} = 0 \qquad (٦)$$

$$U_{st} S_{m^*t} + \lambda_t q_t - \beta \lambda_{t+1}^e q_{t+1}^e (1 + \pi_{t+1}^{*e})^{-1} = 0 \qquad (٧)$$

$$\lambda_t - \beta \lambda_{t+1}^e (1 + r_{t+1}^e)(1 + \pi_{t+1}^{*e})^{-1} = 0 \qquad (٨)$$

$$\lambda_t q_t - \beta \lambda_{t+1}^e q_{t+1}^e (1 + r_t^*)(1 + \pi_{t+1}^{*e})^{-1} = 0 \qquad (٩)$$

www.SID.ir

Archive of SID

توجه کنید که جملهٔ $x^{e}_{t+1} = E(x_{t+1} \mid I_t)$ انتظارات مشروط x_{t+1} دربارهٔ اطلاعات جاری داده شدهٔ I_t است. با استفاده از رابطه‌های ٤ و ٥ می‌توان نوشت:

$$U_{ct} / U_{c^*t} = 1/q_t \qquad (١٠)$$

رابطه ١٠ نشان می‌دهد که نرخ نهایی جانشینی بین کالاهای داخلی و خارجی برابر با قیمت نسبی این کالاها است. از حلّ رابطه‌های ٥، ٧ و ٩ رابطهٔ ذیل حاصل می‌شود.

$$U_{c^*t}(1+r_t^*)^{-1} + U_{st}S_{m^*t} = U_{c^*t} \qquad (١١)$$

رابطهٔ ١١ نشان می‌دهد که سود نهایی مورد انتظار از افزایش در دارایی‌های پولی خارجی در زمان t باید با مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف کالاهای خارجی در زمان t برابر باشد. توجه کنید که دارایی‌های پولی خارجی با مطلوبیت حاصل از خدمات آن دارایی‌ها رابطهٔ مستقیم دارد. افزون بر این، از رابطهٔ ٩، رابطهٔ $U_{c^*t} = \beta\lambda^{e}_{t+1}q^{e}_{t+1}(1+r_t^*)(1+\pi^{*e}_{t+1})^{-1}$ حاصل می‌شود. براساس این رابطه، انتظار داریم که پول خارجی واقعی که به شکل سپرده‌های خارجی سرمایه‌گذاری شده است، ارزشی برابر با $\beta\lambda^{e}_{t+1}q^{e}_{t+1}(1+r_t^*)(1+\pi^{*e}_{t+1})^{-1}$ داشته باشد؛ در نتیجه، کل سود نهایی حاصل از پول در زمان t برابر با $U_{c^*t}(1+r_t^*)^{-1} + U_{st}S_{mt} = U_{ct}$ است.

به‌طور مشابه، از رابطه‌های ٤، ٦ و ٨ رابطهٔ ذیل به‌دست می‌آید.

$$U_{ct}(1+r_t^{e})^{-1} + U_{st}S_{mt} = U_{ct} \qquad (١٢)$$

رابطهٔ ١٢ نشان می‌دهد که سود نهایی مورد انتظار از افزایش دارایی‌های جاری داخلی در زمان t باید برابر با مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف کالاهای داخلی در زمان t باشد. به‌منظور ارائهٔ یک نمونهٔ پارامتریک از رابطهٔ ١٢، رابطهٔ ٢ را در رابطهٔ ١ جایگزین و فرض می‌کنیم که نتیجهٔ مطلوبیت غیرمستقیم، تابع آنی* به شکل ذیل باشد.

$$U(c_t, c^*, m_t, m_t^*) = (1-\sigma)^{-1}[c_t^{\alpha 1}c_t^{*\alpha 2}m_t^{\eta 1}m_t^{*\eta 2}]^{1-\sigma} \qquad (١٣)$$

که در آن σ، α_1، α_2، η_1 و η_2 پارامترهایی مثبت هستند.

---

* Instantaneous Function.

www.SID.ir

Archive of SID

تقاضا برای پول واقعی داخلی با استفاده از رابطه‌های ۱۲ و ۱۳ به‌صورت ذیل است:

$$m_t = (\eta_1 c_t) / \alpha_1 r^e_{t+1} (1 + r^e_{t+1})^{-1} \qquad (۱٤)$$

که در آن رابطه‌های ذیل برقرار می‌شود.

$$m_{ct} = \partial m_t / \partial c_t > 0$$

$$m_{ret+1} = \partial m_t / \partial r^e_{t+1} < 0$$

می توان رابطهٔ ۱٤ را به شکل ذیل نوشت.

$$\log(m_t) = \log(\eta_1) + \log(c_t) - \log(\alpha_1) - \log[r^e_{t+1}(1 + r^e_{t+1})^{-1}] \quad (۱۵)$$

فرض کنید که مصرف داخلی واقعی (c_t) نسبت ثابتی (ω) از درآمد واقعی داخلی (y_t) باشد. افزون بر این، فرض کنید اطلاعات جاری مرتبط با r^e_{t+1} برآورد شده، شامل نرخ تورم جاری (π_t)، نرخ بهرهٔ خارجی (r^*_t) و نرخ واقعی ارز (q_t) باشند. بنابراین، رابطهٔ ذیل را می‌توان نوشت:

$$\log[r^e_{t+1}(1 + r^e_{t+1})^{-1}] = \theta_2 \pi_t + \theta_3 r^*_t + \theta_4 \log(q_t) + u_t \qquad (۱۶)$$

که در آن θها ضریب‌های ثابت و به‌صورت $\theta_2 > 0$، $\theta_3 \geq 0$ و $\theta_4 > 0$ هستند. u_t جملهٔ اخلالی است که اغتشاش سفید است و میانگین صفر دارد. در مورد ایران، از وقتی که بانک مرکزی در وضعیت تورمی شدید، برای جلب نظر مشتریان بانک‌ها، نرخ سود حداقلی را برای حساب‌های غیرجاری (مدت‌دار) تضمین کرد، $\theta_2 > 0$ شده است.

در نظام اسلامی، اکثر کارگزاران اقتصادی، انتظارات خود را بر پایهٔ نرخ بازده از پیش تعیین‌شده (r^*)، فرموله نمی‌کنند؛ در نتیجه، فرض می‌کنیم که $\theta_3 \geq 0$ است؛ اما به هر حال r^* هم‌چنان می‌تواند نیروی محرکی برای شکل‌گیری انتظارات درباره نرخ آیندهٔ سود در فعالیت‌های آربیتراژی آن دسته از دارندگان دارایی باشد که اساساً از ممنوعیت اسلامی رباخواری پیروی نمی‌کنند. در چنین وضعی، ممکن است علامت θ_3 را نتوان تعیین کرد.

در مورد θ_4 می‌توان چنین استدلال کرد که در اثر سود بیشتر، دست‌کم در بلندمدت،

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ ارز واقعی بالاتر باعث کاهش تقاضا برای واردات و افزایش تقاضا برای صادرات می‌شود. همچنین چون تقاضا برای واردات در کوتاه‌مدت بی‌کشش است، θ_4 در کوتاه‌مدت می‌تواند منفی باشد. با جایگزین‌کردن $c_t = \omega y_t$ و رابطهٔ ۱۶ در رابطهٔ ۱۵، تابع تقاضای نهایی برای ml به شکل ذیل به‌دست می‌آید.

$$\log ml_t = \beta_0 + \beta_1 \log y_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 r_t^* + \beta_4 \log q_t + u_t \qquad (۱۷)$$

که در آن $\beta_0 = \log(\eta_1) - \log(\alpha_1)$ است؛ $\beta_1 = \log(\omega)$، $\beta_2 = -\theta_2$ است. و $\beta_3 = \theta_3$ و $\beta_4 = \pm\theta_4$ است. افزون بر این، log m نشان‌دهنده، لگاریتم ذخایر پولی در تعریف محدود آن به ارزش واقعی (پول رایج + سپرده‌های دیداری) است. log y نشان‌دهنده لگاریتم GDP واقعی است؛ π نشان‌دهنده نرخ تورم CPI است. r^* نشان‌دهنده نرخ بهرهٔ بین بانکی لندن است، و log q لگاریتم نرخ ارز واقعی را نشان می‌دهد. در این‌جا شاخص CPI امریکا، نشان‌دهنده قیمت خارجی و شاخص CPI ایران، نشانگر قیمت داخلی است. U همانند پیش، جملهٔ اخلال است که بنابه فرض اغتشاش سفید با میانگین صفر است و βها ملاک‌های تخمینی هستند.

نظریه اصلی پیش‌بینی می‌کند که $\beta_1 > 0$، $\beta_2 < 0$، $\beta_3 \le 0$ و در بلندمدت $\beta_4 < 0$ و در کوتاه‌مدت $\beta_4 > 0$ است. اکنون توجه خود را به استخراج یک تابع قابل تخمین از تقاضا برای انباشته‌های پولی مشارکت در سود (d_t) معطوف می‌کنیم. از رابطه‌های ۱۰ و ۱۳ رابطهٔ ذیل به‌دست می‌آید.

$$c_t^* = \alpha_2 c_t / q_t \alpha_1 \qquad (۱۸)$$

همچنین با استفاده از رابطه‌های ۱۰ و ۱۱ و ۱۳ و ۱۸ می‌توان نوشت:

$$m_t^* = (\eta_2 c_t)/\alpha_1 q_t r_t^* (1 + r_t^*)^{-1} \qquad (۱۹)$$

فرض کنید که $\tau = 0$ و $d_t^* = \nu_0 r_t^{*\nu_1} y_t^{\nu_2}$ است که در آن νها ملاک‌های ثابت هستند. با جایگزین‌کردن $d_t^* (= \nu_0 r_t^{*\nu_1} y_t^{\nu_2})$، $\tau_1 (= 0)$ و $c_t (= \omega y_t)$ در رابطه‌های ۱۴، ۱۸ و ۱۹ و واردکردن این رابطه‌ها در خط بودجهٔ معرفی‌شده به‌وسیله رابطهٔ ۳،

www.SID.ir

Archive of SID

رابطهٔ ذیل استخراج می‌شود:

$$d_{t-1} = \frac{X_t}{R_t} \qquad (۲۰)$$

که در آن $R_t = \frac{(1+r_t)}{(1+\pi_t)}$ نشان‌دهنده نرخ سود واقعی است و Xt به‌صورت ذیل تعریف می‌شود.

$$(1+r^e_{t+1})^{-1} + q_t(\eta_2 \omega y_t)/a_1 r^*_t (1+r^*_t)^{-1} + d_t + q_t + \nu_0 r^{*\nu 1}_t y^{\nu 2}_t - y_t - (1+\pi_t)^{-1}$$
$$(\eta_1 \omega y_{t-1})/a_1 r^e_t (1+r^e_t)^{-1} - q_t(1+\pi^*_t)^{-1}(\eta_2 \omega y_{t-1})/a_1 r^*_{t-1}(1+r^*_{t-1})^{-1} - q_t(1+\pi^*_t)^{-1}$$
$$(1+r^*_{t-1})\nu_0 r^{*\ \nu 1}_{t-1}\ y^{\ \nu 2}_{t-1}$$

از معادلهٔ ۲۰ می‌توان رابطه‌های ذیل را استنتاج کرد:

$$d_t = \frac{X_{t+1}}{R_{t+1}}$$
$$d_{t+1} = \frac{X_{t+2}}{R_{t+2}}$$
$$d_{t+2} = \frac{X_{t+3}}{R_{t+3}}$$

اگر $d_{t+1}(=\frac{X_{t+2}}{R_{t+2}})$ در $d_t(=\frac{X_{t+1}}{R_{t+1}})$ جایگزین شود، d_{t+1} حذف می‌شود. با چنین حذف‌های پی در پی، سرانجام به معادله‌ای برای d_t دست می‌یابیم که تابعی از مقدارهای جاری و مورد انتظار r*، π*، R، q و y است.

توجه کنید که وقتی $t \to \omega$ میل کند، ارزش حال dt به سمت صفر گرایش می‌یابد. با استفاده از رابطهٔ $d_t = \frac{X_{t-1}}{R_{t+1}}$، به سادگی می‌توان نشان داد که $\partial d_t / \partial y_t > 0, \partial d_t / \partial r_t < 0, \partial d_t, < 0$ و $\partial d_t / \partial \pi^*_t, > 0$، و علامت $\partial d_t / \partial q_t$ نامشخص است.

مانند پیش، فرض می‌کنیم که سرمایه‌گذاران از اطلاعات جاری و در دسترس متغیرها به منظور پیش‌بینی مقدارهای آیندهٔ آن‌ها استفاده می‌کنند. تابع نهایی تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود به‌صورت رابطهٔ ذیل به‌دست می‌آید:

$$\log qm_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log \gamma_1 + \gamma_2 \pi_t + + \gamma_3 \pi^*_t + \gamma_4 r^*_t + \gamma_5 \log q_t + u_t \qquad (۲۱)$$

که در آن γها ملاک‌ها هستند و qm بازنویسی خاصی از d است. همان‌طور که پیش‌تر نشان داده شده، $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0, \gamma_3 > 0, \gamma_4 < 0$ و علامت $\gamma_5 < 0$ نامشخص است. توجه داشته باشید که π* نرخ تورم امریکا است که نماینده‌ای از نرخ تورم خارجی و r* نرخ بهرهٔ

www.SID.ir

Archive of SID

بین بانکی لندن است که در جایگاه نماینده‌ای از نرخ‌های بهرهٔ خارجی وارد مدل شده است.

مطابق با نظریه اصلی، در وضعیت ممنوعیت مطلق نرخ‌های بهرهٔ ثابت در اقتصاد، نرخی که براساس آن سود تقسیم می‌شود و نیز نرخ تورم انتظاری (به جای نرخ بهره) هزینه‌های فرصت درستی برای دارایی‌های پولی هستند. همچنین، توجه داشته باشید که در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، وجود نرخ‌های بهرهٔ ثابت مجاز است؛ ولی دولت‌ها به‌شدت این نرخ‌ها را کنترل می‌کنند. در مورد ایران، براساس قوانین ضد رباخواری، از ۱۳۶۳ نرخ‌های بهرهٔ ثابت ممنوع شد و سطح اعتبارات را مسؤولان مربوط کنترل می‌کنند.

مدل تقاضای پول ارائه‌شده در این مقاله که به‌صورت رابطهٔ ۲۱ است، از این نظر که نرخ سود مورد انتظار در نظام بانکداری را هزینهٔ فرصت کلیدی برای دارایی پولی در نظر می‌گیرد، منحصر به فرد است. بشیر (۲۰۰۲) اخیراً مدلی شبیه به مدل ما ارائه داده است؛ اما مدل او به یک اقتصاد بسته مربوط می‌شود. مدل ما همچنین با مدل‌های مبتنی بر مدل کاگانیان شامل مدل تالمن و همکاران (۲۰۰۳) و مدل ناگایاسو (۲۰۰۳) متفاوت است؛ زیرا ما هر دو نوع تورم داخلی و خارجی را عوامل تعیین‌کنندهٔ میزان دارایی‌های پولی در نظر گرفته‌ایم.

سرانجام، مدل ما از معادله‌های تقاضای پول کوتاه‌مدت ارائه‌شده به‌وسیله دارات (۱۹۸۸) و یوسفی و همکاران (۱۹۹۷) نیز متفاوت است. تابع تقاضای پول در رابطهٔ ۱۷ تابع عمومی است که مدل بلندمدت بدون وقفه برای تقاضای پول را ارائه می‌کند؛ یعنی نه وقفه‌ای برای متغیر وابسته و نه وقفه‌ای برای متغیرهای مستقل در جایگاه متغیرهای نوضیحی وارد مدل نشده است؛ البته توابع تقاضای بلندمدت پول دیگری مشابه رابطهٔ ۱۷ را استوک و واتسن (۱۹۹۳) و ماسیتلی و سپینلی (۲۰۰۰) نیز ارائه شده کرده‌اند. اکنون با توجه به مدل‌های نظری ارائه شده برای تقاضای پول، باید اعتبار تجربی این مدل‌ها را بررسی کرد و آن‌ها را از نظر ویژگی‌های پایداری و ثبات در برابر تغییرهای سیاستی آزمود. موضوع مهم در رابطهٔ ۱۷ یا ۲۱، فرم تابعی مناسب است. پس از تحقیق مؤثر و تعیین‌کنندهٔ گولد فلد (۱۹۷۳) در مورد تابع تقاضای پول برای امریکا، بسیاری از مطالعه‌های تجربی تقاضای پول برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه از فرم لگاریتمی برای تمام

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها در مدل استفاده می‌کنند. با این حال، اندیشه‌وران علم اقتصادسنجی از جمله گرینجر و نیو بولد (۱۹۷٤)، فیلیپس (۱۹۸٦) و استوک و واتسن (۱۹۸۹) نشان داده‌اند که متغیرهای لگاریتمی به‌طور معمول بی‌ثباتند و رابطهٔ رگرسیونی کاذب پدید می‌آورد؛ یعنی رگرسیون پدید آمده به‌وسیله این متغیرها دارای R_2 اغراق‌آمیز است. همچنین نتیجه‌گیری حاصل از چنین مدلی، غیرصحیح است؛ زیرا توزیع آماره‌های F و t غیرنرمال است؛ بنابراین، بسیار مهم است که وجود ریشه‌های واحد در سری‌های زمانی گذشته آزموده، و مدلی تخمین زده شود که در صورت لزوم هر یک از متغیرهای آن برای رفع ناپایایی، تفاضل‌گیری شود.

۲ـ۲. داده‌ها و نتیجه‌های حاصل از آزمون هم‌جمعی

مدل نظری ارائه‌شده در این مقاله با استفاده از داده‌های فصلی ایران در طول دورهٔ واپسین فصل سال ۱۳٤٤ تا سومین فصل سال ۱۳۸۰ تحت آزمون تجربی قرار گرفته است. منبع داده‌ها لوح فشردهٔ مربوط به قسمت آمارهای مالی بین‌المللی سازمان صندوق بین‌المللی پول است.* جدول ۱ اطلاعات آماری وصفی و خلاصه‌شدهٔ داده‌ها را ارائه می‌دهد. در جدول ۲ نتیجه‌های حاصل از آزمون‌های ریشه‌های واحد دیکی ــ فولر و فیلیپس ـ پرون گزارش شده است. همان‌طور که این نتیجه‌ها نشان می‌دهد، تمامی متغیرها به جز نرخ تورم و نرخ ارز واقعی، در سطح، ناپایا هستند؛ اما با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

* تعدادی از مشاهدات مربوط به برخی از سال‌های اولیهٔ تحقیق موجود نبودند که از آمارهای استفاده شده در مقالهٔ یوسفی و دیگران (۱۳۷٦) اقتباس شده‌اند. مشاهدات مفقود M1 شامل مشاهدات مربوط به نخستین فصل سال ۱۳٦۳ تا چهارمین فصل سال ۱۳٦٤ است و مشاهدات مفقود شاخص قیمت مصرف‌کننده شامل دومین فصل سال ۱۳۶۵ تا نخستین فصل سال ۱۳٦۷می‌شود و مشاهدات مفقود شبه‌پول (سپرده‌های مدت‌دار دارای بهره و سپرده‌های پس‌انداز)، شامل سومین فصل سال ۱۳۵۷ و ۱۳٦۳ و همچنین مشاهدات مربوط به این متغیر از نخستین فصل سال ۱۳٦٤ تا چهارمین فصل سال ۱۳٦٤ است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱: آمار وصفی دوره زمانی مورد بررسی: فصل اول ۱۹۶۶ تا فصل چهارم ۲۰۰۱

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
Log m1	۵/۵۷	۰/۷۰	۳/۹۴	۶/۱۸
Log qm	۵/۵۲	۰/۷۹	۳/۳۷	۶/۳۰
Log y	۷/۲۷	۰/۴۷	۶/۰۳	۷/۸۵
π	۱۵/۰۴	۱۶/۵۸	-۲۵/۰۰	۷۸/۳۸
Log q	۸/۲۸	۰/۵۹	۷/۲۲	۹/۲۵
r^*	۷/۷۱	۳/۱۵	۲/۱۴	۱۸/۵۰
π^*	۴/۸۶	۲/۷۰	۰/۷۹	۱۲/۸۹

توضیح: Log m1 نشان‌دهنده لگاریتم واقعی (تقاضای سپرده‌های بدون بهره به‌اضافه پول در دست مردم) است. log qm نشان‌دهنده لگاریتم انباشته‌های پولی مشارکت در سود و زیان (سپرده‌های مدت‌دار و سپرده‌های پس‌انداز که به آن‌ها سود تعلق می‌گیرد) است. Log y لگاریتم GDP واقعی را نشان می‌دهد. π نشان‌دهنده نرخ تورم است که همان CPI سالانه درصدی به‌شمار می‌رود (نرخ تورم فصلی ضرب در ۴۰۰). لگاریتم q، نشانگر لگاریتم نرخ ارز واقعی است که به‌صورت نرخ ارز ریال- دلار بازاری (قیمت داخلی یک دلار امریکا) ضرب در CPI آمریکا تقسیم بر CPI ایران تعریف شده است. r^* نرخ بهرهٔ بین بانکی لندن (LIBOR) را نشان می‌دهد. π^* نشان‌دهنده نرخ تورم امریکا است که به‌صورت تورم خارجی برای ایران وارد مدل شده. همچنین مقدارهای اسمی به‌وسیلهٔ شاخص CPI به مقدارهای واقعی تبدیل شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲: نتیجه‌های آزمون ریشهٔ واحد

متغیرها	مقادیر مطلق: دیکی فولر تعمیم‌یافته t آمارهٔ	مقادیر مطلق: فیلیپس ـ پرون z آمارهٔ
ln مقادیر در سطح:		
$\log ml(4)$	۲/۶۳	۲/۹۲
$\log qm(2)$	۴/۷۹**	۴/۶۳**
$\log y(4)$	۲/۳۶	۲/۵۳
$\pi(20)$	۳/۹۱**	۹/۲۹**
$\log q(0)$	۱/۲۵	۱/۲۶
$r^*(2)$	۱/۸۱	۲/۱۵
$\pi^*(2)$	۲/۰۱*	۳/۳۸*
ln مقدار در تفاضل اول (Δ):		
$\Delta \log ml(3)$	۴/۶۴**	۱۵/۰۹**
$\Delta \log y(3)$	۴/۱۱**	۸/۵۲**
$\Delta \log q(0)$	۱۰/۹۷**	۱۱/۰۴**
$\Delta r^*(1)$	۹/۶۷**	۱۰/۰۴**
$\Delta \pi^*(1)$	۱۴/۳۶**	۱۶/۳۶**

توضیح: تمام آزمون‌ها شامل یک مقدار ثابت و یک روند هستند. علامت * نشان‌دهنده رد فرض صفر مبنی بر ناپایایی (ریشه واحد) در سطح معناداری ۵ درصد و علامت ** نشان‌دهنده رد فرض صفر در سطح معناداری ۱ درصد است. اعداد درون پرانتزها وقفهٔ مناسب انتخاب‌شده به‌وسیله شاخص آکائیک (AIC) را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

از انجا که این مدل حداقل شامل دو متغیر هم‌جمع از درجهٔ یک (۱) است، گام بعدی بررسی وجود رابطهٔ هم‌جمعی بین متغیرها است. اگرچه متغیرهای ناپایا طی زمان به‌طور گسترده‌ای گرایش به واگرایی دارند، گروهی از این متغیرها ممکن است به‌گونه‌ای باشند که یک ترکیب خاص از آن‌ها هم‌جمع، یا به‌عبارتی دیگر، همگرا باشند. در چنین وضعی، گفته می‌شود که این متغیرها هم‌جمع یا دارای رابطهٔ تعادلی بلندمدت هستند؛ بنابراین، وجود رابطهٔ بلندمدت و مطمئنی که این‌دو تقاضا برای انباشته‌های پولی جایگزین (M_1 و سپرده‌های مشارکت در سود) را (با عوامل تعیین‌کنندهٔ آن‌ها براساس مدل‌های ۱۷ و ۲۱) به هم متصل کند، می‌آزماییم. اگر یک رابطهٔ هم‌جمعی وجود داشته باشد، انحراف‌ها و تغییرها کوتاه‌مدت از تعادل باید در طول زمان به‌تدریج برطرف شود.

برای آزمون وجود دست‌کم یک رابطهٔ هم‌جمعی بین هر کدام از انباشته‌های پولی و عوامل تعیین‌کننده آن‌ها در ایران، با توجه به نرخ بهرهٔ خارجی برون‌زا و نرخ تورم خارجی برون‌زا، از آزمون هم‌جمعی یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۱) استفاده کردیم. برخلاف آزمون دو مرحله‌ای انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، آزمون یوهانسن و جوسیلیوس، قادر به تشخیص‌بردارهای هم‌جمعی چندگانه در صورت شمول مدل بر سه متغیر یا بیشتر است؛ اما همانند بسیاری از آزمون‌های سری زمانی، آزمون یوهانسن و جوسیلیوس به‌وجود همبستگی سریالی حساس است؛ بنابراین، ما از روش ضریب لاگرانژ (LM) استفاده می‌کنیم تا اطمینان حاصل شود که وقفه‌های استفاده‌شده در مدل برای رسیدن به پسماندهای اغتشاش سفید به اندازهٔ کافی طولانی است. همچنین، نتیجهٔ آزمون‌های آماری را نیز به‌منظور تصحیح پیش‌داوری‌های بالقوه‌ای که در نتیجهٔ استفاده از نمونه حاصل می‌شود، اصلاح کرده‌ایم (نگاه کنید به چیانگ و لای، ۱۹۹۳).

جدول ۳ نتیجهٔ حاصل از آزمون‌های اثر λ_{max} و حداکثر مقدار ویژه (λmax) در وقفه ٤ برای رابطهٔ ۱۷ را ارائه می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳: نتیجه‌های آزمون رتبهٔ هم‌جمعی (مدل M1)

$H_0=r$	λ_{max}	C.V. 95%	Trace	C.V 95%
۰	۳۶/۴	۲۸/۱۴	۷۵/۰۷	۵۳/۱۲
۱	۱۷/۷۳	۲۲/۰۰	۶۵/۲۰	۳۴/۹۱
۲	۱۴/۴۲	۱۵/۶۷	۲۰/۹۳	۱۹/۹۶
۳	۶/۵۰	۹/۲۴	۶/۵۰	۹/۲۴

آزمون‌های تشخیصی:

LM (1)	P-Value = ۰/۰۵
LM (4)	P-Value = ۰/۱۱
Normality	P-Value = ۰/۰۰

توضیح: آماره‌های آزمون حداکثر مقدار ویژه برای نمونهٔ کوچک براساس فرایندی که چیانگ و لای (۱۹۹۳) طراحی کردند، اصلاح شده است و آماره‌های اثر با استفاده از فرایند یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۱) اصلاح شده است. مقدارهای بحرانی ۹۵ درصد از استروالد لندوم (۱۹۹۲) به‌دست آمده‌اند. وقفهٔ مناسبی که باقی‌مانده‌ها را بی‌اغتشاش می‌کند، ٤ فصل است. LM (1) و LM(4) به‌ترتیب آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی درجه‌های ۱ و ٤ هستند. آزمون نرمال‌بودن نیز جاکو برا (JB) است.

این وقفه برای برطرف‌کردن خود همبستگی نشان داده شده به‌وسیله آزمون‌های تشخیصی در این جدول مناسب است. یگانه مشکل باقیمانده توزیع غیرنرمال جمله‌های اخلال است که با توجه به‌نظر یوهانسن* در مقالهٔ خود (۱۹۹۵a)، انحراف از حالت توزیع نرمال در آزمون‌های هم‌جمعی نگران‌کننده نیست. آزمون λ_{max} فرضیهٔ $r = 0$ را در سطح اطمینان ۵ درصد رد می‌کند، در حالی که فرضیهٔ $r \leq 1$ رد نمی‌شود و بنابراین $r = 1$ است.

* Johansen.

www.SID.ir

Archive of SID

بر طبق آزمون اثر، فرضیهٔ $r \leq 1$ در سطح ۵ درصد رد می‌شود، در حالی که نمی‌توان فرضیهٔ $r \leq 2$ را رد کرد. این امر دلالت بر این دارد که $r = 2$ است. به‌منظور دستیابی به درجهٔ همبستگی، ماتریس قرینه‌ای را تخمین زدیم، نتیجه نشان داد که تمامی ریشه‌ها برابر با یک یا کمتر از یک هستند. دو ریشهٔ بزرگتر هر دو ≈ 1 ۰/۹۷۲۹ هستند که به‌وسیله یک زوج ریشهٔ مختلط با قدر مطلق $0.8623 \neq 1$ دنبال می‌شوند؛ این امر بر وجود دو ریشهٔ واحد دلالت دارد. از آن‌جا که تعداد روندهای تصادفی معمول در مدل باید با تعداد ریشه‌های واحد در ماتریس قرینه سازگار باشد،* نتیجه می‌گیریم همان‌گونه که آزمون اثر نشان می‌دهد، $r = 2$ است.

تخمین توابع تقاضای بلندمدت پول

بنا به نظریه گرینجر (۱۹۸۶)، وجود هم‌جمعی بین متغیرها بر این دلالت دارد که پویایی نظام می‌تواند با مدل‌های تصحیح خطا نشان داده شود. در صورت وجود رابطه‌های هم‌جمعی چندگانه، بردارهای هم‌جمعی را باید تعیین کرد. به‌عبارتی دیگر، برای این‌که ضرایب تخمینی رابطه‌های هم‌جمعی از نظر اقتصادی معنادار باشند، باید محدودیت‌هایی وضع شود تا از منحصر به فرد بودن این ضریب‌ها مطمئن شد. در این زمینه، آزمونی مطابق با روش یوهانسن (۱۹۹۵b) و کیا (۲۰۰۳) برای بررسی فرضیه‌های اقتصادی مبتنی بر وجود بردارهای هم‌جمعی انجام شد. در این آزمون، وجود هم‌جمعی بین نرخ تورم و نرخ ارز واقعی بررسی شد. به‌عبارتی دیگر، آزمون کردیم که آیا رابطهٔ بلندمدت زیر بین متغیرهای گفته شده وجود دارد یا نه؟

$$\pi_t = \chi_0 + \chi_1 \log q_t + U_t \qquad (۲۲)$$

در رابطهٔ پیشین χها ضریب‌ها ثابت هستند. براساس این رابطه، در قیمت خارجی معیّن، نرخ ارز اسمی بالاتر، واردات را گران‌تر می‌کند و در اثر آن در مرحلهٔ بعد، قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد. افزون بر این، نرخ ارز اسمی بالاتر، قیمت‌های

* توجه کنید که چون نرخ بهرهٔ خارجی برون‌زا است، فقط ٤ متغیر درون‌زا در رابطهٔ ۱۷ وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

خارجی مربوط به صادرات را کاهش و در نتیجه تقاضا برای صادرات را افزایش می‌دهد. افزایش تقاضا برای صادرات بر روی منابع داخلی فشار وارد خواهد کرد و این امر نیز قیمت‌های داخلی را در مرحلهٔ بعد افزایش خواهد داد. این فعل و انفعالات به معنای این است که $\chi_1 > 0$ است. به سبب این قید، با وجود این‌که شرط رتبه‌ای ارضا نمی‌شود، سامانه مورد بحث فرا تشخیص می‌شود، به‌منظور تأمین این شرط رتبه‌ای، یک محدودیت صفر را بر روی ضریب ثابت رابطهٔ ۱۷ اعمال کردیم. این محدودیت‌ها ملاحظه‌های اقتصادی، تجربی و عمومی را تضمین می‌کنند (ر.ک: یوهانسن و جوسیلیوس، ۱۹۹۱).

رابطهٔ ۲۳ که در پایین آورده شده، تخمین رابطهٔ تورم و تقاضای بلندمدت مقید M_1 را نشان می‌دهد. این‌جا ارقام درون پرانتزهای ذیل پارامترهای تخمینی، انحراف معیارها را نشان می‌دهند.

$$\pi_t = -9198.56 + 707.43 \log q_t \qquad (۲۳)$$
$$(1135.81)\quad (134.48)$$

تمام ضریب‌ها از نظر آماری معنادار هستند و همان علایم صحیح پیش‌گفته را دارند. طبق آزمون مجذور کای نمی‌توان معادلهٔ تورم بلندمدت فرض شده را رد کرد؛ بنابراین، شرط رتبه‌ای ارضا می‌شود (آمارهٔ مجذور کای مربوط ۳/۷۸ با سطح احتمال خطای ۰/۱۵ است).

رابطهٔ ۲٤ رابطهٔ تقاضای بلندمدت مقید برای M1 واقعی را نشان می‌دهد.

$$\log ml_t = 1.61 \log y_t - 0.04\pi t - 0.04 r_t^* - 0.57 \log q_t \qquad (۲٤)$$
$$(0.18)\qquad (0.01)\quad (0.03)\quad (0.15)$$

در این رابطه نیز علایم تمام ضریب‌های بلندمدت برآورد شده از لحاظ نظری صحیح است و همهٔ ضریب‌ها، به جز ضریب نرخ بهرهٔ خارجی، از نظر آماری معنادار هستند؛ البته، همان‌گونه که انتظار است، در اقتصاد مبتنی بر ممنوعیت نرخ بهرهٔ ثابت، ضریب نرخ بهرهٔ از پیش تعیین‌شدهٔ خارجی، از نظر آماری باید بی‌معنا باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به این نکته که نتیجه‌های آزمون یوهانسن و جوسیلیوس به طول وقفه حساس است، جدول ٤ نتیجه‌های حاصل از وقفه‌های ٦ فصلی را ارائه می‌دهد.*

جدول ٤: نتیجه‌های آزمون رتبهٔ هم‌جمعی (مدل تقاضای برای سپرده‌های مشارکت در سود و زیان)

H_0=r	λ_{max}	C.V. 95%	Trace	C.V 95%
۰	۴۰/۰۳	۲۸/۱۴	۸۲/۲۴	۵۳/۱۲
۱	۲۱/۵۵	۲۲/۰۰	۴۲/۲۰	۳۴/۹۱
۲	۱۳/۰۷	۱۵/۶۷	۲۰/۶۵	۱۹/۹۶
۳	۷/۳۸	۹/۲۴	۷/۳۸	۹/۲۴
آزمون‌های تشخیصی:				
LM (1)	P-Value = ۰/۱۲			
LM (4)	P-Value = ۰/۵۴			
Normality	P-Value = ۰ ۰۰			

توضیح: به موارد ذکرشده در جدول ۳ مراجعه شود.

طبق این نتیجه‌های، آزمون λ_{max}، فرضیهٔ $r = ۰$ را در سطح ۵ درصد رد می‌کند و فرضیهٔ $r \leq ۱$ را رد نمی‌کند. این امر نشان می‌دهد که $r = ۰$ است. از طرفی دیگر، آزمون اثر، فرضیهٔ $r \leq ۱$ را در سطح ۵ درصد رد می‌کند، اما فرضیهٔ $r \leq ۲$ را رد نمی‌کند. بنابراین $r = ۲$ است. در ضریب‌های تخمین زده‌شدهٔ مقدارهای ویژهٔ ماتریس متقارن، تمامی ریشه‌ها برابر با یک یا نزدیک به یک هستند و بزرگترین ریشه $۱ \approx ۰/۹۸۱۷$ است که وسیله ریشهٔ مختلط با قدرمطلق $۰/۹۴۴۴ \neq ۱$ دنبال می‌شود. این نتیجه‌ها دلالت بر این دلالت دارد که فقط یک ریشه وجود دارد؛ بنابراین، همان‌طور که آزمون λ_{max} نشان می‌دهد می‌توان نتیجه گرفت که $r=۱$ است. تابع برآورد شده تقاضای بلندمدت برای انباشته‌های پولی مشارکت در سود به‌صورت ذیل ارائه می‌شود. در این رابطه اعداد درون کروشه که پایین ضریب‌های تخمینی ذکر شده‌اند، سطح احتمال خطای متناظر برای آزمون‌های مجذور کای را نشان می‌دهند.

$$\log qm_t = \underset{[0.90]}{-0.97} + \underset{[0.60]}{0.64}\log y_t - \underset{[0.00]}{0.11}\pi_t + \underset{[0.00]}{0.57}\pi_t^* + \underset{[0.00]}{0.43}\pi_t^* + \underset{[0.24]}{0.63}\log q_t \quad (۲۵)$$

* توجه کنید که چون نرخ تورم و نرخ بهرهٔ خارجی برون‌زا هستند، فقط ٤ متغیر درون‌زا در رابطهٔ ۲۱ وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

در این رابطه، علامت ضریب درآمد واقعی مثبت و صحیح؛ اما از نظر آماری بی‌معنا است. علایم تمام ضریب‌های دیگر، همانند درآمد، صحیح و مطابق با نظریه است و به غیر از ضریب ثابت و ضریب نرخ ارز واقعی، همگی از نظر آماری معنادارند؛ یعنی حتی ضریب نرخ بهرهٔ خارجی نیز معنادار است. این‌دو نتیجهٔ اخیر غافلگیر می‌کند؛ زیرا از نظر آماری، ضریب درآمد واقعی معنادار نیست؛ ولی ضریب نرخ بهرهٔ خارجی معنادار است. نتیجهٔ دوم معمای جالبی است، زیرا بخش گسترده‌ای از سپرده‌های مشارکت در سود از وام‌های (حساب های) قرض‌الحسنه‌ای تشکیل شده که اصولاً نباید به بازده فیزیکی واکنش نشان دهند.* توضیح احتمالی برای توجیه این پدیده این است که چون آمارهٔ مجذور کای بر مبنای متغیرهای ناپایا محاسبه شده است، برای نتیجه‌گیری خیلی قابل اعتماد نیست.**

تخمین‌های معادله‌های تقاضای بلندمدت پول، مدل‌های مشروط

به‌منظور دستیابی به مدلی با متغیرهای پایا، پسماندهایی با یک وقفه از معادلهٔ هم‌جمع واقعی به‌دست آوردیم که در این‌جا پسماندهای وقفه‌دار جملهٔ تصحیح خطا (EC) نامیده می‌شوند. ضریب جملهٔ تصحیح خطا نشانگر فرآیند و سرعت تعدیل دارایی‌های پولی از

---

* سهم این وام‌ها (سپرده‌های قرض‌الحسنه) در انباشته‌های پولی مشارکت در سود و زیان از ۱۱ درصد در اسفند ۱۳۷۳ به ۱۷ درصد در اسفند ۱۳۷۹ افزایش یافته است. این اطلاعات با استفاده از گزارش‌های گوناگون منتشرشده به‌وسیله بانک مرکزی ایران به‌دست آمده است. توجه داشته باشید که بانک‌ها در ایران هیچ نوع سودی به سپرده‌های قرض‌الحسنه نمی‌پردازند، آن‌ها موظفند {طبق قانون بخشی از} این ذخیره‌ها را به شکل وام‌های بدون بهره به افراد بدهند. اگرچه، اطلاعات غیررسمی نشان می‌دهند که بانک‌های دولتی در ایران، که در این کشور اکثریت را به خود اختصاص داده‌اند، به‌طور تقریبی ۱ تا ۳ درصد سود به سپرده‌های قرض‌الحسنه می‌پردازند، هیچ مدرک رسمی که اثبات‌کنندهٔ این نرخ‌های پرداختی باشد به‌دست نیامد.

** هنگامی که تعداد مشاهدات افزایش می‌یابد، میانگین متغیر ناپایا به‌سمت مقدار حقیقی خود گرایش می‌یابد و توزیع $(\frac{E(X_t)-X_t}{\sqrt{n}})$ برای $X=\log y$ و r^* و $\log q$ به سرعت به‌سمت نرمال‌شدن می‌رود. واریانس تخمین‌زننده، ممکن است وقتی $n\to\infty$ میل می‌کند، به سرعت افزایش یابد؛ پس حتی برای نمونه‌های بسیار بزرگ نیز ممکن است معادلهٔ محدود مرکزی کاربرد نداشته باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

حالت کوتاه‌مدت به حالت بلندمدت آن‌هاست.

نتیجه‌های مربوط به مدل‌های تصحیح خطا (ECM) برای M1 و سپرده‌های مشارکت در سود به‌ترتیب در جدول‌های ۵ و ۶ ارائه شده است.

جدول ۵: مدل تصحیح خطا: تخمین‌های مربوط به متغیرهای ابزاری (متغیر وابسته: $\Delta \log ml_t$)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آزمون ثبات هانسون L_i (مقدار بحرانی در سطح ۵٪ معناداری، ۰/۴۷ است)
Constant	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۵
$\Delta \log ml_{t-1}$	-۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۲۵
$\Delta \log ml_{t-3}$	-۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۱۱
$\Delta \log ml_{t-4}$	۰/۲۴	۰/۰۶	۰/۴۸
$\Delta \log ml_{t-5}$	-۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۲۵
$\Delta \log y_{t-3}$	۰/۳۷	۰/۰۶	۰/۲۸
$\Delta \pi_t$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۱۹
$\Delta \pi_{t-1}$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۳
$\Delta \pi_{t-2}$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۱۱
$\Delta \pi_{t-3}$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۱۸
EC_{t-2}	-۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸
$\Delta \log q_t$	۰/۱۳	۰/۰۴	۰/۱۵
Oil	-۰/۱۴	۰/۰۳	پیش از آزمون ثبات، به‌منظور پرهیز از ماتریس نامعکوس، متغیر وابسته برای این متغیرهای مجازی تعدیل شد.
Q2	-۰/۰۵	۰/۰۱	
Q3	-۰/۰۴	۰/۰۱	
Q4	-۰/۰۳	۰/۰۱	
آزمون ثبات هانسون L_t روی واریانس ECM			۰/۱۹
آزمون ثبات مشترک (ضریب‌ها و انحراف معیار) هانسون L_C (متغیر بحرانی در سطح ۵٪ معناداری ۳/۵۸ است).			۲/۳۰

توضیح: نفت، متغیری مجازی برای محاسبه شوک نفتی مربوط به فصل چهارم ۱۹۷۳ و

www.SID.ir

Archive of SID

فصل اول ۱۹۷٤ است. Q2، Q3 و Q4 به‌ترتیب متغیرهای مجازی فصلی مربوط به فصل‌های دوم، سوم و چهارم سال هستند. EC جملهٔ تصحیح خطا است. جمله‌های ابزاری، شامل وقفه‌های اول، چهارم و پنجم جملهٔ EC برای تابع M1 می‌شود.

خلاصهٔ آماره‌ها: $\overline{R}^2 = 0.72$، $\sigma = 0.03$، DW= 2.01، Godfrey(5)=0.73 (سطح معناداری 0.62)، White=127 (سطح معناداری 1.00)، ARCH(5)= 9.69 (سطح معناداری 0.08)، RESET= 0.84 (سطح معناداری 0.47) و Normality (χ_2)= 2.50 (سطح معناداری 0.29). برای اطمینان از طبیعی‌بودن جمله اخلال، متغیرهای مجازی محاسباتی برای خروجی‌های مشاهده شده مربوط به ۱۹۷۲Q2، ۱۹۷٦Q2، ۱۹٦۹Q4 و ۱۹۷٦Q1 وارد مدل شده است. ضریب‌های تخمینی برای متغیرهای مجازی گزارش نشده؛ ولی در صورت درخواست در اختیار قرار می‌گیرد.

جدول ٦: مدل تصحیح خطا: تخمین‌های مربوط به متغیرهای ابزاری (متغیر وابسته: $\Delta \log m_t$)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آزمون ثبات هانسون L_i (مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد معناداری، ۰/٤۷ است)
Constant	۰/۰۷	۰/۰۰۴	۰/۳۵
$\Delta \log qm_{t-1}$	۰/۳۵	۰/۰۶	۰/۱۴
$\Delta \pi_t$	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۹
EC_{t-4}	-۰/۰۱	۰/۰۰۲	۰/۳۰
آزمون ثبات هانسون (L_i) روی واریانس ECM			۰/۰۸
آزمون ثبات مشترک (ضرایب و انحراف معیار) هانسون (L_c) (متغیر بحرانی در سطح ۵ درصد معناداری ۳/۵۸ است).			۰/۷۳

توضیح: به مطالب ارائه‌شده در جدول ۵ مراجعه شود. متغیرهای ابزاری استفاده شده، عبارتند از وقفه‌های اول، سوم و چهارم جملهٔ EC برای تابع سپرده‌های مشارکت در سود و زیان.

www.SID.ir

Archive of SID

خلاصهٔ آماره‌ها: $\bar{R}^2 = 0.61$، $\sigma = 0.03$، DW= 2.09، Godfrey (5) = 0.80 (سطح معناداری 0.57)، White=18.51 (سطح معناداری 1.00)، ARCH (5) = 2.20 (سطح معناداری 0.82)، RESET= 0.11 (سطح معناداری 0.96) و Normality ($\chi_2 = 2$) = 041 سطح معناداری 0.82).

برای اطمینان از طبیعی‌بودن جمله اخلال، متغیرهای مجازی محاسباتی برای خروجی‌های مشاهده شده مربوط به ۱۹۷۵Q1، ۱۹۷۸Q4، ۱۹۸۰Q1,Q4، ۱۹۸۴Q2 و Q2 ۱۹۸۵ وارد مدل شده است.

در مورد ECMهای تخمینی، مسائل گوناگونی باید توضیح داده شوند. اول این‌که به‌منظور پرهیز از تورش‌دار شدن نتیجه‌های، مدل تصحیح خطای هر دو اباشتهٔ پولی را با وقفهٔ بزرگی به اندازهٔ ۳ سال یا به‌عبارتی ۱۲ فصل تخمین زده‌ایم. مسأله دوم این است که وجود تعداد فراوانی ضریب می‌تواند به تخمین‌های غیرکارا بینجامد. از این‌رو، برای جلوگیری از بروز چنین مشکلی و اطمینان از تخمین‌هایی با ضریب‌های به اندازهٔ کافی کوچک، با استفاده از رویکرد کل به جز هندری،* یک ECM نهایی برگزیدیم.

سوم این‌که باید توجه داشت که جملهٔ تصحیح خطا (EC) توضیح‌دهندهٔ کلی است؛ بنابراین، از آمارهٔ t محاسبه‌شدهٔ آن باید با احتیاط استفاده شود. برای فائق‌آمدن بر این مشکل ما از روش پاگان** پیروی می‌کنیم و تکنیک تخمین متغیر مؤثر را به‌کار می‌بریم. این‌جا متغیرهای مؤثر برای رابطهٔ M1 وقفه‌های اول، چهارم و پنجم جملهٔ EC و برای رابطهٔ سپرده‌های مشارکت در سود، وقفه‌های اول، سوم و چهارم جملهٔ EC هستند. مسأله آخر این‌که احتمال دارد جمله‌های EC غیرخطی باشند. پس تمامی تصریح‌های غیرخطی ممکن جمله‌های EC را که شامل فرم‌های درجهٔ ۲، درجهٔ ۳ و درجهٔ ٤ خطاهای تعادلی (با ضرایب معنادار از نظر آماری) است، آزمودیم. نتیجه‌های به‌دست آمده، غیرخطی بودن جملات EC را در هر دو رابطه رد می‌کنند، اما نشان می‌دهند که تعدیل در رابطهٔ M1 با دو

* Hendry.

** Pagan.

www.SID.ir

Archive of SID

فصل کندتر صورت می‌گیرد. افزون بر این، چون جملهٔ تصحیح خطای ناشی از انحراف از رابطهٔ تعادلی بلندمدت (۲۳)، از نظر آماری معنادار نبود، از مدل تصحیح خطای مربوط حذف شد.

همان‌طور که نتیجه‌های جداول ۵ و ٦ نشان می‌دهد، آزمون‌های تشخیصی، هیچ نوع مشکل تصریحی را در معادله‌های تخمینی نشان نمی‌دهند. نتیجه‌های آزمون ثبات انفرادی هانسن* (۱۹۹۲) نیز نشان می‌دهد که تمامی ضریب‌های باثبات هستند و آزمون ثبات مشترک هانسن (۱۹۹۲) نتوانست فرضیهٔ صفر مبنی بر ثبات مشترک ضریب‌ها، با واریانس تخمینی وابسته، را در هر دو معادلهٔ تقاضا برای پول رد کند. اگرچه، این ثبات در هر دو معادلهٔ تقاضا وجود دارد، درجهٔ ثبات در معادلهٔ تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود و زیان بزرگتر است.

نتیجه‌های گزارش‌شده در جدول‌های ۵ و ٦ به خوبی با ملاحظه‌های نظری مربوط سازگار است؛ زیرا همان‌گونه که از کشور اسلامی انتظار بود، نرخ بهرهٔ خارجی در هر دو تابع تقاضا از نظر آماری بی‌معنا بود؛ بنابراین، از معادله‌ها کنار گذاشته شد.

همچنین مطابق با یافته‌های ما از آزمون هم‌جمعی یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۱) که در جدول‌های ۳ و ٤ گزارش شده، ضریب جملهٔ تصحیح خطا (EC) در هر دو تابع تقاضای پول، منفی و از نظر آماری معنادار است؛ البته وجود ECM قابل قبول برای تقاضای پول لزوماً به این مفهوم نیست که تغییرهای این مدل، از تعدیل‌های تعادلی گذشته ناشی باشد (رفتار گذشته‌نگرانه)؛ بلکه این انحراف ممکن است در نتیجهٔ خطاهای پیش‌بینی‌های عاملان اقتصادی از درآمد واقعی آینده، نرخ تورم، نرخ سود یا تغییرهای سیاست‌های پولی رخ داده باشد (رفتار آینده‌نگرانه). با توجه به سناریوی تغییرهای اخیر می‌توان نتیجه گرفت که ECM تخمینی، به تغییرهای سیاستی و شوک‌های بیرونی ناشی از رفتار آینده‌نگرانهٔ صاحبان دارایی، حساس و آسیب‌پذیر است.

* Hansen.

www.SID.ir

Archive of SID

بنا به منطق انگل و همکاران (۱۹۸۳) و منطق انگل و هندری (۱۹۹۳)، اگر یک یا بیش از یک متغیر مؤثر بر تغییرهای مدل، خارج از مدل باشند، مدل برآوردشده فاقد ثبات خواهد بود. در چنین حالتی، سیاست پولی ناکارا می‌شود؛ زیرا ملاک‌های ECM تخمینی، با هر تغییری در سیاست‌گذاری‌ها و دیگر شوک‌های بیرونی تغییر خواهند کرد. ما در مرحلهٔ بعد به این شرط کلیدی برای معادله‌های تخمینی تقاضای پول در ایران می‌پردازیم.

نتیجه‌های آزمون برون‌زایی قوی و ثبات بلندمدت

پس از تعیین معادله‌های تقاضای بلندمدت برای M_1 و سپرده‌های مشارکت در سود و اطمینان از صحت آن‌ها از نظر آماری، قدم بعدی این است که تشخیص دهیم آیا این معادله‌ها برآورد شده، ابزارهای معتبر و پایداری برای سیاست‌گذاری‌ها هستند یا نه. برای این منظور، معادله‌های تخمین زده‌شدهٔ تقاضا برای پول را از نظر پایداری و ثبات در برابر تغییرهای سیاستی و دیگر شوک‌های بیرونی بررسی کردیم. این بررسی به‌صورت آزمون برون‌زایی قوی بود که به سبب آن تحقیق شد آیا متغیرهای درون معادله‌های تقاضای پول، برون‌زای قوی هستند یا نه.

تخمین مدل‌های نهایی

همان‌طور که نشان داده شد، در فرایند تخمین دو مدل ECM در قسمت پیش، فقط متغیرهای همزمان باقیمانده در تصریح‌های نهایی معادله‌های M_1 و سپرده‌های مشارکت در سود، متغیرهای نرخ تورم و نرخ واقعی بهره برای مدل M_1 و متغیر نرخ تورم برای مدل سپرده‌های مشارکت در سود است.

برای این‌که ECMهای تخمینی در برابر تغییرهای سیاستی و شوک‌ها بیرونی باثبات باشد، باید این متغیرهای همزمان، برون‌زای قوی باشند.

برای این‌که این متغیرها از نظر آزمون برون‌زایی قوی آزموده شوند، باید مدل‌های نهایی برای این متغیرها با در نظر گرفتن رویدادهای گوناگون، تخمین زده شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

ما شش تغییر رویداد مهم را که وصف‌کنندهٔ ایران امروز هستند، در نظر گرفتیم. این تغییرها عبارتند از:

۱. انقلاب بهمن ۱۳۵۷؛

۲. اسلامی‌کردن سامانه بانکداری که از اسفند ۱۳٦۲ آغاز شد؛

۳. جنگ ایران و عراق در طول دوران ۱۳۵۹- ۱۳٦۷؛

٤. یکسان‌سازی نرخ‌های ارز خارجی تعیین‌شده در بازار و نرخ‌های رسمی از اواخر فروردین ۱۳۷۲؛

۵. آغاز سیاست‌های ضدتورمی به‌وسیله بانک مرکزی، از اسفند ۱۳۷۳ تا اسفند ۱۳۷٦؛

٦. آغاز نخستین طرح خصوصی‌سازی مؤسسه‌های مالی از شهریور ۱۳۷٦.

مطابق با موارد یاد شده، از متغیرهای مجازی نامبردهٔ ذیل برای نشان‌دادن این تغییرها سیاست‌گذاری‌ها و شوک‌های داخلی استفاده کردیم:

متغیر Rev که مقدار آن از نخستین فصل سال ۱۳۵۸ تا سومین فصل سال ۱۳۸۰ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است.

متغیر Zero که مقدار آن از چهارمین فصل سال ۱۳٦۲ تا سومین فصل سال ۱۳۸۰ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است.

متغیر War که مقدار آن از سومین فصل سال ۱۳۵۹ تا دومین فصل سال ۱۳٦۷ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است.

متغیر Ue که مقدار آن از چهارمین فصل سال ۱۳۷۱ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است.

متغیر Inflation که مقدار آن از نخستین فصل سال ۱۳۷٤ تا چهارمین فصل سال ۱۳۷٦ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر می‌باشد.

متغیر Private که مقدار آن از دومین فصل سال ۱۳۷٦ تا سومین فصل از سال ۱۳۸۰ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است.

جداول ۷ و ۸ به‌ترتیب نتیجه‌های تجربی به‌دست آمده از تخمین مدل نهایی برای نرخ تورم و نرخ ارز واقعی را گزارش می‌دهند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷: مدل نهایی متغیر وابسته: ($\Delta \pi t$)

متغیر	ضریب	انحراف معیار
Constant	-۱۵/۰۳	۲/۱۷
$\Delta \pi_{t-1}$	۰/۶۲	۰/۰۸
$\Delta \pi_{t-2}$	-۰/۳۶	۰/۰۷
$(\Delta \pi)(Zero)_{t-1}$	۱/۳۲	۰/۵۵
Δ Log q_{t-1}	۳۱/۶۶	۱۱/۶۷
$(\Delta$ Log $q)(Rev)_{t-3}$	۵۶/۹۰	۱۲/۰۶
Δ Log $rgdp_{t-1}$	۴۹/۶۷	۲۰/۳۸
Q1	۱۴/۵۸	۳/۴۲
Q3	۱۷/۷۹	۳/۲۲
Q4	۲۳/۴۱	۳/۷۶

توضیح: Zero متغیری مجازی است که نشان‌دهنده آغاز سامانه بانکداری بدون بهره در ایران است که برای فصل اول سال ۱۹۸٤ تا فصل چهارم سال ۲۰۰۱ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است. Rev متغیر مجازی برای انقلاب ایران است که برای فصل دوم سال ۱۹۷۹ تا فصل چهارم سال ۲۰۰۱ برابر با ۱ و در دیگر موارد برابر با صفر است. Q1، Q2 و Q3 متغیرهای مجازی فصلی برای فصل‌های اول، سوم و چهارم سال هستند. همچنین روش تخمین OLS است.

خلاصهٔ آماره‌ها: $\overline{R}^2 = 0.66$ ،$\sigma = 11.61$ ،DW= 2.12 ،Godfrey(5)= 0.43 (سطح معناداری 0.86)، White= 45.40 (سطح معناداری 0.97)، ARCH(5)= 5.58 (سطح معناداری 0.35)، RESET= 1.02 (سطح معناداری 0.36) و Normality $(\chi^2 = 2) = 2.62$ (سطح معناداری 0.27).

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۸: مدل نهایی متغیر وابسته: (Δ Log qt)

متغیر	ضریب	انحراف معیار
Constant	۰/۰۴	۰/۰۱
$\Delta \log q_{t-1}$	۰/۶۸	۰/۲۲
$\Delta \log q_{t-11}$	-۰/۶۴	۰/۱۲
$(\Delta \log q)(\mathrm{Re}\nu)_{t-1}$	-۰/۷۸	۰/۲۳
$(\Delta \log q)(\mathrm{Re}\nu)_{t-3}$	-۰/۴۱	۰/۰۸
$(\Delta \log q)(\mathrm{Zero})_{t-11}$	۰/۵۶	۰/۱۴
$(\Delta \log q)(\mathrm{Wer})_{t-6}$	-۰/۲۸	۰/۱۳
Rev	۰/۱۳	۰/۰۲
Zero	-۰/۱۳	۰/۰۲
Q1	-۰/۰۷	۰/۰۲
Q4	-۰/۰۸	۰/۰۲

توضیح: به موارد ذکر شده در جدول ۷ مراجعه شود. War متغیری مجازی است که نشان‌دهنده جنگ ایران و عراق را نشان می‌دهد که برای فصل چهارم ۱۹۸۰ تا فصل سوم ۱۹۸۸ برابر با یک و در دیگر موارد برابر با صفر است. Q1 و Q4 متغیرهای مجازی برای فصل‌های اول و چهارم هستند. روش تخمین OLS است.

خلاصهٔ آماره‌ها: $\overline{R}^2 = 0.45$، $\sigma = 0.07$، DW= 2.01، Godfrey(5)= 0.03 (سطح معناداری 0.99)، White= 34.16 (سطح معناداری 1.00)، ARCH(5)= 9.50 (سطح معناداری 0.09)، RESET= 0.93 (سطح معناداری 0.42) و Narmality $(\chi^2 = 2) = 477$ (سطح معناداری 0.00). برای برطرف کردن مشکل طبیعی‌نبودن جملهٔ اخلال، متغیرهای مجازی محاسباتی برای خروجی‌های مشاهده‌شده مربوط به ۱۹۸۸Q3، ۱۹۹۶Q2 و ۱۹۹۹Q2 وارد مدل شده است. ضریب‌های تخمینی برای متغیرهای مجازی گزارش نشده است؛ ولی در صورت درخواست در اختیار قرار می‌گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون‌های تشخیصی گوناگون، به‌طور عموم نشان می‌دهند که مدل تخمینی برای هر یک از این متغیرها، مدل مناسبی است و هیچ‌گونه تناقض قابل‌ملاحظه‌ای با فرضیه‌های کلیدی ندارد؛ البته یک استثنا وجود دارد و آن طبیعی‌نبودن توزیع مربوط به تخمین نرخ ارز واقعی است که در بیشتر مدل‌های نهایی، مشکل معمول شمرده می‌شود (ر.ک: هورن و ماسکاتلی، ۱۹۹۲ و متین، ۱۹۹۸). معنادار بودن ضریب‌های مربوط به متغیرهای مجازی، شواهد محکمی دال بر وجود شکست ساختاری در نتیجهٔ شروع به کار نظام بانکداری اسلامی در مدل تخمینی نهایی تورم وجود دارد. همچنین، شکست معناداری در نتیجهٔ جنگ ایران و عراق در مدل تخمینی نرخ ارز واقعی وجود دارد. توجه داشته باشید که بی‌تباتی مدل‌های نهایی به مفهوم برون‌زایی قوی مربوط است و بر این امر دلالت دارد که ملاک‌های مدل‌های مشروط مربوط، فقط در صورتی باثبات باقی می‌مانند که کارگزاران اقتصادی، آینده‌نگر نباشند.

نتیجه‌های حاصل از آزمون برون‌زایی قوی

در این قسمت بررسی می‌کنیم که آیا متغیرهای همزمان در دو معادلهٔ تخمینی تقاضای پول که بنا به فرض باید در مقایسه با تغییرهای سیاستی و شوک‌های بیرونی باثبات باشند، برون‌زای قوی هستند یا نه؟ این‌جا Zt نشان‌دهنده نرخ تورم باثبات همزمان یا رشد نرخ ارز واقعی است.

همانند انگل و همکاران (۱۹۸۳)، انگل و هندری (۱۹۹۳) و ساراداکیس و سولا (۱۹۹۶)، رابطهٔ بین تقاضا برای انباشته‌های پولی گوناگون را به‌صورت رابطهٔ میان Z_t و $X_t(=\Delta lm_t \text{or} \Delta lq_t)$ و به شکل ذیل تعریف می‌کنیم.

$$X_t = \alpha_0 + \psi_0 Z_t + (\delta_0\psi_0)(Z_t\eta_t^z) + \delta_1\sigma_t^{zz}(Z_t - \eta_t^z) + \psi_1(\eta_t^z)^2 + \psi_2(\eta^z)^3 + \psi_3\sigma_t^{zz}\eta_t^z + \psi_4\sigma_t^{zz}(\eta_t^z)^2 + \psi_5(\sigma_t^{zz})^2\eta^z + z_t\gamma + ui_t \qquad (۲۶)$$

که در آن $\alpha_0, \psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4, \psi_5, \delta_0$ و δ_1 ضریب‌های رگرسیون روی $Z_t\gamma$ هستند

www.SID.ir

Archive of SID

و ui_t جملهٔ اخلال است که اغتشاش سفید به‌شمار می‌رود. بـردار Z افـزون بـر مقـدارهای جاری و گذشتهٔ متغیرهای شرطی مربوط دیگر، شامل تمـام مقـدارهای گذشـتهٔ X_t، Z_t و دیگر متغیرهای توضـیحی موجـود در ECM مـی‌شـود. جملـهٔ $(\eta_t^z = E(Z_t|I_t)$و جملـهٔ $\sigma_t^{zz} = E\left[(Z_t - \eta_t^z)^2|I_t\right]$ مقدارهای مشروط Z_t در مجموعه اطلاعات معین I_t هستند کـه این اطلاعات شامل مقدارهای گذشتهٔ X_t و Z_t و نیز مقـدارهای گذشـته و جـاری دیگـر متغیرهای شرطی موجود در Z_t است. توجه داشته باشید که Z_t می‌تواند متغیر کنترل یا هدف باشد که در معرض دخالت‌های سیاستی قرار می‌گیرد و تحت فرضـیهٔ صـفر مبنـی بـر وجـود برون‌زایی ضعیف، رابطهٔ $\delta_0 - \psi_0 = 0$ برقرار است. تحت فرضیهٔ صفر مبنی بر ثبات در برابر تغییرهای سیاستی و شوک‌های بیرونی، رابطـهٔ $\psi_1 = \psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = \psi_5 = 0$ بـه منظـور دستیابی به رابطهٔ $\psi_0 = \psi$ برقرار است. افزون بر این، اگـر فـرض کنـیم کـه σ_t^{zz} در طـول زمان مقدارهای متفاوتی، تحت رژیم‌های به‌طور کامـل قابـل تفکیـک اختیـار کنـد، تحـت فرضیهٔ صفر برای مقدار ثابت δ نیاز داریم که $\delta_1 = 0$ شود. اگر تمام این فرض‌ها را نتـوان رد کرد، متغیرهای همزمان در ECMها بـرون‌زای قـوی هـستند و ECM هـای تخمینـی را می‌توان در برابر شوک‌های سیاستی، باثبات تلقی کرد. مقـدارهای η^Z و σ_t^{zz} را بـرای Z_t از مدل‌های نهایی گزارش‌شده در جدول‌های ۷ و ۸، تخمین می‌زنیم. از آن‌جـا کـه خطاهـا برای متغیر Z_t طبق آزمـون ARCH، واریـانس ناهمـسان نیـستند، از میـانگین متحـرک ۵ دوره‌ای واریانس خطا استفاده کردیم و متغیرهای به‌دست آمـده را در ECMهـای گـزارش شده در جدول‌های ۵ و ۶ به‌کار بردیم. یک‌بار دیگر، تمام آزمون‌های تشخیصی، شایـستگی مدل‌های تخمین زده‌شده را تأیید می‌کنند.

همان‌طور که نتیجه‌های تخمین معادله‌های تقاضا برای M_1 و تقاضـا بـرای سـپرده‌هـای مشارکت در سود ارائه‌شده در جدول ۹ نشان می‌دهد، تمـام متغیرهـای همزمـان بـرون‌زای قوی هستند؛ به‌ویژه آن‌که آزمون F مشترک برای هـر دو تـابع تقاضـای M_1 و سـپرده‌هـای مشارکت در سود، از این حکایت دارد که فرضیهٔ مبنی بر صفر بودن هم‌زمان ضـریب‌هـای متغیرهای پدید آمده به‌وسیله فرایند میانگین متحرک معنادار نیست؛ یعنی هر دو انباشـته در مقایسه تغییرهای سیاستی باثبات هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۹: نتیجه‌های آزمون برون‌زایی قوی

متغیر Z	$\Delta \log ml_t$		$\Delta \log qm$
متغیر همزمان	$\Delta \log q_t$	$\Delta \pi_t$	$\Delta \pi_t$
$Z-\eta^2$	۰/۳۲ (۰/۰۲)	۰/۰۰ (۰/۱۴)	-۰/۰۰ (۰/۷۶)
$\sigma^{ZZ}(Z-\eta^2)$	۲/۰۳ (۰/۵۸)	۰/۰۰ (۰/۲۸)	۰/۰۰ (۰/۶۱)
$(\eta^Z)^2$	-۰/۲۳ (۰/۶۷)	-۰/۰۰ (۰/۲۵)	۰/۰۰ (۰/۳۶)
$(\eta^Z)^3$	-۱/۸۳ (۰/۳۲)	۰/۰۰ (۰/۹۶)	۰/۰۰ (۰/۹۹)
$\sigma^{ZZ}\eta^Z$	-۴۳/۷۹ (۰/۲۲)	-۰/۰۰ (۰/۸۷)	۰/۰۰ (۰/۹۹)
$\sigma^{ZZ}(\eta^Z)^2$	۱۴/۱۷ (۰/۹۰)	۰/۰۰ (۰/۷۴)	۰/۰۰ (۰/۹۳)
$(\sigma^{ZZ})^2\eta^Z$	۶۱۹/۳۹ (۰/۵۰)	-۰/۰۰ (۰/۷۸)	۰/۰۰ (۰/۶۸)
آماره‌های F (۱۴، ۹۸ برای M1) و (۷، ۱۱۸ برای qm)	۱/۴۸ (۰/۱۳)		۱/۱۰ (۰/۱۳)

توضیح: خلاصه‌ی آماره‌ها برای ΔLog m1: $\overline{R}^2 = 0.74$، $\sigma = 0.03$، DW= 2.01، Godfrey(5)= 0.50 (سطح معناداری 0.80)، White= 59.63 (سطح معناداری 1.00)، ARCH(5)= 8.02 (سطح معناداری 0.16)، RESET= 0.53 (سطح معناداری 0.66) و Normality $(\chi^2 = 2) = 0.23$ (سطح معناداری 0.89).

خلاصهٔ آماره‌ها: برای ΔLog qm: $\overline{R}^2 = 0.61$، $\sigma = 0.03$، DW= 2.15، Godfrey(5)= 1.15 (سطح معناداری 0.33)، White= 51 (سطح معناداری 1.00)، ARCH(5)= 1.35 (سطح معناداری 0.93)، RESET= 0.01 (سطح معناداری 0.99) و Normality $(\chi^2 = 2) = 0.13$ (سطح معناداری 0.93).

www.SID.ir

Archive of SID

شاید نکتهٔ جالب‌تر این باشد که تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود در مقایسه با تقاضا برای M_1 در برابر تغییرهای سیاستی بسیار باثبات‌تر است. به‌دلیل اهمیت نتیجهٔ یادشده، لازم بود که آزمون‌های بیشتری برای اطمینان از استحکام این نتیجه‌ها و ثبات مدل در برابر تغییرها انجام گیرد. در این زمینه، به‌طور خاص، از ساراداکیس و سولا (۱۹۹۶) پیروی، و مدل‌های شرطی تقاضا برای پول را به‌وسیلهٔ حذف پیاپی متغیرهایی که ضریب‌های آن‌ها بی‌معنا است، تعدیل کردیم. نتیجه‌های حاصل از مدل‌های تعدیل‌شده مؤکداً نشان می‌دهند که متغیرهای همزمان در هر دو مدل ECM برون‌زای قوی هستند. در تصریح نهایی مدل M_1، مقدار عبارت $(\sigma^{zz})^2\eta^z$ که ضریب رشد نرخ ارز واقعی است برابر با ۹/۵۳- و آمارهٔ t آن ۲/۱۵- است؛ بنابراین، برون‌زای قوی‌بودن متغیر $\Delta\pi_t$ در مدل مشروط M_1 اثبات می‌شود؛ اما اگر ضریب رشد نرخ ارز واقعی یعنی $(\sigma^{zz})^2\eta^z$ از نظر آماری معنادار باشد، این نتیجه می‌تواند برون‌زای قوی‌بودن متغیر همزمان در مدل مشروط M_1 را تضعیف کند؛ ولی در تصریح نهایی مدل مشروط تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود، مقدار ضریب ηz برابر با ۰/۰۰۰۸۴- و آمارهٔ t آن ۰/۶۳۷- است؛ بنابراین، یک‌بار دیگر، برون‌زای قوی‌بودن متغیر $\Delta\pi t$ در مدل مشروط تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود، قویاً تأیید می‌شود. افزون بر این، براساس نتیجه‌های به‌دست آمده، این نظر که تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود در مقایسه با M_1 هم باثبات تر است و هم در برابر تغییرهای سیاستی پایداری بیشتری دارد، تأیید می‌شود. برای بررسی بیشتر، باید توجه کرد که ثبات ساختاری، بر این دلالت دارد که عامل ثابت‌نبودن نباید در فرایند نهایی، نباید مدل مشروط را تحت تأثیر قرار دهد (ساراداکیس و سولا، ۱۹۹۶)؛ بنابراین، لازم است معناداری متغیرهای مجازی را در هر دو مدل مشروط بیازماییم. نتیجه‌های این آزمون نشان می‌دهد که هیچ‌یک از متغیرهای مجازی در هیچ‌کدام از مدل‌های مشروط معنادار نبودند. این نتیجه، بار دیگر یافته‌های تحقیق را مبنی بر این‌که هر دو مدل تقاضا برای پول در برابر تغییرهای سیاستی باثبات هستند، تأیید می‌کند؛ بنابراین چنان‌که انتظار داشتیم، این مدل‌ها

www.SID.ir

Archive of SID

می‌توانند به‌وسیلهٔ سیاست‌گذاران در ایران استفاده قرار شوند. در پایان، باید اشاره شود که چون M_1 و انباشته‌های پولی مشارکت در سود هر دو باثبات و برون‌زای قوی هستند، انتظار داریم مجموع آن‌ها، یعنی M_2 نیز دارای خصوصیت‌های مشابهی باشد. نتیجه‌های حاصل از تخمین و آزمون M_2، نه‌تنها این فرض را تأیید می‌کند، بلکه نشان می‌دهد که M_2 حتی در مقایسه با M_1 و انباشته‌های پولی مشارکت در سود نیز باثبات‌تر و از نظر برون‌زایی قوی‌تر است.

ثبات مدل‌های تقاضای پول بلندمدت

واپسین مرحلهٔ تحقیق، آزمون فرضیهٔ ثبات برای مدل‌های تقاضای بلندمدت برای دو انباشته‌های پولی M_1 و مشارکت در سود است. هانسن و یوهانسن (۱۹۹۳) روشی را معرفی کردند که براساس آن، پایداری بردارهای هم‌جمع با استفاده از تخمین‌های FIML آزمون می‌شوند. در این روش، با توجه به پویایی کوتاه‌مدت ضریب ثابت مدل آزمون شده در تخمین‌های نمونهٔ کامل، به این تخمین‌ها به‌صورت فرضیهٔ صفر در آزمون‌های بازگشتی پی در پی می‌پردازد. در این روش، اگر فرضیهٔ صفر مبنی بر ثبات یک بردار هم‌جمع به هر شکل، از وجود یک شکست در رابطهٔ بلندمدت و افزون بر آن از یک تغییر ممکن در پویایی‌های کوتاه‌مدت واقعی حکایت دارد (هافمن و همکاران، ۱۹۹۵).

نمودارهای ۱ و ۲ به‌ترتیب مقدارهای محاسبه‌شدهٔ آماره‌های آزمون بازگشتی برای مدل‌های M_1 و سپرده‌های مشارکت در سود را نمایش می‌دهند. توجه داشته باشید که این آماره‌ها، نسبت‌های درست‌نمایی بازگشتی هستند که با مقدار بحرانی ۵ درصد نرمال شده‌اند؛ بنابراین، اگر مقدارهای آماره‌های محاسبه شده از یک بزرگ‌تر باشد، این امر بر رد فرضیهٔ صفر دلالت دارد و وجود رابطهٔ هم‌جمعی فاقد ثبات را نشان می‌دهند.

www.SID.ir

Archive of SID

Figure 1: Recursive Likelihood Ratio Tests for Interest-Free Monetary Aggregate

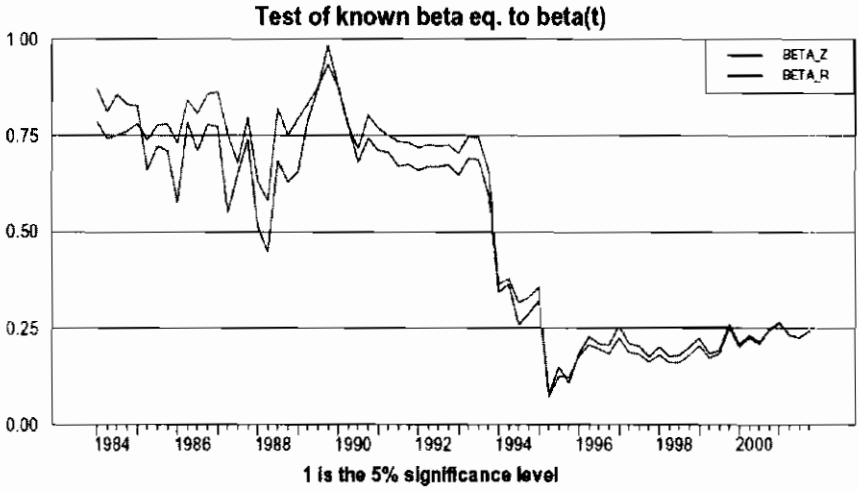
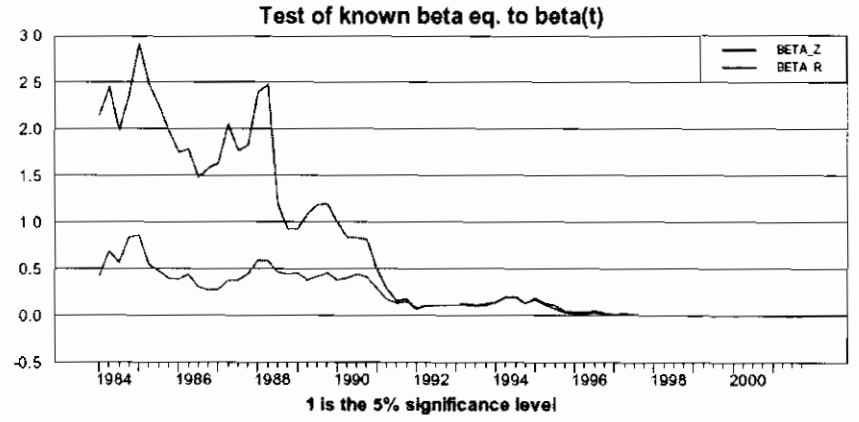


Figure 2: Recursive Likelihood Ratio Tests for Profit-Sharing Monetary Aggregate



نمودار کمرنگ (BETA_Z) (خط بالایی) عدم تعادل حقیقی را به‌صورت تابعی از تمام پویایی‌های کوتاه‌مدت مشتمل بر متغیرهای مجازی فصلی، نمایش می‌دهد؛ در حالی که نمودار پر رنگ (BETA_R) (خط پایینی) عدم تعادل خالص را که به‌وسیله آثار کوتاه‌مدت

www.SID.ir

Archive of SID

مورد اصلاح قرار گرفته است، نمایش می‌دهد. توجه داشته باشید که برای تخمین‌های مقدماتی ۱۵ سال اول کنار گذاشته شده است. همان‌طور که نمودارها نشان می‌دهند، تقاضا برای هر دو انباشتهٔ پولی، هنگامی که مدل‌ها برای آثار کوتاه‌مدت تنظیم می‌شوند، در دورهٔ زمانی بلندمدت باثبات هستند؛ البته تقاضای بلندمدت برای تعریف محدود پول M_1، حتی بدون تعدیل‌ها در پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز باثبات است؛ زیرا دورهٔ زمانی کنار گذاشته شده از فرایند تخمین اولیهٔ مدل، خصوصیاتی مشابه با خصوصیات دورهٔ زمانی تخمین دارد. این امر بدین معنا است که تقاضای M_1، پیش و بعد از اجرا شدن قانون منع ربا در ایران، متأثر از بهره نبود. در مقابل، نمودار ۲ نشان می‌دهد که بدون تعدیل در آثار کوتاه‌مدت، ملاک‌های هم‌جمعی برای سپرده‌های مشارکت در سود به‌طور تقریبی تا سال ۱۳۶۹ بی‌ثبات هستند، اما پس از آن بسیار باثباتند. دلیل احتمالی این پدیده این است که در طول دوران به‌طور تقریبی ۱۳ سالهٔ نخست (تا ۱۳۵۸)، این انباشتهٔ پولی دارای نرخ بهرهٔ از پیش تعیین‌شده بود؛ در نتیجه، برای تخمین اولیه، وقفهٔ طولانی‌تری مورد نیاز است. همان‌طور که نمودار ۲ با یک دورهٔ اولیه ۱۳۶۹– ۱۳۴۵ نشان می‌دهد، انباشته پولی مشارکت در سود در بلندمدت، بدون توجه به تعدیل یا عدم تعدیل پویایی‌های کوتاه‌مدت، باثبات شوند.

نتیجه‌گیری

در مقاله، رفتار تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۳۸۰– ۱۳۴۵ بررسی شده است. با توجه به این‌که از اوسط دههٔ ۱۳۶۰، معامله‌های مالی مبتنی بر بهره در ایران ممنوع شد، این مقاله تقاضا برای دو انباشتهٔ پولی رقیب، یعنی M_1 و سپرده‌های مشارکت در سود را بررسی می‌کند. برخلاف مطالعه‌های پیشین، تمرکز مقاله بر روی این موضوع است که آیا مدل‌های تخمینی برای تقاضای پول به‌ویژه در برابر شوک‌های بسیار و تغییرهای فراوان در رژیم‌های سیاستی که در سال‌های اخیر در ایران رخ داده‌اند، دارای ثبات هستند یا نه. افزون بر ثبات موقت (رفتار گذشته‌نگرانه)، توابع تخمینی برای تقاضای پول، همچنین باید در برابر تغییرهای سیاستی دارای ثبات باشند

www.SID.ir

Archive of SID

(رفتار آینده‌نگر) تا بتوان از آن‌ها در سیاست‌گذاری‌های پولی استفاده کرد. نتیجه‌ای که همواره از تخمین طیف گسترده‌ای از مدل‌های تجربی و همچنین آزمون‌های گوناگون به‌دست آمده است، نشان می‌دهد که تقاضای تخمینی برای M_1 و سپرده‌های مشارکت در سود در ایران به‌طور چشمگیری خوش‌رفتارند و هر دو در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای ثبات موقت هستند. مهم‌تر این‌که این توابع تخمینی برای تقاضای پول، در برابر تغییرهای سیاستی، که در سال‌های اخیر به نوعی وصف‌کنندهٔ وضعیت اقتصادی ایران هستند، پایدار و باثباتند. نتیجه‌های حاصل از مقاله، به‌رغم تفاوت در روش‌شناسی، به‌طور عمده با نتیجه‌های اخیر دارات (۲۰۰۰ و ۲۰۰۲) سازگار است.

نتیجه‌های همچنین نشان می‌دهد که میان دو انباشتهٔ پولی رقیب، تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود باثبات‌تر و در برابر تغییرهای سیاستی و شوک‌های بیرونی پایدارتر است. این نتیجه‌گیری با یافته‌های نظری پیشین (مانند خان، ۱۹۸۶ و چاپرا، ۱۹۹۲)، مبنی بر این‌که اجرای نظام بانکداری بدون ربا، باعث محافظت نظام پولی از آثار ریسک و به حداقل رساندن عدم ثبات مالی می‌شود، مطابقت دارد؛ بنابراین، منطقاً می‌توان ادعا کرد که ممنوعیت دادوستدهای مالی مبتنی بر بهره در ایران و جایگزین‌شدن آن با نظام دادوستد مبنی بر مشارکت در سود در سال ۱۳۶۳، مانع ثبات مالی در کشور نشده است؛ بلکه بر عکس، شروع به‌کارگیری این نظام، به ظاهر ثبات مالی در ایران را تقویت کرده و برای بانک مرکزی ابزارهای پولی معتبر و قابل اعتمادی برای مبارزه با تورم مهیا ساخته است.

منابع و مآخذ*

* به‌علت گستردگی حجم مقاله نتوانستیم منابع را ذکر کنیم. برای دسترسی به منابع به اصل مقاله مراجعه شود.

www.SID.ir