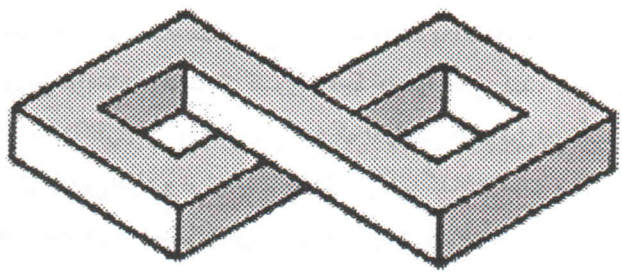
ارتباط کسری بودجه و کسری تراز تجاری در ایران*

آزمونی به روش همگرایی بلند مدّت[1]

رضا شیوا
استادیار دانشکده اقتصاد ـ دانشگاه تهران
ناصر خیابانی
محقق در مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی



مقدمه

در اکثر کشورهای صنعتی رابطهٔ بین کسری بودجهٔ دولت و کسری تراز تجاری به رابطه ای پیچیده تبدیل شده است چرا که، با توجّه به وجود بازار مالی و بازار سرمایهٔ فعّال در این کشورها، رابطهٔ بین کسری تراز تجاری و کسری بودجهٔ دولتی از طریق سایر متغیرهای اقتصادی، از جمله میزان بهره و نرخ ارز برقرار می شود که تجربیات بسیاری از کشورها نیز امکان دو طرفه بودن این ارتباط را ثابت کرده است ((Volcker 1984) و (Laney 1986)).

به لحاظ نظری، افزایش کسری بودجهٔ دولت، از راه متغیرهایی چون نرخ بهره و نرخ ارز بر تراز تجاری تاثیر می گذارد. امّا درجه تأثیر پذیری کسری تراز تجاری از کسری بودجه دولتی، خود بستگی به نوع تأمین مالی کسری بودجه دولت دارد. تأمین کسری بودجه از طریق بازار مالی بر نرخ بهره فشار آورده باعث افزایش آن می شود که با فرض تحرک کامل سرمایه و شناور بودن نرخ ارز، این امر موجب جذب سرمایه خارجی و افزایش ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی می شود که در نهایت امر نیز چنین فعل و انفعالاتی منجر به افزایش واردات و باعث کسری تراز تجاری خواهد شد (Mundell 1968).

زیبرا[2] در سال ۱۹۹۰ نشان داد که چنانچه بازارهای اعتبارات جهانی تحرک کامل نداشته باشند نتایج مدل ماندل - فلمینگ (Mundell 1971) دیگر کاربرد نخواهد داشت و مطالعات Cebula (1988) و Day (1992) حاکی از این واقعیت است که حتی در صورتی که کسری بودجهٔ دولت باعث افزایش نرخ بهره شود، بازهم مشخص کردن نتیجه غیر ممکن خواهد بود.

حال، اگر بپذیریم که مدل ماندل - فلمینگ توانایی لازم برای برقرار کردن رابطه بین کسری بودجهٔ دولت و تراز تجاری را دارد، باز این مدل قابل تعمیم برای اکثر کشورهای در حال توسعه از جمله ایران نخواهد بود. چرا که در اکثر این کشورها تحرک کامل سرمایه با توجه به ساختار اقتصادی و سیاسی ممکن نبوده و اکثراً از محدودیت بازار مالی رنج می برند. در این کشورها، کسری بودجهٔ دولتی از طریق سیستم بانکی و یا از طریق وامهای خارجی تأمین می شود. بنابر این، در صورتی که کسری بودجهٔ دولت از طریق سیستم بانکی تأمین شود، این فرایند در دو جهت متفاوت می تواند بر روی نرخ بهره تأثیر گذار باشد: اول اینکه، افزایش در عرضهٔ پول می تواند باعث کاهش نرخ بهره شود و دوّم، افزایش تقاضا برای پول می تواند افزایش نرخ بهره را به دنبال داشته باشد که این امر ممکن است باعث بالا رفتن قیمت‌ها و در نهایت، افزایش تولید شود. چگونگی تأثیر این نوع تأمین کسری بودجه بر روی نرخ بهره، بستگی به کشش پذیری نرخ بهره نسبت به حجم پول و کشش پذیری تقاضای پول نسبت به سطح قیمتها و تولید خواهد داشت .(Bahmani Oskooee 1989).

از طرفی، ارتباط بین کسری بودجه و تراز پرداختها می تواند از دیدگاه کینزی نیز در یک اقتصاد باز مطرح شود.اگر تولید ناخالص ملی را با Y، مصرف خصوصی را C و سرمایه گذاری بخش خصوصی را با I، مخارج دولتی را با G و خالص صادرات را با X-M نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$Y= C+ I+ G+ X-M \quad (۱$$

همچنین تقاضای در آمدی برابر خواهد بود با:

$$Y= C+S+ T \quad (۲$$

که در آن T و S به ترتیب مالیات جمع آوری شده توسط دولت و

پس انداز بخش خصوصی است.

با توجه به مساوی بودن معادلات ۱ و ۲ می‌توان نوشت:

$$C + I + G + X - M = C + S + T \quad (۳)$$

$$I + G + X = S + T + M \quad (۴)$$

که اتحاد ۴ می‌تواند نمایشگر شرط تعادل بین کل نشتهای[۳] اقتصادی، شامل مالیاتها، پس انداز، واردات و کل تزریقات[۴] اقتصادی، یعنی سرمایه گذاری، خریدهای دولت و صادرات باشد.

همچنین، اتحاد ۴ را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$S - I + T - G + M - X = O$$

و یا

$$X - M = T - G + I - S \quad (۵)$$

اتحاد ۵، ارتباط مثبت بین تراز تجاری و کسری بودجه، در صورت برابری سرمایه گذاری با پس انداز را نشان می‌دهد. در این رابطه، در حقیقت کسری تراز تجاری بر اثر افزایش G نسبت به T و یا کاهش S نسبت به I ایجاد می‌شود (احمدرضا جلالی نائینی ۱۹۹۰). به این ترتیب طبق نظریه ماندل - فلمینگ، در صورتی که بر اثر کسری بودجه، پس انداز بخش خصوصی کاهش پیدا کند در آن صورت سرمایه گذاری (I) و یا کسری تراز تجاری (X-M) افزایش خواهد یافت.

مخالفان این نظریه (ریکاردینها) معتقد هستند که افزایش در کسری بودجهٔ دولت در نتیجهٔ کاهش T نسبت به G و یا افزایش G نسبت به T، باعث افزایش مقدار پس انداز بخش خصوصی خواهد شد. چرا که مردم اعتبارات کنونی دولت را بدهی تلقّی کرده و بر این باور هستند که در آینده مجبور به پرداخت آن خواهند بود و لذا، ارزش اعتبارات کنونی دولت را بر حسب مالیاتهای آینده تنزیل کرده و پس انداز خود را افزایش خواهند داد. دراین حالت، میزان کسری بودجه از طریق افزایش پس انداز خصوصی خنثی خواهد شد و تأثیری بر روی (X-M) یا پس انداز خارجی و سرمایه گذاری (I) نخواهد داشت. بنابر این، طبق فرضیهٔ ریکاردینها، ارتباط دوطرفه را نمی‌توان بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری برقرار کرد (Barro 1974).

جدای از دیدگاه های نظری گفته شده، بایستی خاطرنشان شود که از بُعد تجربی و تحقیقاتی نیز در قالب نظریه های فوق، مطالعات متعددی در مورد ارتباط کسری بودجهٔ دولتی و کسری تراز تجاری صورت گرفته که در برخی از این مطالعات ((Feldstein 1983)، (Somensatto 1985)و(Cheng 1987)) ارتباط معنی دار بین دو کسری (کسری بودجهٔ دولتی و کسری تراز تجاری) تأیید و در برخی دیگر(Ulan 1990) و (Lee 1990)این رابطه تأیید نشده است.

با تمام این احوال، کاربرد این دیدگاهها در کشورهای در حال توسعه، مانند ایران با مشکلات فراوانی همراه است چرا که، از پیش فرض های ضروری هر دو نظریه، وجود بازار سرمایه و بازار مالی فعّال است، که این بازارها در ایران با محدودیت های جدی همراه هستند. در مورد ایران مسأله به این صورت قابل طرح است که وجود محدودیت بازار مالی به خصوص در سالهای بعد از انقلاب، دولت را مجبور به تأمین کسری بودجه از طریق سیستم بانکی کشور کرده است. افزایش حجم پول به خصوص در سالهای ۱۳۷۱ - ۱۳۶۲ عامل مهمّ و مؤثری بر داراییها و ثروت افراد بوده است. از سوی دیگر، روی‌آوردن دولت به سیستم بانکی برای تأمین کسری بودجه عملاً به عنوان پذیرش سیاست تورّمی است که دولت با استفاده از مالیات تورّمی توانسته درصدی از کسری بودجهٔ خود را تأمین کند. بنابر این در قالب نظری می توان بررسی کرد که افزایش حجم پول چه تأثیری روی دارایی افراد و در نهایت، پس انداز آنها گذاشته است و آیا این فرایند منجر به تغییر کسری تراز تجاری در بلند مدّت شده است یا خیر؟

به این ترتیب، هدف این مقاله یافتن تعادل بلند مدّت احتمالی میان کسری بودجهٔ دولت و کسری تراز تجاری در ایران است که برای بررسی وجود چنین رابطه ای از تکنیک همگرایی بلند مدّت استفاده می‌شود.

روش تحقیق

در بیشتر تجزیه و تحلیل های کوتاه مدّت، قبل از آنکه تمامی متغیرهای مدل را در تخمین دخالت دهند ابتدا با استفاده از روش تفاضل گیری، متغیرها را به متغیرهای ساکن[۵] تبدیل کرده و به مفهوم دیگر روند را از متغیرها جدا می سازند. این طرز عمل، اطلاعات با ارزش بلند مدت را نادیده می گیرد. از طرفی، اکثر متغیرهای اقتصادی نیز غیر ساکن[۶] هستند و احتمال اینکه استفاده از متغیرهای غیر ساکن در مدل، تخمینهای ناسازگار و همبستگی کاذبی را به نمایش بگذارد قابل پیش بینی است. همچنین، در صورتی که مدل ارتباط کاذب[۷] را ارائه دهد، استفاده از آماره T و F غیر ممکن بوده و

نتایج، گمراه کننده خواهد بود. در سال ۱۹۸۱، Granger و به دنبال آن در سال ۱۹۸۷، Engle-Granger با ارائه روش همگرایی و همچنین با استفاده از مدل تصحیح خطا[۸] توانستند عامل پویایی کوتاه مدّت را در کنار عامل بلند مدّت گذاشته وجود تعادل میان آنها و رابطه علّت و معلولی را آزمون کنند.

بدین منظور در این مقاله سعی شده است با استفاده از روش همگرایی، علاوه بر بررسی وجود ارتباط بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری در ایران، به بررسی رابطهٔ علت و معلولی و تعادل بین کوتاه مدّت و بلند مدّت این دو متغیر بپردازیم.

در ابتدا دو رگرسیون همگرایی را به صورت زیر معرفی می کنیم:

$$CA_t = \alpha_0 + \alpha_1 BD_t + e_t \quad (۱$$

$$BD_t = \beta_0 + \beta_1 CA_t + u_t \quad (۲$$

که در آن، CA_t کسری تراز تجاری و BD_t کسری بودجهٔ دولت (به قیمتهای جاری) است. e_t و u_t خطاهای تصادفی[۹] بوده و هر دو دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_1^2 و σ_2^2 هستند [$e_t \sim N(0,\sigma_1^2)$ و $u_t \sim N(0,\sigma_2^2)$]. از طرفی، برای تخمین دو رگرسیون همگرا بایستی از مرتبه هر یک از متغیرها واقف شویم و در صورتی که آنها دارای ریشه واحد[۱۰] باشند، آنگاه با تخمین معادلات ارائه شده، همگرایی بلند مدّت میان آنها را در مورد آزمون قرار می دهیم.

بنا به تعریف، اگر مرتبهٔ یک سری را با I(d) نشان دهیم ($X_t \sim I(d)$) که در آن d مرتبهٔ تفاضلی سری باشد، پس از d مرتبه تفاضل گیری، سری مزبور تبدیل به سری ساکن خواهد شد. پس، اگر x_t و y_t هر کدام دارای مرتبهٔ تفاضلی یک باشند ($x_t \sim I(1)$ و $y_t \sim I(1)$) در آن صورت، Δx_t و Δy_t دوسری با مرتبهٔ تفاضلی I(0) خواهند بود که Δx_t و Δy_t را سری ساکن می نامند (Δ عملگر خطی است $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). در حالت کلّی اگر مرتبه x_t و y_t را به صورت CI (b, d) تعریف کنیم که در آن ($x_t \sim I(b)$ و $y_t \sim I(d)$) باشد، دو سری وقتی دارای همگرایی بلند مدّت خواهند بود که β هایی وجود داشته باشند به طوری که ترکیب خطّی از x_t و y_t با مرتبه صفر I (0) را پدید آورند. یعنی:

$$y_t - \beta_1 x_t \sim I(d-b) \sim I(0)$$

$$x_t - \beta_2 y_t \sim I(b-d) \sim I(0)$$

بنابر این، ابتدا با استفاده از آزمون ADF[۱۱]، مرتبهٔ هر سری را در غالب رگرسیونهای زیر مورد آزمون قرار می دهیم:

$$\Delta(CA_t) = A_0 + A_1 CA_{t-1} + \sum_i^K A_{2i} \Delta(CA_{t-i}) + \eta_1 \quad (۳$$

$$\Delta(BD_t) = B_0 + B_1 BD_{t-1} + \sum_i^K B_{2i} \Delta(BD_{t-i}) + \eta_2 \quad (۴$$

که در آن، جملات اخلال دارای توزیع نرمال $\eta_1 \sim N(0,\sigma_3^2)$ و $\eta_2 \sim N(0,\sigma_4^2)$ هستند.

در این معادلات $\Delta(CA_t)$ و $\Delta(BD_t)$ به ترتیب تفاضلات مرتبهٔ اوّل CA_t و BD_t بوده و برای آزمون ریشه واحد، فرضیه صفر ($H_0: A_1$ یا $B_1 = 0$ و I (1)) در مقابل فرضیهٔ مخالف ($H_1: A_1$ یا $B_1 < 0$ و I (0)) مورد آزمون قرارمی گیرد. نسبت t برای ضرایب CA_{t-1} و BD_{t-1} با آمارهٔ t معمولی متفاوت بوده و به نام توزیع دیکی-فولر و یا توزیع مکینون[۱۲] معروف است که در این مطالعه، توزیع مکینون مورد استفاده قرار گرفته است. در صورت اثبات وجود ریشهٔ واحد هر دو سری، به منظور یافتن رابطه دراز مدّت تعادلی میان CA_t و BD_t از دو مدل رگرسیونی زیر استفاده می شود:

$$\Delta e_t = \varnothing e_{t-1} + \sum_i^K \varnothing_i \Delta e_{t-i} + w_t \quad (۵$$

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \sum_i^K \rho_i \Delta u_{t-1} + z_t \quad (۶$$

که در آن، e_t و u_t پس مانده های[۱۳] تخمین دو معادلهٔ ۱ و ۲ می باشند:

$$\hat{e}_t = CA_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 BD_t$$

$$\hat{u}_t = BD_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 CA_t$$

همچنین به منظور آزمون رابطه دراز مدّت تعادلی بین دو متغیر ذیل، فرضیه صفر (عدم همگرایی $H_0: \rho = 0$ و $\varnothing$) را در مقابل فرضیهٔ مخالف (وجود همگرایی $H_1: \rho < 0$ و $\varnothing$) مورد آزمون قرار می دهیم. در صورتی که نتایج، دال بر وجود ارتباط دراز مدّت بین دو متغیر باشد می توانیم برای هر رگرسیون همگرا مدل ECM را تعریف کنیم(Engle, Granger 1987) که در آن صورت مدل ECM به دور از هرگونه همبستگی کاذب خواهد بود. (Granger- Newbold 1977). بنابر این، همواره برای سریهایی که دارای مرتبه I(1) بوده و تعادل بلند مدت دارند، می توان معادلات ECM را به صورت زیر برقرار کرد:

$$\Delta(CA_t) = \lambda_1 + \lambda_2 e_{t-1} + \sum_{i=1}^K \lambda_{3i} \Delta(CA_{t-i}) + \sum_{i=1}^K \lambda_{4i} \Delta(BD_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (۷$$

$$\Delta(BD_t) = \gamma_1 + \gamma_2 u_{t-1} + \sum_{i=1}^K \gamma_{3i} \Delta(BD_{t-i}) + \sum_{i=1}^K \gamma_{4i} \Delta(CA_{t-i}) + v_t \quad (۸$$

که در این رابطه ε_t و v_t هر دو دارای توزیع نرمال با میانگین

صفر و واریانس δ_5^2 و δ_6^2 هستند.

$[\nu_t \sim N(0, \delta_6^2)$ و $\varepsilon_t \sim N(0, \delta_5^2)]$

همچنین e_{t-1} و u_{t-1} تصحیح خطاها بوده و نشان دهندهٔ میزان عدم تعادل بین CA_t و BD_t در دورهٔ گذشته هستند. همچنین، در معادلات ۷ و ۸ متغیر وابسته نه تنها به وقفه ای از متغیر مستقل، بلکه به وقفه ای از خود و نیز به میزانی از عدم تعادل بین خود و متغیر مستقل وابسته است. بنابر این، زمانی که ضریب e_{t-1} از نظر آماری معنی دار و با اهمیّت باشد، می توان بیان داشت که سرعت تعدیل موجود میان کوتاه مدّت و بلند مدّت زیاد بوده و رابطه علت و معلولی از BD_t به CA_t است. که این استدلال در مورد u_{t-1} نیز صادق خواهد بود.

مطالعهٔ تجربی

در این مطالعه، برای آزمون رابطهٔ تعادلی بلند مدّت میان کسری بودجهٔ دولت و تراز تجاری از آمار سالانه برای سالهای(۷۱- ۱۳۳۸) استفاده شده است. امّا قبل از آزمون مورد نظر، بایستی ابتدا مرتبه هر سری را مشخص کنیم. جدول ۱، آزمونADFرا برای تشخیص مرتبه هر سری به نمایش می گذارد. طبق این جدول، هر دو سری BD_t و CA_t دارای مرتبه یک بوده $(BD_t \sim I(1)$ و $CA_t \sim I(1))$ و به عبارت دیگر، دارای ریشه واحدی هستند. علاوه بر آن، هر دو با یک بار تفاضل گیری تبدیل به مرتبه صفر I(O) می گردند.

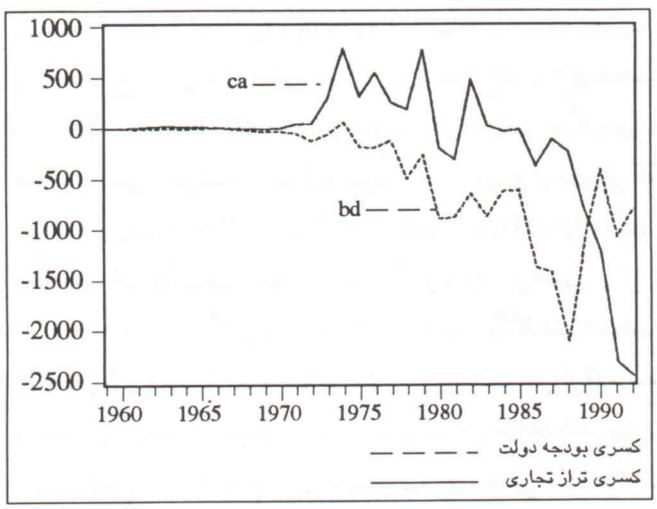
جدول شماره ۱: نتایج آزمون ADF برای مرتبه سری ها (۷۱ـ۱۳۳۸)

متغیر	آماره ADF	تعداد وقفه
CA_t	0.38356	0
BD_t	-1.2848	3
$\Delta(CA_t)$	-6.1848	0
$\Delta(BD_t)$	-6.9620	0
	ارزش بحرانی مکینون برای میانگین غیر صفر	
1%	-3.6576	
5%	-2.9591	
10%	-2.6181	

به این ترتیب، طبق روش همگرایی با برقراری شرایط اولیه می توانیم در قالب مدل های همگرای ۱و۲ و همچنین ۳و۴ وجود تعادل بلند مدّت میان این دو سری را مورد آزمون قرار دهیم.

جدول۲، آزمون دو طرفهٔ هر دو سری CA_t و BD_t را به نمایش گذاشته است. مطابق این آزمون در هیچ یک از معادلات، مقدار آمارهٔ ADF از ارزش بحرانی کمتر نبوده و به عبارت دیگر، رابطهٔ دراز مدّت تعادلی میان کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری بر قرار نیست. امّا اقتصاد ایران همواره در طول دورهٔ مورد مطالعه در این مقاله، شاهد شوک های اقتصادی و غیر اقتصادی از جمله شوکهای نفتی، جنگ، تغییر سیاستهای ارزی و غیره بوده است. در این میان، بودجهٔ دولتی و تراز تجاری نیز از تأثیر این شوکها در امان نبوده اند. بررسی نمودار۱ نشان می دهد که روند هر دو سری بین سالهای ۶۸-۱۳۳۸ همسو بوده و یافتن تعادل بلند مدّت در این سالها محتمل به نظر می رسد. جدول شماره ۳ تأیید این نظریه را نشان می دهد.

نمودار ۱: کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری



جدول شماره ۲: نتایج آزمون همگرایی بین کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری (۷۱ـ۱۳۳۸)

بردار همگرائی (معادله ۲)

BD_t	1
CA_t	-0.012674
t	42.07861

ADF(1)=-0.4794

بردار همگرائی (معادله ۱)

CA_t	1
BD_t	-0.04
t	32.45736

ADF(1)=-3.0459

رگرسیونهای ADF

$\Delta e_t = -0.07919\ e_{t-1} - 0.03673\ \Delta e_{t-1}$
(-0.47948) (-0.1652)

$\Delta u_t = -0.59931\ u_{t-1} + 0.03765\ \Delta u_{t-1}$
(-3.0459) (0.03765)

ارزش بحرانی مکینون با داشتن میانگین غیر صفر و روند زمانی:

سطح	
1%	-4.845
5%	-4.09
10%	-3.724

آمارهٔ ADFدر مدل رگرسیونی اولی از میزان ارزش بحرانی کمتر بوده و تأیید کنندهٔ رابطهٔ بلند مدّت (یک طرفه) میان دو سری است. از طرف دیگر، با توجه به نمودار۱، روند حرکتی دو سری در سالهای ۱۳۷۱-۱۳۶۹ هم سو نبوده است. شاید بتوان علّت را در دو عامل مهمّ زیر جست:

۱- بر اثر افزایش در آمدهای ارزی حاصل از افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۶۹ و اقدام دولت مبنی بر فروش ارز ترجیحی- رقابتی برای به دست آوردن درآمد بیشتر در سال مزبور، کسری بودجهٔ دولتی به میزان قابل توجّهی یعنی ۶۳/۳ درصد نسبت به سال قبل (۱۳۶۸) کاهش داشته است. لذا، از سال ۶۹ به بعد تغییر ساختاری در سیاستهای ارزی دولت به وجود آمده است.

۲- بعد از سال ۱۳۶۸ واردات کالاهای سرمایه ای و واسطه ای با شتاب فزاینده ای افزایش یافت که با توجه به ارزبری شدید این اقلام، بر شدّت کسری تراز تجاری افزوده شد. لذا، بهبود در تعادل بودجه دولتی با بهبود در تعادل تراز تجاری همراه نبوده است.

جدول شماره ۳: آزمون همگرایی بین کسری بودجهٔ دولت و کسری تراز تجاری (۱۳۶۸-۱۳۳۸)

ضرایب	بردار همگرایی (معادلهٔ ۲)	ضرایب	بردار همگرایی (معادلهٔ ۱)
1	BD_t	1	CA_t
-0.5825	CA_t	-0.59798	BD_t
45.42213	t	-23.10483	t
ADF(3)=-2.1715		ADF(0)=-4.466	

رگرسیونهای ADF

$\Delta e_t = -1.0222\ e_{t-1}$
(-4.466)

$\Delta u_t = -0.8428 u_{t-1} + 0.1239279\ \Delta u_{t-1} + 0.35029\ \Delta u_{t-2} - 0.762\ \Delta u_{t-3}$
(-2.1715) (0.31655) (0.9631) (-2.1964)

ارزش بحرانی مکینون با داشتن میانگین غیر صفر و روند زمانی:

سطح	
1%	-4.4029
6%	-4.1237
10%	-3.749

به این ترتیب، با دخالت دادن تحوّل ساختاری از سال ۱۳۶۹ به بعد، مجدداً وجود همگرایی میان کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری را در سالهای ۱۳۷۱-۱۳۳۸ مورد آزمون قرار می دهیم. روشی که در این مقاله به کار برده می شود به روش پرون[۱۴] معروف است. وی با تعمیم مدل ADFمتغیرهای ساختاری را نیز در مدل تعبیه کرده و سپس به آزمون ریشه واحد دو سری به صورت زیر می پردازد:

$$H_0: y_t = \psi_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_p + \varepsilon_t$$
$$H_1: y_t = \psi_1 + \psi_2 t + \mu_2 D_L + \varepsilon_t$$

که در رابطهٔ بالا، D_p نمایشگر یک شوک مجازی است که برای $t=\tau+1$ برابر است با $D_p=1$ و برای سایر مشاهدات، صفر است. D_L نمایشگر سطح مجازی [۱۵] است که برای $t>\tau$ برابر با $D_L=1$ و برای سایر مشاهدات صفر است. از طرفی، می توان آزمون بالا را در قالب یک مدل به صورت زیر درآورد[۱۶]:

$$y_t = \psi_0 + \mu_1 D_p + \mu_2 D_L + \psi_2 t + k\, y_{t-1} + \sum_{i=1}^{K} \psi_{3i}\, y_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول ۴ نتایج آزمونهای انجام شده با استفاده از مدل پرون را به نمایش می گذارد[۱۷]. با استفاده از این مدل CA_t و BD_t هر دو دارای ریشه واحد بوده و با یک بار تفاضل گیری به سری ساکن با مرتبه I(O) تبدیل می شوند. به عبارت دیگر، ریشهٔ واحد بودن سری ها در جدول ۱، ناشی از شکست ساختاری نبوده است. در جدول ۵، با در نظر گرفتن متغیر مجازی D_L آزمون همگرایی برای سالهای

جدول شماره ۴: نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از روش Perron (۱۳۳۸-۷۱)

متغیر	ADF	تعداد وقفه
CA_t	-0.4488312	2
BD_t	-0.25060	4
ΔCA_t	-4.2108189	3
ΔBD_t	-7.9690	3

ارزش بحرانی ADFدر روش Perron برای سطح ۵ و ۱۰ درصد اهمیّت به ترتیب ۳/۷۶- و ۳/۴۷- است.

۱۳۳۸-۷۱ انجام گرفت. نتایج به دست آمده نشان می دهد که رابطهٔ دو طرفه برقرار بوده و دو سری دارای تعادل دراز مدّت هستند. بنابر این، اکنون با تخمین مدلهای تصحیح خطا می توانیم میزان سرعت تعدیل میان عامل پویایی کوتاه مدّت و بلند مدّت را به دست آورده و در زمینهٔ رابطه علّت و معلولی دو سری به قضاوت بنشینیم. در جدول ۶ نتیجهٔ تخمین دو مدل تصحیح خطا آورده شده و در دو مدل مذکور به منظور یافتن تعداد وقفه های بهینه از آزمون نسبت

جدول شماره ۵: نتایج آزمون همگرایی بین کسری بودجهٔ دولت و کسری تراز تجاری (۷۱ ـ ۱۳۳۸)

بردار همگرایی (معادلهٔ ۱) با وارد کردن D_L	ضرایب	بردار همگرایی (معادلهٔ ۲) با وارد کردن D_L	ضرایب
CA_t	1	BD_t	1
BD_t	-0.665572	CA_t	-0.532616
D_L	2248.7783	D_L	-1499.892
t	-26.0074	t	45.58760
ADF(0)=-6.6910		ADF(0)=-4.8309	

$\Delta e_t = -1.2272\ e_{t-1}$
(-6.6910321)

$\Delta u_t = -0.8633601\ u_{t-1}$
(-4.8309)

ارزش بحرانی مکینون با داشتن میانگین غیر صفر و روند زمانی:

سطح	
1%	-4.4029
5%	-4.1237
10%	-3.749

راستنمایی [۱۸] (Sims 1971) استفاده شده است. چنانچه در مدل یک مشخص است ضریب e_{t-1} برابر با ۰/۸۷۷ - بوده و از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی دار است. معنی دار بودن ضریب فوق، همچنین سرعت تعدیل پویایی کوتاه مدّت و بلند مدّت را به نمایش می گذارد. ضریب e_{t-1} نشان می دهد که سرعت تعدیل میان کسری

جدول شماره ۶: نتایج حاصل از مدل تصحیح خطاها برای کسری بودجه و کسری تراز تجاری (۷۱ ـ ۱۳۳۸)

$$\Delta CA_t = \underset{(-4.18934)}{-0.8778132 e_{t-1}} + \underset{(2.55826)}{0.3718\ \Delta(CA_{t-1})} - \underset{(-0.3703001)}{0.05604\ \Delta(CA_{t-2})} +$$

$$\underset{(2.78552)}{0.43733\ \Delta(CA_{t-3})} + \underset{(0.370300)}{\Delta(BD_{t-1})}$$

$\bar{R}^2 = 0.56$ $\quad F = 10.38$

$$\Delta BD = \underset{(-0.705)}{-0.2134\ u_{t-1}} - \underset{(-1.234)}{0.2575\ \Delta(BD_{t-1})} - \underset{(-1.6266)}{0.28091\ \Delta(BD_{t-2})}$$

$$\underset{(-0.9793)}{-0.226\ \Delta(BD_{t-3})} - \underset{(-3.01548)}{0.8878\ \Delta(BD_{t-4})}$$

$\bar{R}^2 = 0.343$ $\quad F = 4.66$

توجه: اعداد داخل پرانتز نشانگر آمارهٔ t است.

بودجه دولت و کسری تراز تجاری بیشتر بوده و رابطهٔ علت و معلولی از کسری بودجه دولت (BD_t) به کسری تراز تجاری (CA_t) است و به عبارت دیگر، هر عدم تعادل در وضعیت بودجهٔ دولتی خود منجر به عدم تعادل در تراز تجاری می شود (بالا بودن سرعت تعدیل حاکی از سریع تر برقرار شدن تعادل بین دو کسری است). از سوی دیگر، با توجّه به مدل دوّم در جدول۶ ضریب u_{t-1} در سطح ۵ درصد معنی دار نبوده و نیز با توجه به معنی دار نبودن ضریب وقفه ای کسری تراز تجاری (CA_{t-1}) وجود رابطهٔ علت و معلولی از کسری تراز تجاری به کسری بودجه دولت تأیید نمی شود.

خلاصه و نتیجه گیری

طبق نظریه ماندل - فلمینگ، بزرگ شدن کسری بودجهٔ دولت می تواند از راه متغیرهایی همچون میزان بهره و نرخ ارز بر کسری تراز تجاری تأثیر بگذارد که درجه تأثیر پذیری کسری تراز تجاری از کسری بودجه دولت نیز بستگی به نوع تأمین مالی کسری بودجه دولت دارد. در ایران با توجه به محدودیت بازارهای مالی و سرمایه ای، برقرار کردن ارتباط کسری بودجه دولتی و تراز تجاری از طریق میزان بهره ممکن نیست. به خصوص در سالهای بعد از انقلاب، برای تأمین کسری بودجه دولت متوسل به سیستم بانکی کشور شده است. افزایش حجم پول از طریق افزایش پایه پولی از طرفی بر داراییها و ثروت افراد تأثیر می گذارد و از طرف دیگر می تواند اثر خود را در قالب کاهش پس انداز بخش خصوصی نشان دهد. همچنین، افزایش حجم پول باعث افزایش سطح قیمتها شده که این امر بر واردات کشور و تراز تجاری تأثیر می گذارد.

مخالفان این طرز فکر یعنی ریکاردینها معتقد هستند افزایش کسری بودجه سبب افزایش پس انداز بخش خصوصی شده و بنابراین نمی توان ارتباطی را میان کسری تراز تجاری و کسری بودجه برقرار ساخت. در این مقاله، با استفاده از روش همگرایی نشان داده شده که میان کسری تراز تجاری و کسری بودجه دولت، بر خلاف نظریه ریکاردینها، ارتباطی مثبت و قوی وجود دارد و تعادل دراز مدّت بین این دو برقرار است. همچنین با استفاده از مدل های تصحیح خطا، ثابت شده که رابطه علت و معلولی از سمت کسری بودجه دولت به کسری تراز تجاری است و سرعت تعدیل میان این دو کسری معادل ۸۷ درصد است. بالا بودن سرعت تعدیل نشان می دهد که تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق سیستم بانکی، درجهٔ تأثیر پذیری کسری تراز تجاری از کسری بودجهٔ دولتی را افزایش داده به گونه ای که، عدم تعادل در بودجهٔ دولت منجر به عدم تعادل در تراز تجاری می شود.

مراجع:

1- Barro, Robert J. "Are government bonds net wealth?" *Journal of political Economy* pp 1095-1117 (1974)

2- Enders, walter, and Bong-soo l. "Current account and budget deficits: Twins or distant consins ? ", *Review of economics and statistics LXII* pp 393-381(1990).

3- Engle, Robert, and C. Granger, "Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing," Econometrica ss, pp 251-276 (1987).

4- Engle, Robert, F. and Byung, S. yoo" Forecasting and testing in cointegrated systems," *Journal of Econometrics* 35, pp 143-159 (1987).

5- Miller, stephen and Russek,F. "Cointegration and error correction models: The temporal causality between government taxes and spending" ,*Southern Economic Journal*, vol. 56 , pp. 221-229 (July 1990).

6- Fuller, wayne, A. *Introduction to Statistical Time Series,* J. wiley, New York (1979).

7- Granger, C.W.J. "Some recent developments in a concept of causality," *Journal of Econometrics*, vol. 39,pp. 199-211 (September / October 1988).

8- Mackinnon, James, G. " Critical values of cointegration tests. ",in *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (1991).

9- Tegence, A. and. Kuchler,F. " An error correction model of farmland prices. "*Applied Economics* 23 pp 741-747 (1991).

10- Hendry, D. and Richard, J.F "The econometric analysis of economic time series" *International Statistical Review* 51, pp 111-163 (1983).

11- Cebula, Richard J. "Federal government budget deficits and interest rates: A brief note.", *Southern Economic Journal* ,pp 206-210(July 1988).

12- Tallman, Eillij, w. and Jeffrey A. Rosensweing. "Inrestigating U.S. government and trade deficits, "*Economic Review* , pp 1-11, Federal Reserve Bank of Atlanta, USA (May / July 1991).

13- Granger, C. and Newbold,P. *Forcasting Economic Time Series*, Academic Press, New York (1977).

14- Perron, Pierre. *Econometrica* 57 (November 1989).

15- Bahmani-Oskooee, M. " Effects of the U.S. government budget on its current account: An empirical inquiry", *Quarterly Review of Economics and Business* 19, pp 76-91 (1989).

16- Zeira, Joseph. " Credit rationing in an open economy", *International Economic Review* 32, pp 959-972 (1991).

17- Day, Edward, A. " Federal government budget deficits and interest rates: Bomment. ", *Southern Economic Journal* 58, pp 816-820 (1992).

18- Somensatto, Eduardo. " Budget deficits, exchange rates, international capital flows, and trade", *In Contemporary Economic Problems,* Ed. P Cagan, American Enterprise Institute, Washington, D.C (1985).

19- Feldstein, Martin " Domestic saving and international capital market movements in the long and short run. "*European Economic Review* 21, pp 129-251 (1983).

20- Volcker, Paul, A. "Facing up to the twin deficits," Challenge, pp 4-9 (March /April 1984).

21- Laney, Leroy, O. " Twin deficits in the 1980s: What are the linkages?", *Business Economics,* pp 40-45 (April 1986).

22- Mundell, Robert,A. *Monetary Theory: Inflation, Interest and Growth in the World Economy*, Good year Publishing Co (1971).

پانوشتها:

* این مقاله در پنجمین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی که در اردیبهشت ماه ۱۳۷۴ توسط موسسه تحقیقات پولی و بانکی و با همکاری سیستم بانکی برگزار گردید، ارائه شده است.

1- Co - integration

2- Zeira

3- Leakages

4- Injection

5- Stationary

6- Non Stationary

7- Spurious

8- Error Correction Model

9- Stochastic Error

10- Unit Root

11- Augment Dickey and Fuller

توزیع آمارهٔ ADF فولر در سال ۱۹۷۶ برای یک نمونهٔ بزرگ آماری ارائه شده است.

12- Mackinnon

توزیع آمارهٔ Mackinnon در سال ۱۹۹۱ از سوی مکینون ارائه شده است.

13- Residuals

14- Perron (1989)

15- Dummy Level

۱۶- برای مطالعهٔ بیشتر مراجعه کنید به Perron, Econometrica 57-1989

۱۷- برای آزمون وجود تغییر ساختاری در سال ۱۳۶۹، D_p برابر با یک و برای سایر سالها صفر و نیز برای سالهای بعد از ۱۳۶۹، D_L برابر با یک و برای سایر سالها صفر است.

18- Likelihood Ratio test