فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال یازدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۰ ـ صفحات ۹-۱

آزمون نظریه بارو – ریکاردو در تابع مصرف ایران

محمدرضا منجذب[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۸/۱۸ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۰/۳/۱

چکیده

نظریه بارو – ریکاردو حکایت از عدم تأثیر کسری بودجه دولت بر مصرف دارد. این دو، با الهام از نظریه دوره زندگی و درآمد دائمی بیان می‌دارند، چون دولت از طریق استقراض از مردم، کسری بودجه خود را تأمین می‌کند و در آینده برای پرداخت این بدهی از طریق افزایش مالیات، آن را تأمین می‌نماید، لذا مصرف تغییری نمی‌کند.

این نظریه، در مورد ایران آزمون شد و با تخمین تابع مصرف ایران، نتیجه مزبور در مورد ایران تکرار شد. اما چون به طور معمول در ایران، کسری بودجه عمدتاً از طریق گسترش نقدینگی و از طریق استقراض از بانک مرکزی یا فروش ارز و نه استقراض از مردم تأمین شده است، لذا می‌باید به دنبال دلایلی دیگر مبنی بر خنثی بودن کسری بودجه دولت در ایران بود.

واژگان کلیدی: تابع مصرف، ایران، کسری بودجه، بارو – ریکاردو

طبقه‌بندی JEL: C23; E21; E62; H63

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

۱. دکترای اقتصاد، عضو هیات علمی دانشکده علوم اقتصادی. monjazeb1@Yahoo.com

مقدمه

نظریه بارو - ریکاردو با یک سؤال در زمینه مصرف آغاز می‌شود. آیا کسری بودجه دولت اهمیتی دارد؟ یعنی با توجه به معین بودن اندازه هزینه دولتی، آیا این اهمیت دارد که نرخ مالیات جهت پوشش هزینه‌ها چه مقدار و چگونه باشد؟

اقتصاددانان کلاسیک جدید (شاخه تحت رهبری رابرت بارو) جواب تعجب آور دیگری ارائه می‌دهند. آنها می‌گویند که اساساً کسری مربوط اهمیتی ندارد. منطق حاکم بر این جواب، از مدل مصرف دوره زندگی و درآمد دائم ناشی می‌شود. برای توضیح بیشتر، فرض کنید هزینه عمومی دولت به طور سرانه برای هر خانوار ۱۰۰ هزار تومان افزایش یابد. همچنین فرض کنید مالیات نیز ۱۰۰ هزار تومان افزایش پیدا کند. لذا منابع درآمدی هر خانوار (به دلیل مالیات)، ۱۰۰ هزار تومان کاهش می‌یابد.

حال فرض کنید دولت هزینه افزایش یافته خود را از طریق استقراض از مردم تأمین و لذا مالیات را افزایش ندهد. در اینجا نیز ۱۰۰ هزار تومان از منابع درآمدی خانوارها کاهش یافته، اما به صورت قرض به دولت انجام گردیده است. البته در حال حاضر، خانوارها هر یک ۱۰۰ هزار تومان اوراق قرضه دولتی در اختیار دارند. اما خانوارها این را نیز در نظر می‌گیرند که دولت هنگام پرداخت بدهی و برای تأمین مالی مربوطه، ناچار مالیات را افزایش می‌دهد تا هم اصل بدهی و هم بهره اوراق مربوطه را برگرداند؛ لذا دارا بودن اوراق بر تصمیم خانوار (در مصرف و امثال آن) اثر نمی‌گذارد، زیرا دارایی مربوطه توسط مالیات مذکور خنثی خواهد شد و بنابراین، گویی کسری بودجه دولتی بی اثر بوده است.

این بحث این سؤال را مطرح می‌کند که آیا اصولاً اوراق قرضه دولتی، برای مردم، ثروت و دارایی محسوب می‌شود یا خیر؟ موضوع به دیوید ریکاردو نیز قابل بازگشت است؛ زیرا او نیز بر این عقیده بود که تأمین مالی و کسری از طریق صدور اوراق قرضه، صرفاً مالیات ستانی را به تعویق می‌اندازد و ماهیتاً با وضع مالیات جاری تفاوتی ندارد. در نتیجه، این قضیه با توجه به نگاه بارو از یک طرف و ریکاردو از طرف دیگر، تحت عنوان معما یا مسأله بارو – ریکاردو در ادبیات اقتصادی مطرح می‌باشد.

پرتال جامع علوم انسانی

مبانی نظری و کاربردی مدل

مدل تابع مصرف کل را که مجموعه‌ای از ثروت‌های انسانی و غیرانسانی است را به صورت زیر در نظر بگیرید (بلانچارد ۱۹۸۵):

$$\left[C_t = \lambda y_t + \alpha[(1+\rho)A_{t-1} + (1-\lambda)\sum_{i=0}^{\infty}(\frac{1-\mu}{1+\rho})^i E_t\, y_{t+i}] \right]$$
$$0 \prec \alpha \prec 1 \quad ، 0 \prec \lambda \prec 1 \qquad (۱)$$

به طوری که C مصرف کل در هر دوره، A_{t-1} حجم دارایی‌ها در پایان دوره، $t-1$ ثروت غیرانسانی شامل بدهی‌های دولتی که توسط عموم نگهداری می‌شود، ρ نرخ حقیقی بازگشت، y_t درآمد بعد از مالیات (ثروت انسانی)، α میل نهایی به مصرف و λ سهم مصرف کنندگان از محدودیت نقدینگی است. E_t اطلاعات موجود مصرف کنندگان در دوره t و μ نرخ تنزیل درآمد آتی نیروی کار است.

برای حصول به یک مدل قابل آزمون، به مدل (۱) یک دوره تأخیر داده و سپس در $\frac{1+\rho}{1-\mu}$ ضرب می‌نماییم و مدل جدید را از معادله (۱) کسر می‌نماییم، در این صورت داریم:

$$C+\frac{1+\rho}{1-\mu}C+\alpha(1+\rho)A_{t-1}-\alpha\frac{1+\rho}{1-\mu}(1+\rho)A_{t-2}+\lambda y_t\frac{1+\rho}{1-\mu}[\lambda+\alpha(1-\lambda)]Yt-1+Ut \quad (۲)$$

به طوری که

$$u_t = \alpha(1-\lambda)\sum_{i=0}^{\infty}(\frac{1-\mu}{1+\rho})^i[E_t - Ey_{t-1}]Y_{t+i}$$

تحت فروض بازار سرمایه کامل و بدون محدودیت نقدینگی توسط مصرف کنندگان $\lambda=0$ است و لذا خواهیم داشت:

$$C=\frac{1+\rho}{1-\mu}[1-\alpha(1-\mu)]C_{t-1}-\alpha\mu\frac{(1+\rho)^2}{1-\mu}A_{t-2t}-\alpha\mu\frac{1+\rho}{1-\mu}y_{t-1}+U_t \qquad (۳)$$

آفانزو (Afonso, 2008) بر اساس ادبیات مزبور، مدل زیر را طراحی می‌کند:

$$C_{it} = c + \delta C_{t-i} + \theta A_{t-i} + \lambda y_{it} + \Psi y_{t-i} + u_{it} \qquad (۴)$$

این مدل، برای برآورد در کشورهای عضو اتحادیه اروپا به کار می‌رود؛ به طوری که i بیانگر هر کشور، C مصرف خصوصی سرانه، A بدهی ناخالص دولتی سرانه و y تولید داخلی سرانه است.

ریکیوتی (Ricciuti, 2001) در آزمون نظریه بارو – ریکاردو از مدل زیر استفاده می‌کند:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 W_t + \alpha_3 SSW_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 T_t + \alpha_6 TR_t + \alpha_7 D_t + e_t \qquad (۵)$$

در مدل مزبور C مخارج کل مصرف کننده، Y درآمد جاری، W ارزش بازاری ثروت شخصی، SSW ارزش منافع اجتماعی آتی، G مخارج دولت، T درآمد مالیاتی، TR پرداخت‌های انتقالی و D بدهی خالص کل است.

البته ریکیوتی با تغییراتی در مدل (۵) و کم و زیاد کردن متغیرهای توضیحی، مدل مزبور را

مورد برآورد قرار می‌دهد. نتایج این مدل‌ها دلالت بر رد فرض ریکاردو دارد.

برای بررسی آزمون اثربخشی یک متغیر بر متغیری دیگر، بویژه در دوره‌های زمانی متفاوت کوتاه مدت و بلندمدت، از مدل سنت لوییس استفاده می‌شود. این مدل، اول بار به صورت زیر معرفی شد:

$$\dot{Y}_t = \alpha + \beta_0 \dot{M}_t + \beta_1 \dot{M}_{t-1} + \beta_2 \dot{M}_{1-2} + \beta_3 \dot{M}_{1-2} + \beta_4 \dot{M}_{1-4} + u_{1t}$$

$$= \alpha + \sum_{i=0}^{4} \beta_i \dot{M}_{t-i} + u_{1t}$$

$$\dot{Y}_t = \text{ثابت} + \sum_{i=0}^{4} \beta_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \lambda_i \dot{E}_{t-i} + u_{3i}$$

در مدل‌های مزبور، نرخ رشد پول در دوره‌های گذشته و فواصل زمانی متفاوت، بر نرخ رشد تولید تأثیر دارد. اگرچه این مدل در دهه ۱۹۷۰ معرفی شد ولی به زودی در سایر مدل‌های اقتصادسنجی مورد استفاده قرار گرفت. به عنوان مثال، بارو برای آزمون اثربخشی یک متغیر بر سایر متغیرها به صورت زیر عمل کرد.

بارو (Barro, 1977: 101) ابتدا مدل پولی را برآورد می‌نماید:

$$DM_t = F(DM_{t-i}, FEDV_t, UN_{t-1}) \qquad (۶)$$

که در آن $DM_t = \log M_t - \log M_{t-1}$ و M_t میانگین سالانه M1 حجم پول آمریکا است، $FEDV_t$ مخارج دولت نسبت به مخارج نرمال است و UN_t بی کاری است. سپس رشد پول پیش بینی شده از طریق زیر و با برازش مدل (fit) به دست می‌آید:

$$D\hat{M}R_t = DM_t - D\hat{M}_t \qquad (۷)$$

$D\hat{M}R$ پسماند معادله (۶) است که به روش OLS برآورد شده است. حال اگر مجموعه ارزش‌های $D\hat{M}R$ تأخیری بر پارامترهای حقیقی مؤثر باشد، پول خنثی نیست. در این مقاله، بر مبنای ادبیات فوق، آزمون اثربخشی کسری بودجه دولت صورت می‌گیرد.

سپس به عنوان مثال، بارو یکی از مدل‌های (مدل قیمتی) خود را به صورت زیر بنا می‌نماید:

$$LCPI_t = A + bDLM_t + \sum \alpha_i DLM_{t-i} + \sum \beta i \; RESDIM_{t-i} + P_1 \varepsilon_{t-1} \qquad (۸)$$

که در آن LCPI لگاریتم شاخص قیمت و DLM مقادیر پول پیش بینی شده از معادله (۷) و RESDIM مقادیر پول پیش بینی نشده است.

بررسی مدل در ایران

با استفاده از داده‌های آماری فصلی ایران و سایت بانک مرکزی، آمارهای مورد نیاز طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۷جمع آوری و ابتدا آزمون مانایی داده‌ها انجام شد. چون همگی این داده‌ها ساکن نبودند، لذا با تغییرات لازم در داده‌ها (تفاضل اول و لگاریتم گیری) همگی داده‌ها از نوع $I(1)$ بودند و لذا در این مطالعه، از داده‌های مانا استفاده گردید.

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها بر مبنای آماره دیکی فولر

نام متغیر	آمارهT	سطح ۱۰ درصد
lCO لگاریتم مصرف	-,۵۷	-۳,۱۶
DLC تفاضل اول لگاریتم مصرف	-۹,۷	-۳,۱۶
Yتولید (درآمد)	-۲,۲۵	-۲,۵۸
DLY تفاضل اول لگاریتم درآمد	-۲۲,۱	-۲,۵۸
BD کسری بودجه	-۲,۵۲	-۲,۵۸
DBD تفاضل اول کسری بودجه	-۹,۷۴	-۲,۵۸
LM لگاریتم نقدینگی	,۸۲	-۲,۵۸
DLM تفاضل اول لگاریتم نقدینگی	-۵,۸۵	-۲,۵۸

مأخذ: محاسبات نگارنده

ابتدا تابع مصرف ایران به صورت زیر برآورد می‌گردد:

$$DLC_t = 0/026 + 0/3\ \mathrm{DLC}_{t-1} + 0/3\ \mathrm{DLy} + 0/0002\ \mathrm{T} - 0/1\ \mathrm{D1} - 0/97\ \mathrm{MA}(1) \quad (9)$$

T: (6/1) (3/5) (7/8) (4/9) (-6/5) (-44/4)

$\overline{\mathrm{R}}^2 = 0/72$ h = 1/9 F = 36/3

به طوری که DLC نرخ رشد مصرف (تفاضل اول لگاریتم)، DLy نرخ رشد تولید داخلی به عنوان جانشین درآمد قابل تصرف (این آمار در ایران موجود و دسترس نمی‌باشد)، T متغیر زمان و $D1$ متغیر مجازی مربوط به فصل اول هر سال است که مصرف در ایران کاهش می‌یابد. ضرایب معنادار و مطابق با تئوری و تأثیر مصرف دوره قبل بر مصرف جاری مثبت، تأثیر درآمد بر مصرف مثبت و طی زمان، مصرف ایران افزایش یافته است.

مدل مزبور بر مبنای تابع مصرف کینزی که توسط دوزنبری و براون گسترش یافته، تنظیم و برآورد گردید. طی مدل دوزنبری، مصرف تابعی از درآمد و بالاترین سطح مصرف دوره‌های قبل است و چون به طور معمول، مصرف در هر دوره نسبت به دوره قبل افزایش داشته، لذا مصرف تابعی

از درآمد و مصرف دوره قبل در نظر گرفته شده است. همچنین طی مطالعه‌ای، ثابت شد که مدل دوزنبری نسبت به مدل‌های رقیب، مصرف در ایران را بهتر توضیح می‌دهد (منجذب، ۱۳۷۵).

برای آزمون نظریه بارو – ریکاردو در خصوص تابع مصرف ایران با استفاده از مدل‌های نمونه از متغیر کسری بودجه دولت یا DBD (تفاضل اول) استفاده می‌نماییم و این متغیر را در مدل (۹) وارد می‌نماییم و مدل مزبور را مجدداً مورد برآورد قرار می‌دهیم و ضریب کسری بودجه را بررسی می‌نماییم.

$$DLC_t = f(DLC_{t-1}, DLy, T, D1, DBD) \qquad (۱۰)$$

در مدل (۱۰) تمام ضرایب به لحاظ آماری معنادار هستند، ولی ضریب DBD با آماره تی- استیودنت معادل $t = -1/3$ معنادار نبوده و لذا نظریه بارو - ریکاردو در خصوص خنثی بودن کسری بودجه بر مصرف ایران مورد تایید قرار می‌گیرد. آزمون والد (Wald Test) در خصوص معناداری ضریب کسری بودجه نیز به صورت زیر می‌باشد:

جدول ۲. آزمون معنادار بودن ضریب کسری بودجه در تابع مصرف ایران

آماره آزمون	ارزش	احتمال
F-statistic	۰/۴۷	۰/۴۹
Chi-square	۰/۴۷	۰/۴۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول مزبور نیز مجدداً نظریه بارو – ریکاردو در اقتصاد ایران تأیید می‌گردد.

برای مدل ایران، از روش دیگری هم در آزمون مربوط استفاده می‌نماییم. این روش، معروف به روش بارو می‌باشد. در این روش، ابتدا مدل کسری بودجه ایران را مورد برآورد قرار می‌دهیم. طی این مدل، کسری بودجه دولت، تابعی از حجم نقدینگی، متغیر روند و متغیر مجازی فصل اول است:

$$DBD_t = 1822 - 0/3\,DBD_{t-1} - 47451\,DLM_t - 32/8t + 8405\,D1 - 0/96\,MA(1) \qquad (۱۱)$$
$$t: \quad (0/9) \quad (-2/6) \qquad (-2/1) \qquad (-3/98) \qquad (1/86) \qquad (-40)$$
$$\bar{R}^2 = 0/69 \qquad h = 1/98 \qquad F = 28$$

رشد حجم نقدینگی، تأثیری منفی بر تفاضل اول کسری بودجه دارد؛ زیرا به طور معمول از طرق مختلف، دولت می‌تواند بودجه خود را با افزایش نقدینگی جبران نماید (تبدیل ارز درآمدهای نفتی به ریال یا سیاست‌های تکلیفی یا ...) و لذا در ظاهر، از کسری بودجه خود بکاهد. همچنین فصل اول، تأثیری مثبت بر تفاضل اول کسری بودجه دارد. علت این امر آن است که به طور معمول، کسری بودجه دولت در آخرین فصل سال به دلیل هزینه‌های بالا، عددی منفی است و در شروع

سال جدید، عددی مثبت بوده و لذا تفاضل اول آن عددی بالاست. شبیه این استدلال نیز در خصوص سایر ضرایب قابل تکرار است. با برآورد مدل (۱۱) و برازش آن، مقادیر برازش شده تفاضل اول کسری بودجه یا DBHAT به دست می‌آید. مقدار بالای $\overline{R}^2$ حاکی از خوبی برازش مدل است.

در روش بارو، اگر مقادیر پیش بینی شده کسری بودجه DBHAT بر مصرف ایران مؤثر باشد، در این صورت، نظریه خنثی بودن کسری بودجه بر مصرف ایران رد می‌گردد و در غیر این صورت، تأیید مزیت این روش به روش قبلی، این است که می‌توانیم اثرات کسری بودجه دولت را در مقاطع زمانی مختلف و با تأخیر و بدون تأخیر بر مصرف ایران بررسی نماییم و لذا این مطالعه، نسبت به مقالات مشابه نیز دارای این برتری نیز می‌باشد.

در این راستا، مدل زیر را برآورد می‌نماییم:

$$DLC_t = \alpha_\circ + \alpha_1 D1 + \alpha_2 DLC_{t-1} + \alpha_3 DLY_t + \alpha_4 T + \beta_i \sum_i DBHAT_{t-i} \quad (۱۲)$$

مدل مزبور همان تابع مصرف یا معادله (۹) است که اکنون برای آزمون فرض بارو – ریکاردو، مقادیر پیش بینی شده کسری بودجه با تأخیرات مختلف بر مبنای مدل بارو وارد تابع مصرف شده است تا اثر بخشی این پارامتر بر مصرف ایران بررسی شود. مدل مذکور طی یک تأخیر، هفت تأخیر و هفده تأخیر (در مقادیر پیش بینی شده کسری بودجه) مورد برآورد قرار گرفت که نتایج آن، در جداول زیر گزارش می‌شود:

جدول ۳. مقادیر ضرایب تخمینی بر مبنای مدل ۱۲ (ضرایب کسری بودجه معنادار نیست)

تعداد تأخیر کسری بودجه	DBHAT(t-i-1)	DBHAT(t-i)	DLY	D1	DLC
یک تأخیر	-8*10^(-8)	-5.2*10^(-7)	0.16	-0.11	-0.25
هفت تأخیر	6.4*10^(-8)	-1.6*10^(-6)	0.12	-0.13	-0.32
هفده تأخیر	8.5*10^(-7)	5.7*10^(-8)	0.19	-0.10	-0.24

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. آزمون تأثیر کسری بودجه بر مصرف در ایران

تأثیر کسری بودجه	ضرایب	F	$\overline{R}^2$	آماره / تأخیر
بی اثر	مطابق تئوری	۲۵/۴	۰/۷۸	یک تأخیر
بی اثر	مطابق تئوری	۲۲/۷	۰/۷۷	هفت تأخیر
بی اثر	مطابق تئوری	۲۴	۰/۸۱	هفده تأخیر

مأخذ: محاسبات تحقیق

چنانچه ملاحظه می‌شود در بررسی مزبور، کسری بودجه دولت در برهه‌های زمانی مختلف تأثیری بر مصرف در ایران ندارد. به عبارت دیگر، چون کسری بودجه در ایران اثری بر مصرف ندارد، در این صورت، دو نظر قابل طرح است:

۱. تأثیری بر مصرف ایران نداشته است.

۲. دولت با تأمین کسری بودجه خود از طریق استقراض از مردم، چون در آینده پرداخت بدهی خود به مردم را از طریق مالیات تأمین می‌نماید، در این صورت مصرف مردم تغییری نمی‌کند.

در هر دو صورت فوق، کسری بودجه دولت بر مصرف تأثیر نخواهد داشت. البته به نظر می‌رسد بند اول، بیشتر در مورد ایران صادق باشد و بند دوم، چنانچه قبلاً اشاره شد، در مورد اقتصاد ایران (بر اساس بیان بارو – ریکاردو) مصداق دارد.

ناگفته نماند که در ایران، تأمین کسری بودجه در سالهای اخیر بیشتر از طریق استقراض از بانک مرکزی یا فروش ارز یا ... صورت گرفته است و از طریق تزریق نقدینگی و رشد قیمت‌ها، در جامعه بروز داشته و موجب تورم شده است که این خود نوعی جذب مالیات از طریق غیرمستقیم و از مردم تلقی می‌شود. این موضوع طی مقالات قبلی بررسی شده است و ملاحظه می‌شود تورم در ایران بر مصرف تأثیری منفی دارد، که بخشی از تورم به دلیل کسری بودجه دولت و بدهی دولت به سیستم بانکی یا افزایش نرخ ارز در دوره‌های مختلف بوده است (منجذب، ۱۳۷۵).

خلاصه و نتایج

۱. نظریه بارو- ریکاردو اذعان می‌دارد که کسری بودجه تأثیری بر مصرف ندارد و خنثی است.

۲. بررسی مدل بارو – ریکاردو در ایران نشان داد که کسری بودجه در ایران بر مصرف تأثیر ندارد و از این نظر خنثی است. لیکن تأثیر کسری بودجه بر بخشی از تورم به طور غیر مستقیم تأثیری منفی بر مصرف دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

درنبوش و فیشر (۱۳۸۸) اقتصاد کلان دو؛ ترجمه دادگر و منجذب؛ نشر آسیم.

منجذب، محمدرضا (۱۳۷۵) انتخاب مدل بهینه مصرف در ایران با اتکا به روش‌های اقتصادسنجی؛ مجله برنامه و بودجه، شماره ۸.

Antonio Alfonso (2008); Euler testing Ricardo and Barro in the EU; Economics Bulletin, pp. 1-13.

Barro, R. (1977) Unanticipated Money Growth and Unemployment in the U.S., AER 67, 101-112.

Barro, R.(1974) Are Government Bonds Net Wealth?; Journal of Political Economy, 82(6), 1095-117.

Dornbusch, Fischer and Startz (2004) Macroeconomies; Mc Graw-Hill Book Comp, USA.

Ricciuti, Roberto (2001), Assessing Ricardian Equivalence; Societa italiana di economia Pubblica, Working papers, pp. 1-34.

Shinichi Nishiyama (2002) Ricardian Equivalence with incomplete Household Risk Sharing; Congressional Budget Office, Washington DC, pp. 1-23.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی