

ارزیابی پایداری مالی دولت در ایران*

دکتر رضا موسوی محسنی**

حامد طاهری***

تاریخ ارسال: ۱۳۸۷/۱۰/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۹/۲۵

چکیده

در این پژوهش به بررسی پایداری فرایند مالی در ایران می‌پردازیم. تحقق قید بودجه بین زمانی دولت، شرط اساسی پایداری فرایند مالی است. در این پژوهش با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی، به بررسی شرط پایداری برای دوره ۱۳۴۳-۱۳۸۶ می‌پردازیم. الگویی که استفاده می‌کنیم بر مبنای مدل بوهن (۱۹۹۸) و مدل هموارسازی مالیاتی بارو (۱۹۸۶) قرار دارد. این الگو با توجه به اینکه در ایران بخش عظیمی از درآمدهای دولت را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد، برای یک کشور تولیدکننده نفت مورد تعدیل قرار گرفته‌است. یافته‌ها نشان می‌دهد که فرایند مالی در ایران پایدار نیست. بدین‌رو، به بررسی مقایسه‌ای پایداری فرایند مالی در دو دوره پیش و پس از انقلاب نیز پرداخته‌ایم. ضرایب به‌دست‌آمده از برآورد مدل، در دو دوره پیش و پس از انقلاب نشان‌دهنده تشدید ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب است.

طبقه بندی JEL: E62, H61, H63

واژگان کلیدی: فرایند مالی، پایداری مالی، قید بودجه بین زمانی دولت، کسری بودجه.

* در انجام این پژوهش از راهنمایی‌های ارزشمند جناب آقای دکتر خسرو پیرایی بهره‌مند شده‌ایم که از ایشان تشکر و قدردانی می‌نماییم.

r_m_mohseni@hotmail.com

ha_taheri2020@yahoo.com

** مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز

*** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز

مقدمه

نزدیک به دو دهه است که مفهوم پایداری مالی^۱ در متون اقتصادی وارد شده است. کسری بودجه‌های زیاد و مداوم آمریکا در دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ نگرانی‌هایی را درباره بودجه این کشور برانگیخت. این نگرانی‌ها گرچه در اواخر دهه ۱۹۹۰ با ایجاد مزاد بودجه کاهش یافت، اما باعث ایجاد حجم زیادی از مطالعات و یافته‌های ناهمگون در زمینه پایداری مالی شد.

در متون اقتصادی، پایداری مالی زمانی تحقق می‌یابد که نسبت بدهی‌های دولتی به تولید ناخالص ملی، ساکن‌پذیر و با کل تقاضای اوراق قرضه دولتی سازگار باشد (ادوارد، ۲۰۰۲).^۲ به بیان دیگر، سیاست مالی دولت زمانی پایدار است که هر کسری، با یک مازادی در آینده تأمین مالی شود. برای بررسی پایداری مالی می‌بایست به سراغ پویایی بدهی‌های دولت برویم، بنابراین، باید قید بودجه بین زمانی دولت^۳ را مدنظر قرار دهیم. منظور از اصطلاح قید بودجه بین زمانی این است که دولت نیز مانند هر بنگاه اقتصادی دیگر با محدودیت بودجه‌ای مواجه بوده و نمی‌تواند در همه دوره‌ها قرض‌گیرنده باشد و وضعیت کل بدهی‌های دولت در مجموع باید برابر صفر باشد. به این ویژگی، شرط بازی غیرپونزی^۴ نیز گفته می‌شود. اساساً مفهوم قید بودجه بین زمانی دولت از اعمال شرط بازی غیرپونزی روی قید بودجه دولت حاصل می‌شود. به این ترتیب شرط بازی غیرپونزی مانع این می‌شود که سرعت افزایش بدهی به‌طور مجانبی بیشتر از نرخ بهره باشد (پولیتو و ویکنز، ۲۰۰۵).^۵ بنابراین، با توجه به قید بودجه بین زمانی، ارزش فعلی درآمدهای دولت می‌بایست برابر ارزش فعلی مخارج دولت به‌علاوه بدهی‌های اولیه باشد. به بیان دیگر، دولت باید به‌گونه‌ای مسیر مخارج و درآمدهای خود را تنظیم کند که ارزش فعلی مازاد اولیه با بدهی مساوی شود.

در حالت فردی، اگر نرخ رشد درآمد فرد بیش از نرخ بهره باشد و او بتواند استقراض کند، آنگاه فرد قادر است در خرج کردن زیاده‌روی کند. در واقع، فرد می‌تواند هرچه قدر بخواهد در نرخ بهره رایج، قرض کند و بنابراین او تا حدی به این کار ادامه می‌دهد که مطلوبیت نهایی مصرفش به صفر می‌رسد. بلانچارد و فیشر معتقدند در مواقعی که نرخ بهره کمتر از نرخ رشد اقتصاد باشد، تعادل برقرار نخواهد شد (آرستیس و ساویر، ۲۰۰۶).^۶ بررسی قید بودجه بین زمانی دولت به ما کمک می‌کند تا بتوانیم معیاری برای پایداری مالی دولت ارائه دهیم. از این جهت اگر قید بودجه بین زمانی به ارزش فعلی تحقق پیدا نکند، کسری دولت در بلندمدت پایدار نخواهد بود. بنابراین، اگر در چندین سال دولت با کسری بودجه مواجه باشد، انتظار می‌رود که در آینده دارای مازاد بودجه باشد (گتک و سانچز، ۲۰۰۷).^۷ این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، چارچوب نظری پژوهش را آورده‌ایم. سپس، الگوی مورد استفاده در این پژوهش را که برای یک کشور تولیدکننده نفت تعدیل شده است، معرفی

1. Fiscal Sustainability

3. Government Intertemporal Budget Constraint

5. Polito, Vito and Mike Wickens, (2005)

6. Arestis, Philip and Malcolm Sawyer (2006)

7. Ghatak, Subrata and José R. Sanchez-Fung, (2007)

2. Edwards, Sebastian. (2002)

4. No-Ponzi Game

می‌کنیم. نتایج تجربی پژوهش را در بخش چهارم ارائه کرده و در پایان، به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد می‌پردازیم.

۱. قید بودجه بین زمانی دولت

همان‌طور که می‌دانیم بودجه دولت سندی است که در آن پیش بینی درآمدها و برآورد هزینه‌ها وجود دارد. در بررسی بودجه دولت لازم است به این نکته اشاره شود که کسری بودجه همیشه یک پدیده نامطلوب نبوده و خود یک سیاست مالی است. نکته‌ای که در این میان باید به آن توجه شود آگاهانه و یا ناآگاهانه بودن اعمال این سیاست توسط دولت است. اگر دولت سیاست کسری بودجه را به‌طور آگاهانه اعمال کند، یعنی این بودجه باشد که بر اقتصاد تحمیل می‌شود، آنگاه می‌توان ادعا نمود که سیاست کسری بودجه قادر است وضعیت اقتصادی را بهبود بخشد. لیکن اگر به‌واسطه وضعیت اقتصادی موجود، بودجه دولت تحت تأثیر قرار گرفته و دچار کسری شود، به بیان دیگر، اگر اقتصاد خود را بر بودجه دولت تحمیل نموده و کسری را شکل دهد آنگاه هر چند باز به نوعی کسری بودجه در اقتصاد شکل گرفته است، ولی این کسری یک سیاست ناآگاهانه مالی را نشان داده که بی‌شک کمک به بهبود وضعیت اقتصادی جامعه نخواهد کرد. برای بررسی قید بودجه بین زمانی، می‌بایست به سراغ عوامل تشکیل‌دهنده آن برویم. قید بودجه دولت در حالت معمول و برای یک دوره به‌صورت زیر است:

$$G_t - R_t + r_{t-1}D_{t-1} = D_t - D_{t-1} \quad (1)$$

که در آن، r نرخ بهره واقعی و D بدهی‌های معوق دولت است. همچنین، G_t و R_t به ترتیب مخارج و درآمدهای دولت را نشان می‌دهند. حل رابطه ۱ برای D_t و گرفتن امید شرطی از آن، رابطه قید بودجه بین زمانی دولت را به‌دست می‌دهد:

$$\begin{aligned} (1+r_{t-1})D_{t-1} &= G_t - R_t + E_t \left[(1+r_t)^{-1} (G_{t+1} - R_{t+1}) \right. \\ &+ (1+r_t)^{-1} (1+r_{t+1})^{-1} (G_{t+2} - R_{t+2}) + \dots \\ &\left. (1+r_t)^{-1} (1+r_{t+1})^{-1} \dots (1+r_{t+n})^{-1} (G_{t+n} - R_{t+n}) \dots \middle| I_t \right] \quad (2) \\ &+ \lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[(1+r_{t+n})^{-1} D_{t+n} \middle| I_t \right] \end{aligned}$$

که در آن، I_t اطلاعات در دسترس درباره وضعیت اقتصاد تا دوره t است. این رابطه در واقع، قید بودجه بین زمانی دولت در قالب ارزش انتظاری است. به بیان دیگر، با توجه به تمام اطلاعات موجود، ارزش فعلی بدهی‌های دولت برابر است با ارزش فعلی انتظاری همه مازادهای اولیه آتی به‌علاوه یک عبارت حدی که نشان‌دهنده ارزش فعلی انتظاری مجانبی^۱ بدهی دولت است. پایداری مالی مستلزم آن است که دولت به‌طور حدی دارای بدهی با ارزش انتظاری غیر صفر نباشد. بنابراین، می‌توان نوشت:

$$+ \lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[(1 + r_{t+n})^{-1} D_{t+n} | I_t \right] = 0 \quad (3)$$

وجود این شرط بدین معناست که دولت قید بودجه بین زمانی خود را محقق می‌سازد. در این حالت می‌توان گفت که مازاد بودجه اولیه جاری و ارزش فعلی تنزیل شده انتظاری مازاد اولیه آتی (با در نظر گرفتن اطلاعات I_t) باید برابر ارزش مورد نیاز برای بازپرداخت اصل و بهره بدهی دولت باشد (احمد و راجرز، ۱۹۹۵).^۱ تأمین شرط ۳، یک فرایند مالی پایدار^۲ را ایجاد می‌کند. احمد و راجرز ثابت کردند، وجود رابطه هم‌جمعیتی بلندمدت بین $G'_t = G_t + r_{t-1} D_{t-1}$ و R_t با یک بردار هم‌جمعیتی $(1, -1)$ ، رابطه ۳ را تأمین می‌کند، بنابراین، فرایند مالی پایدار تضمین می‌شود. آنها تأکید می‌کنند که هم‌جمعیتی بین مخارج و درآمدهای دولت شرط لازم و کافی برای تحقق شرط ارزش فعلی دولت است. همان‌طور که پیش از این بیان شد برای اینکه سیاست مالی پایدار باشد هر کسری باید به‌وسیله یک مازاد در آینده جبران شود. معادله معیار برای بررسی پایداری بین زمانی مازاد بودجه دولت به صورت زیر است:

$$G'_t = \beta_1 + \beta_2 R_t + z_t \quad (4)$$

که در آن، G'_t مخارج دولت شامل پرداخت‌های بهره‌ای و R_t درآمدهای دولت است. فرضیه‌هایی که در این ارتباط باید مورد آزمون قرار گیرند، پایایی^۳ Z_t و $\beta_1 = 1$ هستند. تفسیر اقتصادی این فرضیه‌ها بدین صورت است که مخارج و درآمدهای دولت در بلندمدت با هم حرکت می‌کنند. بنابراین، از این نظر سیاست مالی پایدار، سیاستی است که به ایجاد رابطه هم‌جمعیتی^۴ انگل-گرنجر (۱۹۸۷) بین کل مخارج و درآمدهای دولت منجر شود. به‌طور خاص اگر $\beta_1 = 1$ باشد، همه مخارج دولت به‌وسیله درآمدهایش پوشش داده می‌شود و بدهی‌های دولت رشد بدون حد و مرز نخواهند داشت. در مقابل، اگر این دو متغیر (به بیان اقتصادسنجی) هم‌جمع نباشند، شکاف بین آنها به‌طور نامحدودی رشد خواهد کرد و مانع پایداری سیاست مالی می‌شود (کیا، ۲۰۰۸).^۵

هاکیو و راش^۶ (۱۹۹۱)، هم‌جمعیتی بین دو متغیر G' و R را شرط لازم برای تحقق قید بودجه دولت می‌دانند، مشروط به اینکه $\beta_1 = 1$ باشد، آنگاه فرایند مالی قویاً پایدار^۷ است و اگر متغیرها هم‌جمع بوده، و $\beta_1 > 1$ باشد، فرایند مالی به‌طور ضعیف پایدار خواهد بود. کوینتس (۱۹۹۵) معتقد است که دولت نمی‌تواند در بلندمدت مخارجی بیشتر از درآمدهایش داشته باشد. بنابراین، وضعیت پایداری ضعیف برای دولت در بلندمدت مشکل‌ساز خواهد بود. هاکیو و راش (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که شرط $\beta_1 > 1$ اگرچه با قید بودجه دولت سازگار است اما شرط محدودبودن نسبت بدهی‌های دولت به GDP را نقض می‌کند. در اینجا بر مبنای مقاله هاکیو و راش (۱۹۹۱) وجود هم‌جمعیتی بین متغیرهای G' و R و $\beta_1 = 1$ به عنوان دو شرط لازم برای پایداری فرایند مالی مطرح می‌کنیم.

1. Ahmed, S., & Rogers, J.H., (1995)

2. Sustainable Fiscal Process

3. Stationary

4. Cointegration

5. Kia, Amir (2008)

6. Hakkio, C., & Rush, M. (1991)

7. Strongly sustainable

۲. چارچوب نظری

در ایران بخش عظیمی از درآمدهای دولت را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد. بنابراین، الگوی مورد استفاده باید به نحوی باشد که درآمدهای نفتی را در خود لحاظ کرده باشد. الگویی که در این مطالعه برای ارزیابی پایداری مالی مورد استفاده قرار داده‌ایم، برگرفته از الگوی بوهن^۱ (۱۹۹۸) است. مدل بوهن از این جهت برای کشور ما مناسب است که نیاز به لحاظ کردن فرض خاصی برای نرخ بهره ندارد. بوهن در مطالعه خود نشان می‌دهد که برای پی‌بردن به سازگاری سیاست‌های دولت با قید بودجه بین زمانی از تحلیل رابطه بین نسبت مازاد بودجه به GDP، (s/y) و نسبت بدهی به GDP، (D/y) استفاده می‌کند. بوهن معتقد است که اگر مازاد بودجه و بدهی دولت رابطه مثبت داشته باشند، می‌توان نتیجه گرفت که دولت سیاست‌های لازم برای پایداری مالی را اتخاذ کرده است. برای بررسی رابطه مازاد بودجه و بدهی‌های دولت به سراغ مدل هموارسازی مالیاتی بارو^۲ (۱۹۸۶) می‌رویم. یکی از مشکلاتی که در بررسی پایداری مالی در کشورهای در حال توسعه وجود دارد، این است که سیستم مالیاتی در بیشتر این کشورها، توسعه‌نیافته بوده و علاوه بر آن درآمدهای مالیاتی تنها منبع درآمد دولت نیستند. این مسأله به‌ویژه در مورد کشورهای صادرکننده نفت آشکارتر است. در نتیجه، تحلیل ساده رابطه مخارج و درآمدهای دولت می‌تواند صحیح نباشد. با استفاده از مدل بارو می‌توان درآمدهای دولت را برای شمول درآمدهای نفتی نیز تعدیل نمود (کیا، ۲۰۰۸).

در مدل بارو، دولت با مخارج واقعی معین و برونزایی مواجه است که با G_t آن را نشان می‌دهیم. پایه مالیاتی واقعی^۳، y_t ، که بخشی از GDP است، وابسته به مسیر نرخ‌های مالیاتی است. در این پژوهش، GDP را تابعی از درآمدهای انرژی (نفت و گاز) در نظر می‌گیریم. در این حالت نیز $y_t = f[e^{EN_t}, M_t]$ است؛ که در آن EN_t درآمدهای واقعی انرژی در دوره t و M_t نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر تولید است. در مدل بارو^۴ (۱۹۸۶)، τ ، میانگین نرخ مالیات در دوره t است، بنابراین، $\tau \cdot y_t$ درآمد واقعی مالیات را نشان می‌دهد. برخلاف مدل بارو در این پژوهش متغیر R_t در رابطه ۱ از دو بخش $\tau \cdot y_t$ و EN_t تشکیل شده‌است. به عبارت بهتر، در این مدل درآمدهای دولت تنها منحصر به درآمدهای مالیاتی نیستند بلکه درآمدهای نفتی نیز بخشی از R_t را تشکیل می‌دهند. معادله قید بودجه دولت (رابطه ۲) در حالت پیوسته و ثابت بودن نرخ بهره واقعی و با وارد کردن درآمدهای نفتی به‌صورت زیر تبدیل می‌شود. گفتنی است که در این رابطه تنها برای سادگی، نرخ بهره واقعی را ثابت در نظر گرفته‌ایم. چرا که هیچ کدام از تحلیل‌های بعدی با جایگزین کردن τ به جای τ_t تغییر نخواهد کرد:

$$E \left[\int_0^{\infty} \tau_t y_t e^{-rt} dt + \int_0^m EN_t e^{-rt} dt \mid I_t \right] = E \left[\int_0^{\infty} G e^{-rt} dt \mid I_t \right] + D. \quad (5)$$

1. Bohn Henning (1998)

2. Barro's Tax Smoothing

3. Base of Real Taxable Income

4. Barro, Robert J. (1986)

در این رابطه، فرض شده است زمان پایان درآمدهای نفتی را می‌دانیم که برابر $t=m$ است. D_0 بدهی‌های معوق دولت در زمان $t=0$ است. این مدل برخلاف مدل بارو تصادفی بوده اما همانند مدل بارو بر مبنای دیدگاه بهینه‌سازی مالیاتی رمزی^۱ (۱۹۶۹) استوار است. به‌ویژه فرض می‌شود که اثر تخصیصی^۲ مالیات، بستگی به متوسط نرخ مالیات نهایی^۳ τ_r^m در هر دوره دارد. به بیان دیگر، فرض می‌شود انگیزه افراد برای کار، تولید و مصرف بستگی به متوسط نرخ مالیات دارد. در چنین محیطی نرخ مالیات به وضعیت اقتصاد در هر دوره وابسته می‌شود. همانند مدل بارو (۱۹۸۶) فرض می‌کنیم که دولت برای دستیابی به نرخ مالیات یکسان در هر دوره برنامه‌ریزی می‌کند. افزون بر این، متوسط نرخ مالیات نهایی در هر دوره یک رابطه پایدار و ثابتی با متوسط نرخ مالیات آن دوره، τ_r ، دارد. بنابراین، تثبیت متوسط نرخ مالیات نهایی، تثبیت متوسط نرخ مالیات را نیز به همراه دارد. در اینجا همانند مدل بارو، τ را برابر ارزش ثابت متوسط نرخ مالیات^۴ در نظر می‌گیریم. با جایگزین کردن τ به جای τ_r در رابطه ۵ خواهیم داشت:

$$\tau = \left[E \left[\int_0^{\infty} G_t e^{-rt} dt - \int_0^m EN_t e^{-rt} dt \mid I_t \right] \right] / \left[E \left[\int_0^{\infty} y_t e^{-rt} dt \mid I_t \right] \right] \quad (۶)$$

فرض می‌کنیم مخارج واقعی دولت G_t و درآمد پایه مالیاتی y_t در اطراف مقادیر روند^۵ که با نرخ مشترک ρ رشد می‌کند، نوسان می‌یابد. پس، می‌توان نوشت:

$$G_t^* = G_0^* r^{-nt}$$

$$y_t^* = y_0^* r^{-nt}$$

بدین روی، می‌توان گفت G_t^* (مخارج واقعی نرمال) و y_t^* (درآمد واقعی نرمال)، ارزش فعلی انتظاری مشابهی با مقادیر واقعی G_t و y_t دارند. این فروض هرگونه انحرافی را در نسبت مخارج دولتی به درآمد واقعی، مانع می‌شود. در این حالت ارزش جاری نرمال^۶ G_0^* و y_0^* به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$G_0^* = (r - n) E \left[\int_0^{\infty} G_t e^{-rt} dt \mid I_0 \right] \quad (۷)$$

$$y_0^* = (r - n) E \left[\int_0^{\infty} y_t e^{-rt} dt \mid I_0 \right] \quad (۸)$$

همچنین، فرض می‌کنیم ارزش فعلی انتظاری درآمد انرژی برابر ارزش فعلی درآمد انرژی است:

$$EN_t = E \left[\int_0^m EN_t e^{-rt} dt \mid I_t \right] \quad (۹)$$

این فرض بدین معناست که دولت و بنگاه‌های خصوصی انتظار دارند، درآمد انرژی در سطح جاری

باقی بماند. با جایگزینی روابط ۷ و ۸ و ۹ در رابطه ۶، خواهیم داشت:

1. Ramsey Optimal-Taxation Perspective
3. Average Marginal Tax Ra
5. Trend Values

2. Allocative Effects
4. Constant Value of The Average Tax Rate
6. Current Normal Values

$$\tau = \left[G_t^* + (r-n)D_t - (r-n)EN_t \right] / y_t^* \quad (10)$$

رابطه ۱۰، همانند متوسط نرخ مالیات تثبیت شده^۱ در مدل بارو (۱۹۸۶) است. اما در این مطالعه یک جزء دیگر که مربوط به ارزش فعلی انتظاری درآمد انرژی است، به رابطه اضافه شده است. هر چه این درآمد افزایش یابد، متوسط نرخ مالیات کاهش خواهد یافت. می‌توان گفت نرخ مالیات برابر با نسبت مخارج واقعی نرمال به درآمد واقعی نرمال است، که در آن، مخارج واقعی نرمال شامل دو بخش برای بدهی‌های معوق دولت و درآمدهای نفتی می‌شود (کیا، ۲۰۰۸).

۳. ساختار الگو

اگر S را مازاد اولیه در نظر بگیریم، آنگاه می‌توان نوشت:

$$S_t = \tau y_t + EN_t - G_t - rD_{t-1} = \left[G_t^* + (r-n)D_{t-1} - (r-n)EN_t \right] y_t / y_t^* + EN_t - G_t - rD_{t-1} \quad (11)$$

با مرتب کردن رابطه بالا و تقسیم آن بر GDP، خواهیم داشت:

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 YVAR_t + \alpha_3 GVAR_t + \alpha_4 ENERGY_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

که در آن، S مازاد اولیه (بدون لحاظ کردن پرداخت‌های بهره‌ای) تقسیم بر GDP در انتهای دوره و d بدهی معوق دولت تقسیم بر GDP در ابتدای دوره است.

$$YVAR_t = \left(1 - \frac{y_t}{y_t^*}\right) \frac{G_t^*}{y_t} \quad GVAR_t = \frac{(G_t - G_t^*)}{y_t} \quad ENERGY_t = \frac{EN_t}{y_t}$$

حال، فرض می‌کنیم $(r-n)D_{t-1}$ نسبت به اندازه مخارج دولتی به‌طور تجربی بسیار کوچک بوده و

قابل چشم‌پوشی است. این مطلب در مورد $(r-n)\frac{y_t}{y_t^*}$ نیز صحیح است. مخارج موقت دولت^۲ با

$$G_t - G_t^* \text{ اندازه‌گیری می‌شود و کاهش موقت در تولید}^2 \text{ توسط } \left(1 - \frac{y_t}{y_t^*}\right) \text{ مشخص می‌شود.}$$

باتوجه به رابطه ۱۰ و با ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط، بدهی‌های معوق واقعی با نرخ n که همان نرخ رشد روند اقتصاد است، افزایش می‌یابد. اگر بدهی‌ها همراه با اقتصاد رشد نکند (مازاد S کاهش پیدا نکند)، پرداخت‌های بهره‌ای نسبت به GNP در طول زمان کاهش می‌یابند. این نتیجه با تثبیت متوسط نرخ مالیات در تعارض قرار می‌گیرد. بنابراین، در رابطه ۱۰ با افزایش بدهی‌ها متوسط نرخ مالیات بهینه

رفاه، τ ، بایستی افزایش یابد؛ که به افزایش درآمدهای (مازاد) منجر می‌شود. در نتیجه، پایداری فرایند مالی مستلزم آن است که رابطه مثبتی بین مازاد اولیه و بدهی معوق وجود داشته باشد (α_1) باید مثبت باشد).

با ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط، ضرایب $GVAR$ و $YVAR$ و $ENERGY$ رفتار دولت را در موقعیت‌های مختلف نشان می‌دهند. درباره ضریب $YVAR$ می‌توان گفت هنگامی که $\frac{y_t}{y_t^*} < 1$ است،

تولید کمتر از سطح نرمال خود است و درآمدهای مالیاتی به نسبت کاهش در تولید، نزول می‌یابد. بنابراین، بدهی‌ها افزایش (مازاد کاهش) یافته و در نتیجه، $\alpha_2 < 0$ خواهد بود. اما هنگامی که نرخ مالیات در طول زمان تثبیت شده باشد، ضریب متغیر $YVAR$ برابر واحد خواهد بود. از سوی دیگر، اگر دولت در طول دوره رکود نرخ‌های مالیاتی پایینی را وضع کرده باشد، باید در طول دوره رونق، این نرخ‌ها افزایش یافته تا کسری‌ها را جبران نماید. پس، α_2 از لحاظ قدر مطلق بیشتر از یک خواهد بود. ضریب مخارج غیرنرمال موقت دولت بیشتر به موارد غیرعادی مانند جنگ یا مواقعی که دولت می‌بایست بیش از حد نرمال هزینه کند، بستگی دارد. هنگامی که $G > G^*$ باشد، مازاد کاهش (یا بدهی‌ها افزایش) می‌یابد. در این موارد، دولت از افزایش مالیات برای جبران افزایش بدهی اجتناب می‌کند. در این معنی یک ضریب منفی واحد برای متغیر $GVAR$ در رابطه ۱۲ نشان‌دهنده تمایل دولت به یکسان کردن نرخ‌های مالیات در زمان جنگ (سال‌های غیرعادی) و صلح (سال‌های عادی) دارد. در مقابل، اگر نرخ‌های مالیات هم جهت با $GVAR$ تغییر کنند، ضریب این متغیر به‌طور قدرمطلق کمتر از یک خواهد بود ($|\alpha_3| < 1$).

با افزایش درآمدهای انرژی و با ثابت در نظر گرفتن متغیرهای دیگر، اگر دولت درآمدهای انرژی را صرف کاهش بدهی‌ها یا افزایش سرمایه‌گذاری برای نسل‌های آتی بکند، مزادها (بدهی‌ها) افزایش (کاهش) می‌یابد. در نتیجه $\alpha_4 > 1$ ، نشان‌دهنده این است که یک سیاست صحیح و کاملاً بجا اعمال

شده است. گفتنی است با توجه به اینکه فرض کردیم $y_t = f[e^{EN_t}, M_t]$ است، اگر درآمدهای انرژی به‌طور صحیحی صرف افزایش سرمایه شوند، درآمدهای مالیاتی به دلیل افزایش GDP، بیشتر می‌شوند. به‌خصوص اگر دولت درآمدهای نفتی را یک درآمد موقت به حساب آورد و آنها را برای نسل‌های آتی سرمایه‌گذاری کرده و تنها از درآمد حاصل از این سرمایه‌گذاری استفاده کند، $\alpha_4 > 1$ خواهد شد، زیرا درآمدهای دولت از طریق اثر درآمدهای انرژی روی GDP بالا خواهد رفت. اگر $\alpha_4 < 0$ باشد، تمام درآمدهای انرژی صرف مخارج دولتی شده‌اند و در واقع یک سیاست مالی غیرصحیح و غلط اتخاذ شده است. افزون بر این، اگر $\alpha_4 < 0$ باشد، به سبب انتظارات از درآمدهای انرژی و مالیاتی در آینده، مخارج بیش از درآمدهای انرژی افزایش می‌یابند و در واقع، یک بازی غیر پونزی اتفاق می‌افتد و عدم اتخاذ سیاست‌های صحیح را نشان می‌دهد.

۴. نتایج تجربی

در این پژوهش برای برآورد روابط بلندمدت متغیرها در مرحله اول رابطه بین مخارج و درآمدهای دولت را که به‌طور سنتی برای ارزیابی پایداری مالی استفاده می‌شود، کرده، سپس، الگوی معرفی شده برای یک کشور نفتی را برآورد می‌کنیم. دوره زمانی مورد بررسی ۱۳۴۳-۱۳۸۶ انتخاب شده است. برای محاسبه درآمدهای واقعی دولت از شاخص قیمت ضمنی GDP استفاده می‌کنیم. همچنین، برای واقعی‌سازی مخارج دولت از دو شاخص ضمنی قیمت مصرف و سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنیم.^۱ در این مدل، برای محاسبه متغیرهای درآمد واقعی نرمال Y_t^* و مخارج واقعی نرمال G_t^* نیز فیلتر هادریک-پرسکات^۲ استفاده شده است. در این حالت، ضریب λ برای داده‌های سالانه بر اساس مطالعه راون و اوهلیگ^۳ (۲۰۰۲) برابر ۶/۵ فرض شده است.

نتایج آزمون پایایی روی متغیرهای مدل نشان می‌دهد که دو متغیر $YVAR$ و $GVAR$ جمعی از درجه صفر یا $I(0)$ است. متغیرهای دیگر مورد استفاده در مدل شامل مخارج واقعی دولت G_t ، درآمدهای واقعی دولت R_t ، نسبت بدهی‌های دولت به درآمد ملی d_t ، نسبت درآمدهای نفتی به درآمد ملی $ENERGY_t$ و نسبت مازاد بودجه دولت به درآمد ملی S_t همگی از درجه جمعی یک یا $I(1)$ است. با توجه به عدم پایایی متغیرها در سطح روابط بلندمدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در این پژوهش برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها از آزمون‌های هم‌جمعی انگل-گرنجر و یوهانسن-یوسیلیوس استفاده می‌کنیم.

۴-۱. بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها

۴-۱-۱. آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر

در روش انگل-گرنجر ابتدا رگرسیون را با استفاده از OLS برآورد کرده، سپس، پایایی جزء پسماند را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در صورتی که جزء پسماند در سطح پایا باشد، می‌توان اعتبار رگرسیون را تأیید نمود و ضرایب برآوردی OLS را مورد اعتماد دانست. در ابتدا رابطه هم‌جمعی انگل-گرنجر را بین دو متغیر درآمدها و مخارج دولت مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج این برآورد را در جدول ۱ آورده‌ایم. انجام آزمون پایایی جمله پسماند این رگرسیون نشان می‌دهد که این سری در سطح پایا است، بنابراین، غیرکاذب بودن رگرسیون تأیید می‌شود. ضریب β_1 به‌دست آمده برای این رابطه برابر ۱/۱۲۵ است. با توجه به معیار هاکیو و راش (۱۹۹۱) وجود هم‌جمعی و ضریب بزرگتر از یک نشان‌دهنده پایداری ضعیف فرایند مالی در ایران است. گفتنی است وجود $\beta_1 > 1$ بدین معنی است که در بلندمدت

۱. برای این کار مخارج دولت به دو بخش مخارج عمرانی و مخارج مصرفی تقسیم شده است. برای واقعی‌سازی مخارج مصرفی، این متغیر را بر شاخص قیمت مصرف که از تقسیم مصرف جاری به مصرف به قیمت‌های سال ۱۳۷۶ به‌دست آمده است، تقسیم نموده‌ایم، همچنین، برای مخارج عمرانی شاخص قیمت سرمایه‌گذاری را از تقسیم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص جاری به داده‌های این متغیر به قیمت‌های سال ۱۳۷۶ به‌دست آورده‌ایم

2. Hodrick-Prescott Filter

3. Ravn, Morten O. and Harald Uhlig (1984)

مخارج دولت بیش از درآمدهای دولت رشد می‌کند، بنابراین، نمی‌توان تمامی مخارج دولت را با درآمدهایش تأمین مالی کرد، در نتیجه شرط بازی غیرپونزی نقض می‌شود. این نتیجه، پایداری فرایند مالی دولت را در ایران مورد تهدید قرار می‌دهد. همچنین، ضرایب به‌دست آمده برای متغیر درآمدهای دولت در رابطه بین مخارج و درآمدهای دولت در دو دوره پیش و پس از انقلاب نشان می‌دهد که در دوره پس از انقلاب شاهد تشدید ناپایداری مالی بوده‌ایم. ضریب درآمدهای دولت در دوره پیش از انقلاب ۱/۳ بوده و در دوره پس از انقلاب این ضریب به ۱/۴ رسیده است. بنابراین، می‌توان ادعا نمود که ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب تشدید یافته است.

جدول ۱. نتایج برآورد رگرسیون مخارج دولت به روش OLS

| $G_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + z_t$ | | | | |
|--|----------|--------------|----------|--------|
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
| c عرض از مبدأ | ۷۳۲۶/۳۱۲ | ۸۷۲۲/۹۲۸ | ۰/۸۵۲۵۰۲ | ۰/۳۹۸۹ |
| R_t درآمدهای واقعی دولت | ۱/۱۲۵۴۷۵ | ۰/۱۱۳۳۹۸ | ۹/۹۲۴۹۹۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| F-statistic=۰/۹۴۶۶۷۸ A. R ² =۰/۹۴۹۱۵۸ R ² = ۲۸۲/۷۱۱۶ ۱/۹۹۲۳۳۵ D. W.= | | | | |
| AEG جدول=۳/۵۱۸۰۹۰ محاسبی=۰/۶۴۷۳۸۵ | | | | |

به‌طور مشابه، آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر را برای رگرسیون ۱۲، انجام داده‌ایم که نتایج آن را در جدول ۲ آورده‌ایم.

جدول ۲. نتایج برآورد رگرسیون مازاد بودجه دولت به روش OLS

| $S_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 YVAR_t + \alpha_3 GVAR_t + \alpha_4 ENERGY_t + \varepsilon_t$ | | | | |
|---|------------|--------------|-----------|--------|
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
| c عرض از مبدأ | -۰/۰۶۱۸۰۷ | ۰/۰۵۰۶۰۴ | -۱/۲۲۱۳۹۴ | ۰/۲۲۹۹ |
| dt نسبت بدهی‌های دولت به GDP | -۰/۱۵۹۲۶۹ | ۰/۰۷۶۲۳۴ | -۲/۰۸۹۱۹۵ | ۰/۰۴۳۸ |
| $ENERGY_t$ نسبت درآمدهای نفتی به GDP | ۰/۳۲۰۹۱۷ | ۰/۰۹۶۹۵۵ | ۳/۳۰۹۹۵۵ | ۰/۰۰۲۱ |
| $YVAR_t$ عامل سیکل‌های تجاری | -۰/۹۳۲۷۴۷۵ | ۰/۲۲۸۵۴۳ | -۳/۲۴۸۹۹۴ | ۰/۰۰۲۵ |
| $GVAR_t$ مخارج موقت دولت | -۰/۷۳۲۰۸۷ | ۰/۱۷۹۲۱۳ | -۴/۱۱۲۹۰۱ | ۰/۰۰۰۲ |
| F-statistic=۰/۷۱۷۵۶۳ A. R ² =۰/۷۵۲۰۰۶ R ² = ۲۱/۸۳۲۲۹ ۱/۷۶۹۹۰۷ D. W.= | | | | |
| AEG جدول=۳/۵۲۳۶۲۳ محاسبی=۵/۵۸۳۱۶۴ | | | | |

آماره انگل-گرنجر به‌دست‌آمده برای این رگرسیون وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها را نشان می‌دهد. تمام متغیرهای این مدل در سطح بالایی معنادار شده‌اند. وجود ضریب منفی برای نسبت بدهی‌های دولت به GDP حاکی از آن است که با افزایش بدهی‌ها مازاد افزایش نمی‌یابد. بنابراین،

می‌توان گفت فرایند مالی پایدار نیست. ضریب منفی به دست آمده برای متغیرهای YVAR و GVAR با تئوری مطابقت دارد. زیرا افزایش مخارج دولت به بیش از مقدار نرمال آن باعث کاهش مازاد بودجه می‌شود. همچنین، اگر اقتصاد در رکود باشد ($\frac{y_t}{y_t^*} < 1$) باشد، با کاهش مازادها مواجه هستیم.

بنابراین، ضریب متغیر YVAR منفی به دست می‌آید. اگر دولت در قبال درآمدهای نفتی به اتخاذ تصمیم‌های صحیح بپردازد و آنها را برای کاهش بدهی صرف کند یا برای نسل‌های آتی سرمایه‌گذاری کند، بای با افزایش درآمدهای نفتی، مازاد (بدهی) دولت افزایش (کاهش) یابد. وجود ضریب بزرگتر از یک برای درآمدهای نفتی حاکی از اتخاذ سیاست‌های مالی صحیح از جانب دولت است. ضریب به دست آمده برای متغیر نسبت درآمدهای نفتی به GDP در ایران ($\alpha_4 = 0.32$) نشان می‌دهد که دولت به جای اینکه درآمدهای نفتی را یک درآمد موقت به حساب آورده و آنها را صرف سرمایه‌گذاری برای نسل‌های آتی کند، این درآمدها را تبدیل به مخارج مصرفی خود کرده است.

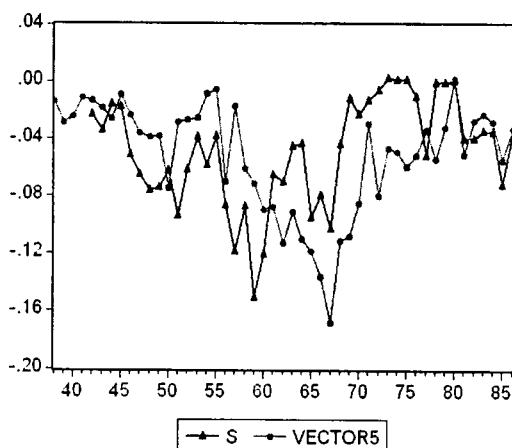
۴-۱-۲. آزمون هم‌جمعی یوهانسن-یوسیلیوس

در آزمون انگل-گرنجر فرض بر این است که یک بردار هم‌جمعی نرمال وجود دارد. در حالی که در مدل‌های چند متغیره ممکن است بیش از یک بردار هم‌جمعی وجود داشته باشد. برای بررسی تعداد بردارهای هم‌جمع به روش یوهانسن-یوسیلیوس، ابتدا باید وقفه بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک یا شوارتز-بیزین در مدل خودرگرسیون برداری مشخص شود، سپس، تعداد بردارهای هم‌جمع با توجه به وقفه بهینه و آزمون‌های اثر یا حداکثر مقدار ویژه، تعیین شود و در مرحله بعد نتایج به دست آمده از برآورد بردارهای هم‌جمع نشان داده می‌شود.

در برآورد رابطه هم‌جمعی بلندمدت یوهانسن بین مخارج و درآمدهای دولت (رابطه ۴) بر اساس آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه، بردار هم‌جمعی بین این دو متغیر وجود ندارد. بنابراین، می‌توان بیان داشت که با توجه به معیار یوهانسن-یوسیلیوس، این دو متغیر در بلندمدت یکدیگر را دنبال نمی‌کنند. این نتیجه بیانگر این واقعیت است که اساساً مخارج‌ها و درآمدهای دولت در ایران تحت تأثیر دو ساختار کاملاً متفاوت تعیین می‌شود. به بیان دیگر، دولت برای تعیین مخارجش به درآمدش توجهی ندارد. بنابراین، با توجه به این معیار نبود پایداری مالی نیز تأیید می‌شود.

در مرحله بعد برای تعیین وقفه بهینه برای رابطه ۱۲ از آماره شوارتز-بیزین استفاده می‌کنیم. این آماره وقفه یک را به عنوان وقفه بهینه تعیین می‌کند. برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی از آزمون اثر استفاده می‌کنیم. این آزمون پنج بردار هم‌جمعی را بین متغیرهای رگرسیون به دست می‌دهد. برای انتخاب بردار مناسب از بین این پنج بردار، از معیار بهمنی اسکونی-بروک استفاده شده است. با توجه به این معیار بردار پنجم به عنوان مناسب‌ترین بردار انتخاب می‌شود. نمودار ۱ بردار پنجم و بردار مقادیر مشاهده شده را نشان می‌دهد. بر این اساس، ضرایب برآوردی در جدول ۳ آورده شده است.

نمودار ۱. بردار انتخاب شده و مقادیر متغیر وابسته



جدول ۳. نتایج برآورد بردارهای هم‌جمعی نرمال شده به روش یوهانسن-یوسیلیوس

| ENERGY | GVAR | YVAR | d_t | متغیر |
|----------|----------|----------|-----------|-------|
| ۰/۰۵۱۳۵۸ | -۱/۷۲۹۰۸ | ۰/۶۲۶۵۲۷ | -۰/۲۵۵۲۲۵ | ضرایب |

ضرایب بردار یوهانسن به دست آمده در این بخش نیز نبود پایداری مالی را تأیید می‌کند. ضریب منفی متغیر d_t نشان می‌دهد که در بلندمدت متوسط نرخ مالیات بهینه همراه با افزایش بدهی‌های دولت افزایش نمی‌یابد. ضریب مثبت متغیر $YVAR$ حاکی از آن است که در ایران مازاد بودجه، رفتاری در جهت سیکل‌های تجاری دارد. بدین روی، می‌توان گفت که به‌طور متوسط دولت در مواقع رکود نرخ مالیات و مخارج خود را کاهش می‌دهد و در مواقع رونق بر مخارج خود می‌افزاید. این نتیجه، یافته‌های مطالعه تلوی و وگ (۲۰۰۵)^۱ در مورد حرکت هم‌جهت مازادهای دولت با ادوار تجاری در مورد کشورهای در حال توسعه را تأیید می‌کند. ضریب منفی متغیر $GVAR$ نشان می‌دهد که اگر مخارج دولت بیش از حد نرمال باشد، مازاد بودجه کاهش می‌یابد. علامت این ضریب مطابق با انتظارات نظری است. وجود یک ضریب مثبت اما کوچک‌تر از یک برای متغیر درآمدهای نفتی نیز نشان می‌دهد که این درآمدها صرف سرمایه‌گذاری و کاهش درآمد نشده‌اند. بنابراین، نشان‌دهنده اتخاذ سیاست‌های ناپایدار مالی در این رابطه است.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این پژوهش بر اساس مدل بوهن، الگویی برای ارزیابی پایداری مالی در ایران معرفی کرده‌ایم. این الگو به‌نحوی تنظیم شده است که درآمدهای نفتی را نیز در نظر می‌گیرد. بنابراین، الگوی معرفی شده، تطابق بیشتری با واقعیت‌های یک کشور در حال توسعه صادرکننده نفت همانند ایران دارد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به روش یوهانسن-یوسیلیوس، بین مخارج و درآمدهای دولت رابطه هم‌جمعی وجود ندارد و در واقع می‌توان بیان داشت که مخارج و درآمدهای دولت در ایران مستقل از یکدیگر هستند. در ایران مخارج دولت را اندازه دولت تعیین می‌کند، در حالی درآمدهایش بر تقاضای جهانی و قیمت نفت استوار است. بنابراین، از این نظر پایداری مالی در ایران وجود ندارد. همچنین، با توجه به روش هم‌جمعی انگل-گرنجر ضریب به‌دست آمده برای معادله رگرسیون مخارج دولت، برابر ۱/۱۲۵ به‌دست آمده است. با توجه به معیار هاکیو و راش (۱۹۹۱) این ضریب نشان‌دهنده وجود پایداری ضعیف فرایند مالی در ایران است. گفتنی است پایداری ضعیف در بلندمدت نمی‌تواند وجود داشته باشد، بنابراین، ادامه این وضعیت نیز در نهایت به ورشکستگی دولت^۱ منجر می‌شود.

نتایج برآورد الگوی تعمیم‌یافته بوهن (۱۹۹۸) نیز نتایج بالا را تأیید می‌کند. ضریب به‌دست آمده برای نسبت بدهی‌های در دو روش هم‌جمعی انگل-گرنجر و یوهانسن-یوسیلیوس مقداری منفی است. بنابراین، ناپایداری فرایند مالی در ایران در دهه‌های اخیر با در نظر گرفتن درآمدهای نفتی بار دیگر تأیید می‌شود. همچنین، ضرایب به‌دست آمده برای برآورد رابطه رگرسیونی مخارج دولت، در دو دوره پیش و پس انقلاب، فرضیه تشدید ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب را مورد تأیید قرار می‌دهد.

یکی از دلایل مهم نبود رابطه هم‌جمعی بلندمدت بین مخارج و درآمدهای دولت و در نتیجه، ناپایداری مالی، اتکای بیش از حد دولت به درآمدهای نفتی است. دولت می‌بایست درآمدهای نفتی را به عنوان یک درآمد موقت به‌حساب آورده و آنها را صرف سرمایه‌گذاری بلندمدت و کاهش بدهی‌ها کند. در ایران ساختار اداری گسترده و متورم دولت باعث شده است که مخارج دولت بدون توجه به درآمدهایش شکل بگیرند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود دولت با تسهیل فرایند اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ و ادامه روند خصوصی‌سازی در شرایط معقول و منطقی و منطبق بر موازین علمی و تجربیات کشورهای موفق، زمینه را برای تحقق پایداری فرایند مالی فراهم نماید. اجرای این سیاست‌ها باعث کاهش اندازه دولت به حجم بهینه‌اش می‌شود و در نتیجه، تعهدات و مخارج دولت را متعادل‌تر می‌کند. توجه به این نکته و در کنار آن کاهش اتکای دولت به درآمدهای نفتی، می‌تواند وابستگی بین درآمدها و مخارج دولت را افزایش دهد و گامی مؤثر در جهت نیل به پایداری مالی دولت باشد.

منابع

خوش اخلاق، رحمان و موسوی محسنی، رضا. (۱۳۸۵). شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه‌پذیر تعادل عمومی. دانشگاه تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۷. صص. ۹۷-۱۷.

سازمان مدیریت و برنامه ریزی. (۱۳۷۶). مجموعه آماری: سری زمانی آمارهای اقتصادی اجتماعی. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، دفتر اقتصاد کلان، ویرایش دوم.

موسوی محسنی، رضا و سعیدی‌فر، مریم. (۱۳۸۵). منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران. دانشگاه تهران، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۷۲، صص. ۳۰۳-۲۸۱.

موسوی محسنی، رضا، جلایی، عبدالمجید و سعیدی‌فر، مریم. (۱۳۸۴). اثرهای جهانی‌شدن اقتصاد بر تجارت خارجی ایران. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نشریه روند، سال پانزدهم شماره ۴۶، صص. ۱۳۹-۱۷۰.

نوفروستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران، انتشارات رسا.

Ahmed, S., & Rogers, J. H. (1995). Government Budget Deficits and Trade Deficits, are Present Value Constraints Satisfied in Long-term Data? *Journal of Monetary Economics*, No. 36, p 329-350.

Arestis, Philip and Malcolm Sawyer. (2006). *The Intertemporal Budget Constraint and the Sustainability of Budget Deficits*. University of Cambridge, p 3

Barro, Robert J., (1986). U.S. Deficits Since World War I. *Scandinavian Journal of Economics*, No. 88, p195-222.

Bohn, H. (1998). The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. *Quarterly Journal of Economics* 113, p 949-963.

Cunado, J., L., A. Gil-Alana and F. Perez de Gracia . (2004). Is the US Fiscal Deficit Sustainable? A Fractionally Integrated Approach. *Journal of Economics and Business*, No. 56, p 501-526.

Edwards, Sebastian. (2002). Debt Relief and Fiscal sustainability. National Bureau of Economic Research, Working Paper 8939, p 3-16.

Ghatak, Subrata and José R. Sanchez-Fung. (2007). Is Fiscal Policy Sustainable in Developing Economies? *Review of Development Economics*. No.11(3), p 518-530

Goyal, Rajan et al. (2004). Is India's Public Finance Unsustainable? Or, are the Claims Exaggerated? *Journal of Policy Modeling*. No 26, P 401-420.

Hakkio, C., & Rush, M. (1991). Is the budget deficit too big? *Economic Inquiry*, No. 29, p 429-445.

Hamilton, J. and Marjorie A. Flavin. (1986). On the Limitations of Government Borrowing: a Framework for Empirical Esting. *American Economic Review*, No. 76, p 808-819.

Kia, Amir. (2008). Fiscal Sustainability in Emerging Countries: Evidence from Iran and Turkey. *Journal of Policy Modeling*. Vol. 30, issue 6, p 3-12.

Leachman, L et al. (2005). MultiCointegration and Sustainability of Fiscal Practices. *Economic Inquiry*, 43, p 454-466.

Polito, Vito and Mike Wickens.(2005).Measuring Fiscal Sustainability. *Centre for Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers*, p 3-12.

Ravn, Morten O. and Harald Uhlig. On Adjusting the HP-filter for the Frequency of Observations. *Review of Economics and Statistics*, No. 84, P 371-380.

Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*. No. 13,P 402-417

Wilcox, D. W. (1989).The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present Value-Borrowing Constraint. *Journal of Money, Credit, and Banking*, No.21, p 291-306.

Talvi, E., & Vegh, C. A. (2005). Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, No. 78, p 156-190.

Trehan, B., and C. E. Walsh (1991).Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to US Federal Budget and Current Account Deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, No.23, p 206-223.

Yakita, Akira, (2008). Sustainability of Public Debt, Public Capital Formation, and Endogenous Growth in an Overlapping Generations Setting. *Journal of Public Economics*, No. 92, P64.