بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش همجمعی چندجانبه

ناصر خیابانی | n.khiabani@imps.ac.ir
استادیار اقتصاد موسسه عالی آموزش و پژوهش و مدیریت و برنامه‌ریزی
سعید کریمی پتانلار | saeedkarimi35@yahoo.com
دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران
مانی موتمنی | motamenima@gmail.com
مدرس اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول مکاتبات)

دریافت: ۱۳۹۱/۰۳/۲۵ | پذیرش: ۱۳۹۱/۰۶/۲۵

چکیده: اگر دولت در شرایط پایداری مالی[1] باشد؛ تداوم سیاست مالی فعلی، امکان بازپرداخت بدهی دولت را فراهم می‌نماید. در پژوهش حاضر کوشش شده است تا پایداری مالی دولت ایران بر اساس داده‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۷ و با روش همجمعی چندجانبه[2] مورد آزمون قرار گیرد. در این روش، امکان بررسی رابطه همجمعی متغیّرها، با مرتبه انباشت مختلف وجود دارد. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که دولت در مقیاس بودجه عمومی، در وضعیت پایداری مالی قرار ندارد. امّا اگر حق‌الضرب[3] به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود؛ شرایط پایداری مالی تامین خواهد شد. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران، فقط با اتکاء به تورم، قادر به بازپرداخت بدهی دولت خواهد بود.

کلیدواژه‌ها: پایداری مالی، همجمعی چندجانبه، بدهی دولت، کسری بودجه، هزینه‌های دولت

طبقه‌بندی JEL : E50 ,E62 ,C22 ,H63

1. Fiscal Sustainability
2. Multi-Co-Integration
3. Seigniorage

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | سال هفدهم | شماره ۱ | بهار ۱۳۹۱ | ص ص ۸۹-۷۳
نمایه در ISC

مقدمه

بدهی دولتی از انباشت کسری بودجه و بهره مربوطه به «بدهی‌های بازپرداخت نشده[1]» تشکیل شده است. در نمودار (۱) روند بدهی دولت[2] ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ نشان داده شده است. سهم بدهی دولتی از تولید ناخالص داخلی ایران طی ۳۸ سال مذکور بین ۷ تا ۶۹ درصد نوسان داشته است. پیشینه این نسبت در سال‌های پایانی جنگ تحمیلی رخ داده بود به شکلی که اندازه بدهی نزدیک به سه برابر مخارج دولتی گردید. همان‌طور که در نمودار (۱) نشان داده شده است؛ بعد از انقلاب اسلامی تا اوایل دهه ۱۳۷۰، قسمت عمده بدهی دولت به سیستم بانکی منتقل شده است. در بین سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۷۱، بدهی دولت به نظام بانکی تقریباً با مجموع بدهی دولت برابر است. با افزایش رشد اقتصادی طی برنامه‌های اوّل و دوم توسعه، سهم بدهی دولتی از GDP کاهش یافت، به گونه‌ای که در سال ۱۳۷۴، بدهی دولت کوچکتر از مخارج دولت شد. روند کاهشی بدهی دولت در دهه ۱۳۸۰ متوقف شد. طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۰ نسبت بدهی دولت به GDP از ۷ درصد به ۲۴ درصد رسید. طبق گزارش اخیر بانک مرکزی، در شش سال منتهی به ۱۳۹۰، بدهی دولت به نظام بانکی چهار برابر شده است. در بودجه سال ۱۳۹۱ مجلس به دولت اجازه انتشار ۲۵۰ هزار میلیارد ریال اوراق قرضه داد، در حالی که رقم پیشنهادی دولت بیش از ۴۰۰ هزار میلیارد ریال بوده است. شواهد مذکور، بیانگر تداوم روند رو به رشد بدهی دولت است و ضرورت انجام پژوهشی مطرح می‌شود که در آن توانایی دولت ایران در بازپرداخت بدهی یا به عبارت دیگر، پایداری مالی دولت ایران مورد آزمون قرار گیرد. موضوع پایداری مالی در سال‌های اخیر از اهمیت بسیاری برخوردار شده است. ناتوانی برخی کشورها نظیر یونان در بازپرداخت بدهی‌هایشان این مسئله را به وجود آورده است که توانایی دولت‌ها در بازپرداخت بدهی، چگونه قابل تشخیص است؟ نکته اصلی در مواجهه با چنین مسئله‌ای عمر نامتناهی دولت‌هاست. دولت در هر دوره می‌تواند با قرض جدید، بدهی قبلی را پرداخت کند. روشی که به بازی پانزی[3] معروف است. امّا نظریات اقتصادی در کنار تجربه‌های مشهود دولت‌های بدهکار، نشان می‌دهد که تداوم این بازی پانزی در بلندمدت ممکن نیست. اگر سیاست مالی در بلندمدّت قادر به بازپرداخت بدهی‌ها نباشد؛ پایدار نیست و سرانجام با تغییر بنیادی مواجه خواهد شد.

1. Outstanding Debt

۲. در این مطالعه، بدهی دولت در مقیاس بودجه عمومی مورد تحلیل قرار گرفته است. دولت عمومی ایران در مقایسه بخش عمومی، اندازه کوچکی دارد. سهم شرکت‌های دولتی از تولید ناخالص داخلی ایران نزدیک به ۶۵ درصد است. یعنی اندازه شرکت‌های دولتی تقریباً سه برابر دولت عمومی ایران است. دلیل انتخاب «دولت عمومی» برای این مطالعه، بیش از هرچیز محدود به دسترسی اطلاعات بوده است. تمامی اطلاعات مورد استفاده این پژوهش از بانک سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. این داده‌ها برای وضعیت مالی دولت به سال ۱۳۸۷ منتهی می‌شوند.

3. Ponzi Game

پایداری مالی دولت

پیشینه نظری پایداری مالی به مطالعه دومار[1] (۱۹۴۴) باز می‌گردد. دومار نشان می‌دهد که با بدهی‌زا بودن سیاست مالی، تنها در صورتی پایداری مالی وجود خواهد داشت که رشد اقتصادی، بیشتر از نرخ بهره باشد. در معادلات (۱) و (۲) قاعده بدهی دومار(۱۹۴۴) توضیح داده می‌شود. در این معادلات، سهم مخارج و خالص درآمدهای دولت به GDP با G و T مشخص شده است. نرخ رشد اقتصادی با g، نرخ بهره پرداختی به بدهی‌های دولتی با r، درآمد ملی با y و بدهی دولتی با D نشان داده شده است:

$$\frac{dD}{dt} = (G - T)Y_0 e^{gt} + r_0 D_{t-1} \qquad (۱)$$

در این معادله تغییرات بدهی در هر دوره برابر با کسری بودجه آن دوره به علاوه بهره بدهی‌های پیشین است. سهم تغییرات بدهی دولت به درآمد ملی در معادله زیر نشان داده شده است:

$$d = d_0 - \frac{(G-T)}{(g-r)} e^{-(g-r)t} + \frac{G-T}{g-r} \qquad (۲)$$

بر اساس معادله (۲)، اگر نرخ بهره بیشتر از رشد اقتصادی باشد؛ اندازه بدهی واگرا خواهد شد و دولت قادر به کنترل و بازپرداخت بدهی نخواهد بود. به اعتقاد بوهن[2](۱۹۹۵) وجود شرایطی که نرخ رشد اقتصادی بیش از نرخ بهره باشد، دولت‌ها را به وسوسه بازی خطرناک پانزی می‌اندازد. چون در این شرایط به دلیل بالا بودن رشد اقتصادی، سهم بدهی دولت از درآمد ملی کمتر می‌شود و دولت مانعی برای استقراض بیشتر نمی‌بینند. اما هنگام بحران و کاهش رشد اقتصادی، موقعیت دولت در مقابل بدهی وارونه می‌شود. اگر نرخ بهره بیشتر از رشد اقتصادی شود؛ نسبت بدهی به درآمد ملی بیشتر خواهد شد و دولت قادر به تامین آن نخواهد بود. اما در عمل، رشد اقتصادی و نرخ بهره با نوسان زیادی همراه هستند و نمی‌توان تناسب این دو را ملاکی بر پایداری یا عدم پایداری دولت دانست. به همین دلیل، بوهن(۱۹۹۵) پایداری مالی را در شرایط تصادفی مورد تحلیل قرار می‌دهد. اگر مازاد بودجه دولت را با s و نسبت بدهی به درآمد ملی را با d نشان دهیم؛ قید بدهی دولت به شکل زیر خواهد بود:

$$d_t = (1 + r_t)d_{t-1} - s_t \qquad (۳)$$

1. Domar
2. Bohn

با تعمیم این عبارت به دوره بلند مدت زمانی خواهیم داشت:

$$d_{t+n} = (\prod_{k=0}^{n}(1 + r_{t+k}))d_{t-1} - \sum_{j=0}^{n}(\prod_{k=j+1}^{n}(1 + r_{t+k}))s_{t+j} \quad (۴)$$

با توجه به معادله فوق، میانگین شرطی بدهی بصورت زیر خواهد بود:

$$E_t[d_{t+n}] = (1 + r)^n . d^* - \sum_{j=0}^{n}(1 + r)^{n-j} . E_t[s_{t+j}] \quad (۵)$$

در این معادله d^* بیانگر سهم بدهی به درآمد ملی در ابتدای دوره زمانی است.

حال اگر معادله فوق را بر $(1 + r)^n$ تقسیم کنیم:

$$d^* = \sum_{j=0}^{n}\frac{1}{(1+r)^j}E_t[s_{t+j}] + \frac{1}{(1+r)^n}E_t[d_{t+n}] \quad (۶)$$

در صورت وجود پایداری مالی، هنگامی که n به بی‌نهایت میل کند؛ عبارت $\frac{1}{(1+r)^n}E_t[d_{t+n}]$ به سمت صفر همگرا خواهد شد. زیرا در صورت برقراری پایداری مالی، بدهی جدیدی به مجموعه بدهی‌های دولت افزوده نخواهد شد. همگرایی به صفر این عبارت، شرط (TC[1]) پایداری مالی است.

$$d^* = \sum_{j=0}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^j}E_t[s_{t+j}] \quad (۷)$$

معادله (۷) یکی دیگر از شروط پایداری مالی را نشان می‌دهد. این شرط به قاعده IBC[2] معروف است. طبق این قاعده، سیاست مالی در شرایطی پایدار است که بدهی فعلی دولت حداقل برابر با ارزش حال مازادبودجه دولت طی دوره‌های آتی باشد. اگر بدهی بیشتر از جریان مازاد بودجه باشد؛ دولت قادر به بازپرداخت بدهی نخواهد بود. اما شیوه تحلیل و آزمون این قاعده در شرایط تصادفی توسط احمد و راجرز[3](۱۹۹۵) میسر شد. آنها نشان می‌دهند که برقراری قاعده IBC نیازمند همجمعی بین درآمد و مخارج دولت است. دلیل این نکته در معادلات زیر تشریح شده است. با توجه به معادله (۳) می‌توان محدودیت بودجه را به شکل (۸) نشان داد:

$$E_t\sum_{j=0}^{\infty}[f_{t+1}G_{t+1}] - E_t\sum_{j=0}^{\infty}[f_{t+1}T_{t+1}] + (1 + r_{t-1})D_{t-1} = \lim_{n\to\infty}E_t[f_{t+n}D_{t+n}] \quad (۸)$$

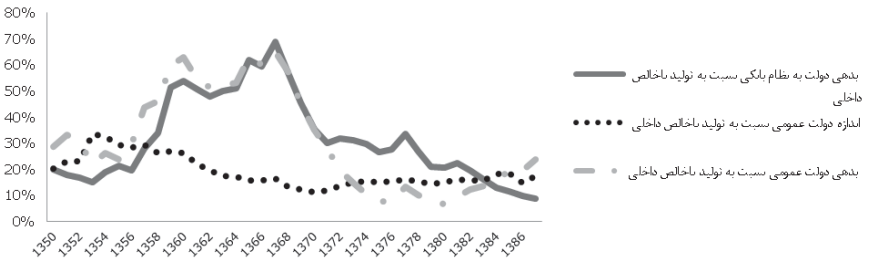
در این معادله، f نرخ نهایی جانشینی بین زمانی است که با توجه به فرض کارایی، امید ریاضی آن یک خواهد بود. تفاضل معادله فوق به شکل معادله (۹) تجزیه می‌شود:

$$_tE_t\sum_{j=0}^{\infty}[f_{t+1}G_{t+1}] - \Delta E_t\sum_{j=0}^{\infty}[f_{t+1}T_{t+1}] + (G_t + r_{t-1}D_{t-1} - T_t) = \lim_{n\to\infty}E_t[f_{t+n}D_{t+n}] - \quad (۹)$$
$$_1\lim_{n\to\infty}E_{t-1}[f_{t+n-1}D_{t+n-1}]$$

1. Transversality Condition
2. Intertemporal Budget Constrain
3. Ahmad and Rogers

در معادله فوق، تفاضل بدهی به صورت کسری بودجه $(G_t + r_{t-1}D_{t-1} - T_t)$ نشان داده شده است. اگر دولت در شرایط پایداری مالی باشد، در بلندمدّت قادر به بازپرداخت بدهی‌اش خواهد بود. بنابراین، D_{t+n} باید مساوی D_{t+n-1} باشد. به این ترتیب، سمت راست معادله (۹) صفر خواهد شد. پس سمت چپ معادله نیز صفر می‌باشد. برای صفر شدن، عبارت $(G_t + r_{t-1}D_{t-1} - T_t)$ می‌باید صفر شود. از اینجا احمد و راجرز (۱۹۹۵) نتیجه می‌گیرند که در صورت وجود پایداری مالی، درآمد دولت(T_t)و هزینه دولت $(G_t + r_{t-1}D_{t-1})$ همجمع خواهند بود. بر این اساس، با آزمون همجمعی بین متغیرهای مالی دولت، امکان تشخیص پایداری مالی به وجود می‌آید. عموم مطالعات تجربی انجام شده در زمینه پایداری مالی از منطق احمد و راجرز (۱۹۹۵) استفاده نموده‌اند. امّا مطالعه لیچمان و همکاران[1] (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که روش همجمعی، معیار کاملی برای بررسی پایداری مالی نیست و این احتمال وجود دارد که سیاست‌های مالی ناپایدار در روش همجمعی به اشتباه به عنوان سیاست‌های پایدار شناسایی شوند. به طور کلی، در روش همجمعی، رابطه متغیرهای جریان مخارج و درآمد دولت با یکدیگر مقایسه می‌شود. اما نقص روش مذکور این است که رابطه بدهی دولت (به عنوان یک متغیر ذخیره) با متغیرهای جریان (درآمد و مخارج) تحلیل نمی‌شود. برای نمونه، زمانی که میزان بدهی افزایش می‌یابد، برای حفظ پایداری مالی، دولت باید به کاهش مخارج و (یا) افزایش مالیات اقدام کند. ولی بررسی رابطه سطح بدهی با درآمد و مخارج دولتی از طریق روش همجمعی میسر نیست. در روش همجمعی، دو یا چند سری زمانی هم‌مرتبه $I(1)$ تجزیه و تحلیل می‌شود و امکان تحلیل دو سری زمانی با مرتبه‌های انباشت مختلف وجود ندارد. برای رفع این مشکل، لیچمان روش همجمعی چندجانبه را پیشنهاد می‌کند. در این روش، علاوه بر اینکه همجمعی هزینه و درآمد دولت آزمون می‌شود، رابطه این دو متغیر با سطح بدهی دولت نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. شایان ذکر است که پیش از این در پژوهش کیا[2] (۲۰۰۸) پایداری مالی دولت ایران با روش همجمعی چندگانه مورد بررسی قرار گرفته است. مقاله کیا (۲۰۰۸) با این پژوهش از دو جنبه متمایز است. تفاوت نخست در روش برآورد همجمعی چندجانبه است و دوم، تأکیدی است که در این پژوهش بر حق‌الضرب به عنوان یک سناریوی درآمدی دولت ایران شده است.

1. Leachman et al
2. Kia



نمودار (۱): بدهی دولت در ایران

منبع: برآورد شده بر اساس داده‌های بانک مرکزی

همان‌طور که در نمودار (۱) ملاحظه می‌شود، بدهی دولتی در همه سال‌های دهه ۱۳۸۰ رشد داشته است. از سال ۱۳۸۵ میزان بدهی دولت از مخارج دولت بیشتر شده است. با توجه به کاهش سهم نفت از مخارج سرانه دولت و ناکارآمدی اندازه دولت در تحریک رشد اقتصادی و اشتغال، تغییرات بنیادینی در ساختار مالی دولت در سال‌های اخیر ایجاد شده است که از جمله می‌توان واگذاری برخی از شرکت‌های دولتی و هدفمندسازی یارانه‌ها را بیان کرد. در پژوهش حاضر کوشش می‌شود تا ضرورت اصلاح سیاست مالی در ایران از منظر بدهی مورد بررسی قرار گیرد. آیا دولت ایران قادر به بازپرداخت بدهی‌هایش خواهد بود؟ آیا بازپرداخت بدهی‌های دولتی در ایران، با گسترش نقدینگی همراه خواهد بود؟

مطالعات تجربی پایداری مالی دولت

پژوهش‌های تجربی درباره پایداری مالی به دو گروه کلی تقسیم می‌شود. در گروه نخست پژوهش‌ها، با توجه به داده‌های مقطعی و به‌طور ایستا، پایداری مالی دولت از زاویه اندازه بهینه مخارج دولتی و مالیات بررسی می‌شود. در گروه دیگر، به شکل پویا و با استفاده از سری زمانی اطلاعات، وجود یا نبود پایداری مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد. روش پژوهش حاضر به گروه دوم نزدیک است. در این بررسی‌ها، روش برآورد عمدتاً بر اساس احمد و راجرز (۱۹۹۵) و با الگوی همجمعی بوده است. از بین این پژوهش‌ها می‌توان اثر ماکریداکیس[1] و همکاران (۱۹۹۹) را نام برد. در بررسی مذکور، پایداری مالی دولت یونان در سال‌های ۱۹۵۸ تا ۱۹۹۵، با روش همجمعی تحلیل شده است. نتیجه

1. Makrydakiset

این تحلیل، بیانگر ناپایداری مالی دولت یونان بوده است. بر اساس ماکریداکیس و همکاران (۱۹۹۹) ریشه این ناپایداری، ملی شدن بخش بزرگی از شرکت‌های خصوصی در سال‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۷۹ است. ناکارایی دولت سوسیالیست یونان، منجر به شکل‌گیری کسری بودجه‌های عظیمی شد، تا جایی که در سال ۱۹۷۸، دولت ناچار به انتشار میزان قابل توجهی اوراق قرضه شد. این حجم سنگین بدهی، در زمانی که رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (به نحوی که از نرخ بهره کمتر شود) شرایط دولت را به شدت ناپایدار می‌کند. در پژوهش دیگری، براوو و سیلوستره[1] (۲۰۰۲) پایداری مالی را در اتحادیه اروپا مورد آزمون قرار داده‌اند. روش پژوهش در بررسی فوق نیز بر اساس همجمعی و قاعده IBC استوار بوده است. اطلاعات مورد استفاده در پژوهش، به یازده کشور اروپایی در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ مربوط است. شواهد تجربی بیانگر وجود پایداری مالی در آلمان، فرانسه، فنلاند، انگلستان و اتریش است. اما شرایط پایداری مالی در بلژیک، ایتالیا، اسپانیا، هلند، دانمارک و ایرلند تأیید نشده است. در پژوهش ایسلر و لیما[2] (۲۰۰۰) پایداری مالی دولت برزیل بررسی شده است. نکته ویژه‌ای که در این بررسی وجود دارد، لحاظ کردن حق‌الضرب به عنوان درآمد دولت در تحلیل پایداری مالی است. این نکته نخستین بار توسط بویتر و پاتل[3] (۱۹۹۲) مورد تأکید قرار گرفته است. بویتر و پاتل (۱۹۹۲) معتقدند که بدهی دولت به بانک مرکزی در حقیقت بدهی یک نماینده حکومت به یک نماینده دیگر حکومت است و در محاسبات پایداری مالی، نباید به حساب بدهی دولت گذاشته شود. در واقع، حکومت از این موضوع به عنوان مالیات تورمی، درآمد کسب می‌کند و در عمل تفاوتی با مالیات ندارد. تفاوت بررسی ایسلر و لیما (۲۰۰۰) با سایر پژوهش‌ها نیز در همین نکته نهفته است. آن‌ها پایداری مالی دولت برزیل را با دو سناریو درآمدی مورد آزمون قرار می‌دهند که در یکی از این دو، حق‌الضرب نیز به عنوان درآمد دولت اضافه می‌شود. نتیجه این پژوهش نشان می‌داد که دولت برزیل بدون در نظر گرفتن حق‌الضرب، در شرایط ناپایداری قرار دارد، اما با اضافه شدن مالیات تورمی، پایداری مالی برقرار می‌شود. این نتیجه بیانگر تکیه دولت برزیل به تورم برای جبران بدهی است. لیما[4] و همکاران (۲۰۰۸) ضمن تأیید نتایج پژوهش ایسلر و لیما (۲۰۰۰) نقش قوانین پولی جدید برزیل را در پایداری مالی مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس قوانین تازه شکل یافته در برزیل، دولت مانند سابق قادر به استقراض از شبکه بانکی نخواهد بود. آن‌ها نشان دادند که در این شرایط، یگانه راه دولت برای ایجاد

1. Bravo & Silvestre
2. Issler & Lima
3. Buiter & Patel
4. Lima

پایداری مالی، کاهش مخارج دولتی است. یکی دیگر از پژوهش‌هایی که با روش همجمعی، پایداری مالی را مورد ارزیابی قرار داده است، بررسی مهدوی و وسترلاند[1] (۲۰۱۱) است. در این پژوهش، پایداری مالی دولت امریکا، بر اساس درآمد و مخارج تفکیکی ایالت‌ها و با روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفته است. نتیجه پژوهش بیانگر پایداری مالی دولت امریکا در سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۰ بوده است. بررسی کیا (۲۰۰۸) و نیز اسکاریو[2] و همکاران (۲۰۱۲) از جمله پژوهش‌هایی است که در آن، پایداری مالی با روش همجمعی چندجانبه و الگوی لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) مورد بررسی قرار گرفته است. در پژوهش کیا (۲۰۰۸) پایداری مالی دولت ایران و ترکیه، با یکدیگر مقایسه شده است. نتیجه این بررسی، بیانگر ناپایداری مالی در هر دو کشور، بین سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۳ بوده است. در پژوهش کیا (۲۰۰۸) برای تجزیه عوامل مؤثر بر رفتار بودجه‌ای دولت و تفکیک اثر درآمد نفتی، از قاعده تسطیح مالیاتی[3] بارو[4] (۱۹۸۶) استفاده شده است. نتیجه این بررسی، بیانگر وابستگی مخارج دولتی به نوسان‌های درآمد نفتی و نیز غیرمتعهد بودن رفتار دولت ایران در قبال بدهی است. در پژوهش اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲) نیز پایداری مالی دولت اسپانیا با الگوی لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) و روش همجمعی چندجانبه آزمون شده است. این پژوهش از دو جنبه با لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) و نیز کیا (۲۰۰۸) متفاوت است. نخست اینکه، برای برآورد همجمعی چندجانبه از دو روش تک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای استفاده شده است و دوم اینکه، مانند پژوهش ایسلر و لیما (۲۰۰۰) در یکی از سناریوهای درآمدی دولت، حق‌الضرب نیز مورد توجه قرار گرفته است. به اعتقاد اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲) شرایط مالی دولت در اسپانیا، فقط با توسل به حق‌الضرب پایدار بوده است و در سایر سناریوهای درآمدی، همجمعی چندجانبه وجود ندارد. آن‌ها نشان می‌دهند که دولت اسپانیا پس از امضای معاهده ماستریخت و پیوستن به حوزه پولی یورو، در شرایطی قرار گرفته است که برای بازپرداخت بدهی، ناچار به افزایش مالیات و کاهش مخارج خواهد بود.

معرفی الگوی همجمعی چندجانبه برای پایداری مالی

در روش همجمعی، که توسط انگل و گرنجر[5](۱۹۸۷) معرفی کرده‌اند؛ بررسی رابطه متغیّرهای نامانا میسر شد. پیش‌شرط استفاده از روش همجمعی آن است که سری‌های زمانی هم‌مرتبه باشند. در

1. Mahdavi & Westerlund
2. Escario
3. Tax Smoothing
4. Barro
5. Engle & Granger

این روش، امکان بررسی رابطه دو متغیر با مرتبه‌های انباشت مختلف وجود ندارد. برای رفع این مشکل گرنجر و لی[1] (۱۹۸۹) الگوی همجمعی چندجانبه را طراحی نموده‌اند. برای توضیح روش گرنجر و لی، دو سری زمانی X_t و Y_t با مرتبه انباشت یک در نظر گرفته می‌شود. با وجود همجمعی، ترکیب خطی آنها، $Z_t = Y_t - \beta X_t$، I(0) خواهد بود. در این‌صورت $S_t = \sum_{j=1}^{t} Z_j$ که انباشت سری I(0) است؛ I(1) خواهد بود. این احتمال وجود دارد که S_t با X_t و (یا) Y_t همجمع باشد به شکلی که ترکیب خطی $I_t = Y_t - \gamma S_t$، I(0) باشد. در این حالت، سری‌های زمانی X_t و Y_t دو سطح از همجمعی را تجربه می‌نمایند. گرنجر و لی این شکل از همجمعی را همجمعی چندجانبه نامیده‌اند. آنها برای نخستین بار یک مثال اقتصادی از این رابطه را طرح و آن را بصورت تجربی تحلیل نمودند. در این مثال، علائم X_t و Y_t را به ترتیب سری‌زمانی میزان تولید و فروش یک بنگاه است. بر این اساس، به ازای $\beta = 1$، سرمایه‌گذاری در انبار، معادل Z_t و سطح انبار S_t خواهد بود. با منطق همجمعی چندگانه که در روش فوق توضیح داده شد؛ امکان بررسی ارتباط سطح انبار، فروش و تولید بنگاه وجود خواهد داشت. آزمون همجمعی چندجانبه در طرح گرنجر و لی (۱۹۹۰) دو مرحله‌ای است. در مرحله اوّل تخمین ضریب β انجام می‌شود. با تخمین این ضریب در رگرسیونی با متغیّرهای X_t و Y_t برآوردی از Z_t بدست می‌آید که با $\hat{Z}_t$ نشان داده می‌شود. در مرحله دوم، انباشت Z_t که با $\hat{S}_t$ نشان داده می‌شود؛ بر روی X_t و(یا) Y_t رگرس می‌شود که نتیجه آن در تخمین ضریب γ مشخص خواهد شد. مانا بودن پسماند هر دو مرحله شرط همجمعی چندگانه است. خلاصه شرایط همجمعی چندگانه X_t و Y_t در معادله (۱۰) نشان داده شده است:

$$S_t - \gamma X_t = \sum Y_t - \beta \sum X_t - \gamma X_t \sim I(0) \qquad (۱۰)$$

انگستد و همکاران[2] (۱۹۹۷) ضمن بسط الگوی همجمعی چندجانبه گرنجر و لی(۱۹۸۹) روشی تک‌مرحله‌ای را برای آزمون معرفی کردند. یکی از تفاوت‌ها و الزام‌های مدل یک مرحله‌ای انگستد و همکاران، وجود روند خطی و روند مرتبه دوم در معادله همجمعی است:

$$\sum Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \beta \sum X_t + \gamma X_t + u_t \qquad (۱۱)$$

در مدل بالا، امکان جایگزینی سری‌زمانی غیرانباشته X_t با Y_t وجود دارد. جمله پسماند، (u_t)، نقش کلیدی در این عبارت دارد. به این نحو که I(0) بودن آن موّید همجمعی چندجانبه بین X_t و Y_t است. در صورتی که پسماند I(1) باشد، همجمعی مرتبه اوّل و در حالت I(2) هیچگونه رابطه همجمعی بین X_t و Y_t وجود نخواهد داشت. برای تشخیص مرتبه انباشت

1. Granger & Lee
2. Engsted et al

پسماند، به دلیل I(2) بودن متغیّر وابسته، نقاط بحرانی رایج دیکی-فولر[1] کارایی لازم را نخواهد داشت و برای تشخیص مرتبه انباشت از توزیع ویژه دیکی-فولر هالدراپ[2](۱۹۹۴) استفاده می‌شود. این توزیع به تعداد رگرسورهای I(1) و I(2) حساس است. توزیع هالدراپ به شکل زیر است:

$$\Delta\hat{u}_t = \rho_0\hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\rho_j\,\hat{u}_{t-j} + v_t \qquad (۱۲)$$

نخستین الگوی همجمعی چندگانه برای تحلیل وضعیت مالی دولت توسط لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) تصریح شده است. در این الگو از روش تک مرحله‌ای همجمعی چندگانه انگستد استفاده شده است. برای توضیح الگو، علامت Y انباشت مخارج دولتی(y) است: $Y_t = \sum_{i=1}^{t} y_i \sim I(2)$ که با فرض I(1) بودن سری زمانی مخارج دولتی محاسبه شده است. به همین ترتیب انباشت درآمد دولتی (x) با X نشان داده می‌شود: $X_t = \sum_{i=1}^{t} x_i \sim I(2)$

$$Y_t = k_0 X_t + k_1 \Delta X_t + \delta_0 + \delta_1 \mathrm{trend} + e_t \qquad (۱۳)$$

وجود همجمعی چندگانه به معنی مانا بودن پسماند معادله (۱۳) است. طبق لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) وجود همجمعی چندجانبه بیانگر پایداری مالی دولت نخواهد بود. برای پایداری مالی علاوه بر وجود همجمعی چندجانبه، ضرایب k_1 و k_0 باید نشان دهنده رفتار با تعهد دولت نسبت به بدهی باشد. ضریب k_0 می‌تواند بزرگتر، کوچکتر و یا مساوی یک باشد. اگر این ضریب کوچکتر از یک باشد؛ به‌طور میانگین، سرریز درآمد به مخارج به تجمیع مازاد بودجه می‌انجامد و اگر بزرگتر از یک باشد؛ دولت محتملاً در شرایط پانزی است، چراکه تداوم روند فعلی به کسری بودجه بیشتر می‌انجامد و چنانچه این ضریب مساوی یک باشد، شرایط توازن بودجه برقرار خواهد بود. اگر $k_0 > 1$ باشد؛ برای حفظ پایداری مالی باید رابطه درآمد دولت و انباشت مخارج، k_1 مثبت باشد. در این حالت دولت در شرایطی با افزایش بدهی مواجه می‌شود که درآمدش نیز زیادتر شود. در مطالعه اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲) برای آزمون همجمعی چندجانبه علاوه بر روش تک‌مرحله‌ای انگستد و همکاران (۱۹۹۷) از روش دو مرحله‌ای گرنجر و لی (۱۹۸۹) نیز استفاده شده است.

$$Step1: y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

$$Step2: x_t = \gamma_2 + \gamma_3(debt_t) + \vartheta_t \qquad (۱۵)$$

شرط لازم پایداری مالی در این روش نیز وجود همجمعی چندجانبه است که به معنی مانا بودن پسماند هر دو معادله فوق است و شرط کافی، مطابق روش لیچمان و همکاران

1. Dickey-Fuller
2. Haldrup

(۲۰۰۵) لحاظ شده است به شکلی که اگر γ_1 معنی‌دار و بزرگتر از یک باشد؛ γ_3 نیز باید مثبت باشد. که در این‌صورت سیاست مالی نسبت به افزایش بدهی واکنش نشان خواهد داد.

برآورد الگوی پژوهش

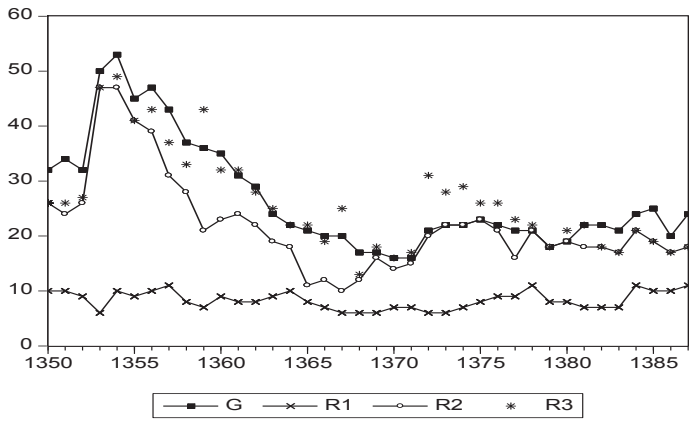
همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، برآورد همجمعی چندجانبه با روش تک‌مرحله‌ای انگستد و همکاران (۱۹۹۷) و دو مرحله‌ای انگل و لی(۱۹۸۹) امکان‌پذیر است. طبق مطالعه ژو[1] (۲۰۰۱) روش تک‌مرحله‌ای از کارایی بیشتری نسبت به روش دو مرحله‌ای برخوردار است و به همین دلیل مطالعات لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) و کیا (۲۰۰۸) با روش تک‌مرحله‌ای انجام شده‌اند. امّا دلیل استفاده از روش دو مرحله‌ای در این مقاله، به امکان تجزیه دلایل ناپایداری مالی باز می‌گردد. برای وجود پایداری مالی، به دو رابطه همجمعی نیاز است. یکی رابطه همجمعی بین مخارج و درآمدهای دولت و دومی رابطه همجمعی بین درآمدهای دولت و سطح بدهی. در روش دو مرحله‌ای این امکان وجود دارد که مشخص شود، ناپایداری مالی از کدام یک از این دو رابطه نشات گرفته است ولی در روش تک‌مرحله‌ای، تنها می‌توان وجود پایداری مالی را رد یا تایید نمود و امکان تجزیه ریشه ناپایداری در مراحل همجمعی وجود ندارد. به همین دلیل در این پژوهش، پایداری مالی دولت ایران با هر دو روش مورد آزمون قرار گرفته است. الگوی پایداری مالی در روش تک‌مرحله‌ای با اقتباس از لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) و در مدل دو مرحله‌ای پایداری مالی بر مبنای مطالعه اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲) تصریح شده است. همچنین کوشش شده است تا پایداری مالی با سه سناریوی درآمدی برای دولت ایران مورد بررسی قرار گیرد. در سناریوی نخست، تنها درآمد غیرنفتی دولت منظور می‌شود. در سناریوی دوم، درآمد دولت در بودجه عمومی مورد محاسبه است و در سناریوی سوم، درآمد دولت در سناریو دوم بعلاوه درآمد دولت از محل حق‌الضرب لحاظ شده است. سناریو سوم منطبق بر مطالعات ایسلر و لیما (۲۰۰۰) و اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲) است. مطالعه پایداری مالی دولت ایران با احتساب حق‌الضرب، وجه تمایز نتایج این مقاله با پژوهش کیا (۲۰۰۸) خواهد بود. در ضمن، در مطالعه کیا (۲۰۰۸) تنها از روش تک‌مرحله‌ای همجمعی چندجانبه استفاده شده است.

هر یک از این سناریوهای درآمدی دولت بر GDP تقسیم می‌شوند و به ترتیب با R^1، R^2 و R^3 نشان داده می‌شوند. با این تقسیم‌بندی، هر سناریو به این شکل خواهد بود:

R^1= درآمد غیرنفتی $\quad R^2 = R^1 +$ درآمد نفتی $\quad R^3 = R^2 +$ حق‌الضرب

1. Zhou

نسبت مخارج دولت به GDP با G نشان داده شده است. مخارج دولتی مورد نظر در این پژوهش، مجموع مخارج بودجه عمومی و بهره بدهی‌های پیشین است.



نمودار (۲): روند مخارج و درآمد دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی

منبع. برآورد شده بر اساس داده‌های بانک مرکزی

دوره زمانی پژوهش با توجه به محدودیت داده‌های مرتبط با نقدینگی، بین سال‌های ۱۳۵۰ الی ۱۳۸۷ انتخاب شده است. متغیّرهای مالی دولت شامل مخارج دولتی، درآمد نفتی و درآمد غیرنفتی از بودجه عمومی دولت استخراج شده است. با توجه به محوریت بدهی دولتی در این پژوهش، از اطلاعات مرتبط با مطالبات بانک‌مرکزی از دولت و سهم آن در نقدینگی برای محاسبه سناریو سوم درآمدی استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۱) نشان داده شده است؛ هر چهار متغیّر مذکور طبق آماره دیکی‌فولر تجمعی[1]، I(1) هستند.

جدول(۱): آزمون ریشه واحد متغیّرهای پژوهش

متغیر	G	R1	R2	R3
آماره ADF	-0.74	-0.42	-0.85	-0.72
آماره ADF برای تفاضل مرتبه نخست	-3.96	-7.68	-5.46	-7.47

*مقدار بحرانی آماره ADF در سطح پنج درصد ۱/۹۵- و در سطح ۱ درصد ۲/۶۳- است.

1.Augmented Dickey- Fuller

با توجه به I(1) بودن متغیّرها، انباشت آنها که با RR^i و GG علامتگذاری می‌شوند؛ I(2) خواهد بود. در روش انگستد و همکاران (۱۹۹۷) از ترکیب روند خطی و روند مرتبه دو استفاده شده است. تصریح الگوی تک‌مرحله‌ای برای سناریوهای مختلف درآمدی(i) به شکل معادله (۱۶) است.

$$GG_t = \alpha_0 RR^i_t + \alpha_1 \Delta RR^i_t + \delta_0 + \delta_1 trend + \delta_2 trend^2 + e_t \quad (۱۶)$$

پیش از این توضیح داده شد که برای وجود همجمعی چندجانبه، پسماند معادله فوق باید مانا باشد. برای آزمون مانایی این معادله از مقادیر بحرانی هالدراپ (۱۹۹۴) استفاده می‌شود. بر اساس یافته‌های لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) در صورت وجود همجمعی چندجانبه، اگر a_0 بزرگتر از یک و a_1 بزرگتر از صفر باشد؛ وجود پایداری مالی تایید خواهد شد. نتیجه برآورد این الگو برای سناریوهای مختلف درآمدی دولت در جدول (۲) خلاصه شده است.

جدول (۲) :نتیجه برآورد الگوی تک‌مرحله‌ای همجمعی چندجانبه

سناریو درآمد دولت	α_0	α_1	δ_0	δ_1	δ_2	آماره هالدراپ
R^1	3.92* (0.36)	1.08 (0.64)	-5.17 (20.61)	3.27* (1.30)	-0.14* (0.03)	2.31
R^2	1.46* (0.07)	-0.67* (0.17)	-24.02* (11.76)	1.66 (0.83)	-0.05* (0.02)	2.85
R^3	1.25* (0.07)	0.27* (0.08)	10.83 (0.09)	-3.61* (0.51)	-0.05* (0.01)	5.91#

*معنادار در سطح ۵ درصد.

طبق آماره هالدراپ، با وجود یک رگرسور مرتبه یک و یک رگرسور مرتبه دو و تعداد مشاهدات کمتر از ۵۰ عدد با روند مرتبه دو در سطح پنج درصد ۴/۸۳- است. بر این اساس، تنها در سناریو درآمدی سوم مقدار آماره بزرگتر از مقادیر بحرانی هالدراپ است.

در سناریوهای اول و دوم، آماره هالدراپ احتمال وجود همجمعی چندگانه را رد می‌نماید. امّا در سناریو سوم، اندازه آماره پسماند از مقدار بحرانی جدول هالدراپ بزرگ‌تر است و امکان وجود همجمعی چندگانه قابل رد نمودن نیست. در سناریو سوم درآمد دولت، ضریب a_0 بزرگتر از یک است؛ a_1 نیز بزرگتر از صفر است و هر دو ضریب معنی‌دار هستند. بنابراین، شرط لیچمان و همکاران (۲۰۰۵) برای پایداری مالی تنها در سناریو سوم رعایت شده است.

رد پایداری مالی در سناریو دوم و تایید آن در سناریو سوم، نشان‌دهنده نقش موثر حق‌الضرب در تامین مالی بدهی دولتی و یا به عبارتی، پولی شدن بدهی در ایران است. پیش از این در پژوهش‌های

متعددی نظیر تقی‌پور (۱۳۸۰) و حسینی‌نسب و قلی‌زاده (۱۳۸۹) نشان داده شده است که استقراض از نظام بانکی، روش اصلی تأمین کسری بودجه در دولت ایران است و کسری بودجه دولت، یکی از عوامل اصلی رشد نقدینگی شناخته شده است. علاوه بر این، در گروهی از پژوهش‌ها مانند عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۸۳) و هادیان و پارسا (۱۳۸۷) تورم ایران، پدیده‌ای پولی معرفی شده است که رابطه تنگاتنگی با رشد نقدینگی دارد. برایند یافته‌های مذکور نشان می‌دهد که ناپایداری مالی دولت ایران به تورم می‌انجامد.

در ادامه، پایداری مالی دولت با همان سناریوهای درآمدی با الگوی دو مرحله‌ای همجمعی چندجانبه برآورد شده است. روش دو مرحله‌ای گرنجر و لی (۱۹۹۰) به این شکل است که در مرحله نخست، همجمعی درآمد و مخارج دولتی با الگوی انگل و گرنجر(۱۹۸۷) برآورد می‌شود (۱۷) و در مرحله دوم، همجمعی بدهی دولت و درآمد دولت آزمون می‌شود (۱۸).

$$Step1: G_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_t^i + \varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

$$Step2: R_t^i = \gamma_2 + \gamma_3 (debt_t) \qquad (۱۸)$$

از آنجایی که مقادیر بحرانی دیکی- فولر برای تعیین مرتبه انباشت پسماند مرحله دوم از اعتبار کافی برخوردار نیست از مقادیر بحرانی انگل و یو[1] (۱۹۹۱) برای تعیین همجمعی مرحله دوم استفاده می‌شود. مقدار بدهی (debt) در معادله فوق از انباشت کسری بودجه دولت محاسبه می‌شود. نتیجه برآورد این الگو در سه سناریو درآمدی دولت در جدول (۳) بیان شده است:

جدول (۳): برآورد الگوی دو مرحله‌ای همجمعی چندجانبه

سناریو درآمد دولت	γ_0	γ_1	ADF Step1	γ_2	γ_3	ADF Step2
R_1	11.43 (7.82)	1.83 (0.91)	-1.53	8.49* (0.70)	-0.001 (0.84)	-3.00
R_2	3.99* (1.72)	1.04* (0.07)	2.66#	26.58* (2.75)	-0.10 (0.05)	-1.53
R_3	0.69 (2.13)	1.001* (0.07)	-1.98#	22.91* (2.73)	0.16* (0.02)	-7.33#

* معنادار در سطح ۵ درصد.

نشان می‌دهد که آماره t بزرگتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد است که در نتیجه احتمال وجود ریشه واحد رد می‌شود. مانا بودن پسماند دو مرحله در روش انگل و لی پیش‌شرط همجمعی چندگانه است. مقادیر بحرانی در پسماند مرحله دوم از مطالعه انگل و یو (۱۹۹۱) برداشت شده است. مقدار بحرانی این آماره برای مرحله دوم در سطح ۵ درصد ۳/۱۷- است.

1. Engle &Yoo

در سناریوی درآمد غیرنفتی، پسماند هر دو مرحله نامانا است و بنابراین، امکان وجود پایداری مالی رد می‌شود. در سناریوی دوم، وجود همجمعی در مرحله نخست تایید شده است ولی با توجه به نامانایی پسماند مرحله دوم، احتمال همجمعی چندجانبه از میان می‌رود. بر اساس یافته‌های اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲) نبود همجمعی در مرحله دوم، نشان می‌دهد که رفتار مالی دولت نسبت به بدهی متعهدانه نیست. در سناریو سوم که درآمد دولت با حق‌الضرب جمع شده است؛ همجمعی چندجانبه رد نمی‌شود. علاوه بر این، ضریب بزرگتر از صفر است. یعنی با افزایش بدهی، درآمد دولت نیز افزوده می‌شود. به این ترتیب، در الگوی دو مرحله‌ای انگل و لی (۱۹۸۹) نیز پایداری مالی دولت، تنها در سناریو سوم تایید می‌شود.

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، پایداری مالی دولت ایران مورد آزمون قرار گرفته است. در صورت وجود پایداری مالی، دولت قادر به بازپرداخت بدهی خواهد بود. برای این آزمون، از روش همجمعی چندجانبه و داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۷ استفاده شده است. نتیجه این بررسی، در قالب سه سناریوی درآمدی تحلیل شده است. در سناریوی نخست، پایداری مالی دولت، بدون درآمد نفتی آزمون شده است. امکان وجود پایداری مالی در این سناریو رد شده است. نبود همجمعی بین درآمد غیرنفتی و مخارج دولتی و نزدیک به چهار برابر بودن انباشت مخارج نسبت به درآمدهای مذکور، بیانگر وابستگی دولت به درآمد نفت است. در سناریوی دوم، کل درآمد دولت در بودجه عمومی منظور شده است. در این سناریو با حضور درآمد نفت، همجمعی بین مخارج و درآمد دولت برقرار می‌شود. در این وضعیت، بر اساس روش قدیمی احمد و راجرز (۱۹۹۵)، پایداری مالی برقرار خواهد بود. ولی با دیدگاه نوین و از زاویه همجمعی چندجانبه، پایداری مالی در سناریو دوم رد خواهد شد. زیرا روند درآمدهای دولت با انباشت بدهی همسو نیست. اما در سناریوی سوم، با اضافه شدن حق‌الضرب به عنوان بخشی از درآمدهای دولت، نتایج آزمون با سناریوهای قبل متفاوت شده است. در سناریو سوم، همجمعی چندگانه و ویژگی‌های پایداری مالی در دولت ایران ایجاد می‌شود. با ورود حق‌الضرب سیاست مالی قادر به تأمین مالی بدهی دولت خواهد بود و ناپایداری مالی دولت ایران، با پولی شدن بدهی پوشش داده می‌شود. بر این اساس، ناپایداری مالی می‌تواند یکی از عوامل مؤثر در رشد نقدینگی و تورم شناخته شود.

منابع

الف) فارسی

تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین کسری بودجه، رشد پول و تورم در ایران. *برنامه و بودجه*، ۶۵ و ۶۶، ۱۰۵-۱۳۲.

حسینی‌نسب، سید ابراهیم و رضا قلی‌زاده (۱۳۸۹). بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران با تأکید بر کسری بودجه. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰، ۴۳-۷۰.

عباسی‌نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳). آیا تورم در ایران پدیده پولی است؟. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۷، ۱۸۱-۲۱۲.

هادیان، ابراهیم و حجت، پارسا (۱۳۸۷). برآورد اثر با وقفه حجم نقدینگی بر سطح تورم در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۶، ۱-۱۶.

ب) انگلیسی

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,* 36, 329-350.

Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking,* 27, 257-271.

Barro, R, M. (1986). U.S. Fiscal deficit since world war I. *Scandinavian Journal of Economics,* 88, 195-222.

Bravo, A. & Silvestre, A. (2008). Intertemporal sustainability of fiscal policies: some test for European countries. *European Journal of Political Economy,* 18, 517-528.

Buiter, H. W. & Patel, U. (1992). Debt, deficits and inflation: an application to the public finances of India. *Journal of Public Economics,* 47, 171-205.

Domar, E. D. (1944). The burden of the debt and the national income. American Economic Review, 798-827.

Engle, R. F. &Yoo, S. B. (1991). *Cointegrated economic time series: an overview with new results.* Long-run Economic Relations: Readin in Cointegration. Oxford University Press, Oxford.

Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987). Cointegration and eror correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica,* 55, 251-276.

Engsted, T., Gonzalo, J. & Haldrup. N. (1997). Testing for multicointegration. *Economic Letter,* 57, 259-266.

Escario, R., Gadea, M. & Sabate, M. (2012). Multicointegration, seigniorage and fiscal sustainability. Spain 18572000-. *Journal of Policy Modeling,* 34, 270-283.

Granger, C. & Lee, T. (1989). Investigation of production, sales and inventory

relations using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics,* 4, 145-159.

Granger, C. & Lee, T. (1990). Multicointegration. *Advanced in Econometrics,* 8, 7184-.

Haldrup, N. (1994). The asymptotic of single-equation cointegration regression with I(1) and I(2) variables. *Journal of Econometrics,* 63, 153-181.

Issler, J & Lima, L. (2000). Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947 -1992. *Journal of development economies,* 62, 131-147.

Kia, A. (2008). Fiscal sustainability in emerging countries: evidence from Iran and Turkey. *Journal of Policy Modeling,* 30, 957-972.

Leachman, L., Bester, A., Rosas, G. & Lange, P. (2005). Multicointegration and sustainability of fiscal practices. *Economic Inquiry,* 43(2), 454-466.

Lima, L. Wagner, P. & Sampaio, R. (2008). Debt ceiling and fiscal susainabiliy in Brazil: A quantieautoregression approach. *Journal of Development Economics,* 86, 313-335.

Mahdavi, S. &Westerland, J. (2011). Fiscal stringency and fiscal sustainability: Panel evidence from the American state and local governments. *Journal of Policy Modeling,* 33, 953-969.

Makrysakis, S., E, Tzavalis & Balfoussias, A. (1999). Policy regime changes and the long-run sustainability of fiscal policy : an application to Greece. *Economic Modelling,* 16, 7186-.

Zhou, Su. (2001). The power of cointegration test versus data frequency and time spans. *Southern Economic Journal,* 67, 906-921.