پایداری بدهی دولت در ایران: شواهد جدید از تابع واکنش مالی

سعید کریمی پتانلار[1]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
احمد جعفری صمیمی[2]
استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
جلال منتظری شورکچالی[3]
دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

تاریخ دریافت: 1395/4/27 تاریخ پذیرش:1395/11/18

چکیده

بحران بدهی سال 2008-2007 و هزینه ناشی از اصلاح سیاست‌های مالی، بیش از پیش بر اهمیت بحث "پایداری بدهی دولت" در ادبیات اقتصادی افزوده است. بر این اساس، مطالعه حاضر تلاش کرده است با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس و داده‌های دوره زمانی 2014-1971 اقتصاد ایران، به بررسی پایداری بدهی دولت در قالب "تابع واکنش مالی" بپردازد. بر اساس تابع واکنش مالیِ برآورد شده، واکنش دولت به هر سه نوع بدهی(بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات

1- s.karimi@umz.ac.ir
2- jafarisa@umz.ac.ir
3- jalalmontazeri@gmail.com
DOI: 10.22067/pm.v24i14.57593

اعتباری غیربانکی و بدهی خارجی دولت) به صورت ضعیف و قابل اغماض پایدار بوده است. به عبارت دیگر، دولت نسبت به افزایش در سطح بدهی‌ها از طریق کاهش کسری (یا افزایش مازاد) بودجه واکنش محسوسی نشان نداده، که این مسئله با توجه به تأثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدهی دولت از طریق کانال‌های متعدد، می‌تواند زنگ هشداری برای تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران کشور باشد. همچنین، نتایج نشان دادکه سیاست‌های مالی دولت در واکنش به نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی رویکرد موافق چرخه‌ای داشته است. بنابراین توصیه می‌شود که با هدف تدوین یک چارچوب مشخص و باثبات برای سیاست‌های مالی دولت، چرخه‌های تجاری و انباشت بدهی به عنوان دو مؤلفه اصلی در تابع هدف سیاست‌های مالی دولت لحاظ شوند.

کلید واژه‌ها: پایداری بدهی، تابع واکنش مالی، سیاست مالی، هم‌انباشتگی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C22، E32، H62، H63.

1- مقدمه

بحث "پایداری بدهی دولت[1]" یکی از موضوعات حائز اهمیت در تحلیل‌های اقتصاد کلان است. اگرچه برای پایداری بدهی دولت تعاریف متعددی ارائه شده است، اما تقریباً تمامی این تعاریف به نوعی به سیاست‌های مالی دولت مربوط بوده‌اند. در یک تعریف محدود، می‌توان پایداری بدهی را توانایی دولت در بازپرداخت بدهی و یا توانایی دولت در حفظ سطح بدهی فعلی دانست. اما در یک تعریف جامع‌تر، پایداری بدهی می‌تواند به عنوان معیاری از وابستگی رفتارهای مالی اخیر دولت، نسبت به تحولات مالی دوره گذشته و تحولات سطح کلان اقتصادی در نظر گرفته شود (Burnside, 2004:1). در این راستا، تقریباً از نیمه‌های قرن بیستم تلاش‌های متعددی توسط اقتصاددانان مختلف صورت پذیرفت، اما این تلاش‌ها تا سال 1998، در ارائه یک چارچوب منسجم برای ارزیابی تجربی سطح پایداری بدهی دولت موفق نبوده‌اند. سرانجام و بعد از تقریباً نیم قرن تلاش، Bohn(1998) با ارائه چارچوب "تابع واکنش مالی[2]" گامی اساسی در ارزیابی تجربی سطح پایداری بدهی برداشت. بر اساس چارچوب ارائه شده توسط بهن، "تابع واکنش مالی"،

1- Government Debt Sustainability

2- Fiscal Reaction Function (FRF)

نحوه واکنش وضعیت اولیه بودجه دولت را نسبت به متغیرهای نهادی و کلان اقتصاد، به طور خاص سطح بدهی و شکاف تولید، نشان می‌دهد (Eller and Urvova, 2012:50). در این بررسی، Bohn(1998) بر اساس اقتصاد آمریکا و در قالب تابع واکنش مالی، نشان داد که شرط کافی برای پایداری بدهی این است که دولت به طور سیستماتیک از طریق کاهش کسری (یا افزایش مازاد) بودجه نسبت به افزایش بدهی‌ها واکنش نشان دهد Westphal and Zdarek, (2015:2).

در کنار بحث ضرورت واکنش پایدار دولت به سطح بدهی گذشته، موضوع دیگری که بر اهمیت بحث پایداری بدهی افزوده است، ضرورت اصلاح و تعدیل سیاست‌هایی است که نتیجه آنها عدم توازن مالی و بدهی‌های رو به رشد بوده‌اند. بدون تردید هزینه‌های این تعدیل در زمان‌های مختلف برابر نبوده و به این بستگی خواهد داشت که تا چه حد این اصلاحات پیشگیرانه بوده‌اند. به عبارت دیگر، آیا دولت توانسته از خود واکنش‌های مناسب و سریع را، قبل از آنکه عدم اطمینان به بازارهای مالی و عاملان اقتصادی تسریع یابد، نشان دهد. بر این اساس، کشف سیاست‌های ناپایدار، به دلیل آنکه به سیاستگذاران، زمان و فرصت بیشتری را برای کاهش هزینه های ناشی از اصلاح مالی خواهد داد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از طرفی دیگر، اثر منفی و محسوس انباشت بدهی بر رشد اقتصادی بلندمدت، به دلیل افزایش نااطمینانی و ریسک و در نتیجه کاهش نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری (Fatas, 2002:24)، بررسی پایداری بدهی دولت را به یک اصل ضروری در هر اقتصادی تبدیل کرده است، که اقتصاد ایران نیز از این اصل مستثنی نخواهد بود. در این راستا، اثرات منفی و شدید افزایش انباشت بدهی بر شدت رکود دهه 1990-1980 کشورهای در حال توسعه و تجربه کشورهای مقروض اروپایی در بحران مالی سال 2008-2007 را، می‌توان گواه تاریخی ضرورت بررسی پایداری بدهی دولت در هر اقتصادی دانست.

بنابراین و با هدف تدوین یک چارچوب مشخص و با ثبات برای واکنش دولت به انباشت بدهی، مطالعه حاضر تلاش خواهد کرد تا "پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران" را، در قالب " تابع واکنش مالی" مورد بررسی قرار دهد. در این راستا، ذکر دو نکته درباره پژوهش حاضر ضروری می‌باشد: اولاً، در این پژوهش با هدف تمایز قائل شدن بین اثرات انواع بدهی، بدهی‌های دولت به سه جزء؛ بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی خارجی دولت؛ تقسیم شده است. ثانیاً با هدف ایجاد پویایی در رفتار دولت و

برآوردهای نسبتاً بدون تورش از ضرایب بلندمدت مدل، تابع واکنش مالی با استفاده از روش هم-انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس برآورد شده است.

مطالب این مقاله در 5 بخش ساماندهی شده که در بخش بعدی مبانی نظری و تجربی تحقیق در قالب ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و در بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده است. نهایتاً پس از برآورد الگو و تفسیر نتایج در بخش چهارم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق در بخش پنجم ارائه شده است.

2- ادبیات تحقیق

در ادبیات نظری، "پایداری بدهی دولت" هم در قالب قید بودجه ایستا[1] و هم در قالب قید بودجه بین زمانی دولت[2] قابل تبیین است. بر اساس قید بودجه ایستا، زمانی پایداری بدهی وجود خواهد داشت که دولت بتواند مخارج جاری و بدهی‌های سر رسید شده خود را، با استفاده از درآمدها و منابع استقراض شده جدید تأمین مالی نماید. اما بر اساس قید بودجه بین زمانی دولت، شرط پایداری بدهی زمانی تأمین خواهد شد که ارزش فعلی تنزیل شده وضعیت بودجه دولت در تمامی سال‌های پیش‌رو، حداقل برابر با ارزش فعلی تنزیل شده بدهی‌های دولت در تمامی آن سال‌ها باشد. لازم به ذکر است، تبیین نظری پایداری بدهی با استفاده از قید بودجه ایستا، به دلیل عدم لحاظ پویایی در تصمیمات اتخاذ شده دولت کمتر مورد توجه اقتصاددانان می‌باشد. اگرچه تبیین پایداری بدهی در چارچوب قید بودجه بین زمانی دولت، به دلیل عدم لحاظ محدودیت خاصی بر سطح بدهی و کسری بودجه در مقاطع زمانی مشخص، خود نیز مشکل‌ساز خواهد بود (Akyüz, 2007:3). در این راستا، چارچوب سومی نیز ارائه شده، که در آن دولت مجاز است، تا یک سطح آستانه‌ای مشخصی انباشت بدهی داشته باشد. اگرچه تبیین نظری اخیر از مفهوم پایداری بدهی، از انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به دو تبیین قبلی برخوردار است، اما نه تنها هنوز نقدهای قبلی بر آن وارد می‌باشد، بلکه هیچ تئوری خاصی وجود ندارد که سطح آستانه‌ای بدهی مورد نظر

1- Static Budget Constraint

2- Government Inter-Temporal Budget Constraint

را تعیین کرده باشد (Croce and Juan-Ramon, 2003:3).

در ادبیات اقتصادی یک رویکرد متعارف در تبیین مفهوم پایداری بدهی، استخراج " تابع واکنش مالی" از قید بودجه بین زمانی دولت است. به طور کلی، تابع واکنش مالی یک قاعده است که به دولت کمک می کند تا برخی از تغییرات اقتصاد کلان را پیش بینی و آماده واکنش به آنها شود. بنابراین و بر اساس تابع واکنش مالی، میزان وابستگی رفتارهای مالی اخیر دولت، نسبت به تحولات مالی دوره گذشته و تحولات سطح کلان اقتصادی قابل سنجش خواهد بود (Baldi and Staehr, 2013:7). در استخراج تابع واکنش مالی از قید بودجه بین زمانی دولت دو روش وجود دارد: در روش اول، همانند مطالعات Penalver and Thwaites (2006)، Budina and Wijnbergen (2008) و Englmann (2015) تابع واکنش مالی بیشتر بر مبنای الگوهای نظری به دست می‌آید. در روش دوم که بیشتر مورد تاکید و استفاده محققان است، همانند مطالعات Bohn(1998)، De Mello (2005)، Adedeji and Williams (2007)، Khalid, et al. (2007)، Turrini (2008)، Afonso, et al. (2009)، Égert (2010)، Burger et al. (2011)، Medeiros and Westphal and Zdarek (2012)، Eller and Urvova (2012)، Baldi and Staehr (2013) (2015) و Barhoumi, et al. (2016)، تابع واکنش مالی همانند روش اول از قید بودجه بین زمانی دولت استخراج شده، سپس برخی متغیرها بر اساس مطالعات تجربی و با لحاظ برخی شرایط خاص به الگو اضافه می‌شوند. در این رویکرد به منظور بررسی پایداری بدهی، عموماً وضعیت بودجه به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای استخراج شده از قید بودجه دولت (عموماً سطح بدهی) و متغیر چرخه‌های سیاسی، نهادی و یا تجاری (شکاف تولید) به عنوان متغیرهای مستقل لحاظ می‌شود.

به طور کلی، روش دوم برای استخراج تابع واکنش مالی از قید بودجه بین زمانی دولت یا رویکرد تجربی مفهوم پایداری بدهی را می‌توان به بهن اقتصاددان آمریکایی نسبت داد. Bohn(1998) بیان می کند که واکنش وضعیت بودجه به سطح بدهی می‌تواند به عنوان یک شاخص از "احتیاط[3]" یا "پایداری[4]" وضعیت مالی لحاظ شود. اگر همگام با افزایش در سطح

3- Prudence

4- Sustainability

بدهی کسری بودجه کاهش یابد، سیاست مالی را می‌توان محتاط یا پایدار تلقی نمود، چون منابع بیشتری برای بهبود وضعیت بدهی آزاد خواهند شد (Bohn, 1998:950). از طرفی دیگر گفته می‌شود که سیاست مالی خود یک تثبیت‌کننده محوری برای مقابله با چرخه‌های تجاری است. بهبود وضعیت بودجه دولت در دوره رونق اقتصادی و تمایل به کسری بودجه در دوره رکود اقتصادی به ایجاد ثبات در درآمد قابل تصرف مصرف‌کنندگان و در نتیجه کاهش نوسانات اقتصادی کمک می‌کند. نکته حائز اهمیت در این راستا این است که اثر تثبیتی سیاست مالی دولت در دوره رونق و رکود مشابه نبوده و اساساً از یک رویکرد نامتقارن و ضد چرخه‌ای تبعیت می‌کند. برای مثال در دوره رونق، دولت درآمدهای مالیاتی را نسبت به هزینه‌ها بیشتر افزایش داده که این امر موجب بهبود وضعیت بودجه شده و در دوره رکود دولت تمایل دارد با کاهش درآمدهای مالیاتی به بهبود وضعیت اقتصادی کمک نماید (Sorensen and Yosha, 2001:43-45). بر اساس مطالعات تجربی صورت گرفته در این راستا، برای واکنش چرخه‌ای سیاست مالی، تفاوتی بین کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته مشاهده شده است. بسیاری از این مطالعات گزارش کردند که عموماً سیاست مالی در کشورهای در حال توسعه موافق چرخه و در کشورهای توسعه‌یافته ضدچرخه‌ای می‌باشد، که این مسئله به نوعی در قالب الگوی چرخه‌های تجاری سیاسی[5] قابل تبیین می‌باشد. بر اساس الگوهای چرخه‌های تجاری سیاسی چون فرض می‌شود میزان مقبولیت و محبوبیت دولت‌ها توسط رای‌دهندگان بر اساس متغیرهای اقتصادی ارزیابی می‌شود، در شرایطی که دولتی نتواند مقبولیت عمومی به دست آورد، سعی می‌کند با جهت‌دهی متغیرهای اقتصادی میزان رضایت و تعداد رأی دهندگان را برای انتخاب مجدد افزایش دهد. به عبارت دیگر و بر اساس الگوی سیاسی منفعت‌طلبی Nordhau (1975) دولت در صدد است که با توجه به حافظه‌ی کوتاه‌مدت رأی دهندگان، سیاست‌هایی را در سال‌های نزدیک به انتخابات اتخاذ کند که وضعیت معیشتی جامعه و عملکرد اقتصادی خود را بهبود بخشد. بر این اساس و با توجه به اینکه در کشورهای در حال گذار منافع بلندمدت جامعه بیشتر تحت تأثیر سیاست‌های انتخاباتی دولت‌ها قرار گرفته و سیاست‌های اقتصادی کمتر بر اساس برنامه‌های بلندمدت توسعه طراحی شده است، رویکرد ضدچرخه‌ای سیاست‌های

5- Political Business Cycles (PBC)

مالی دولت گاهاً تحت تأثیر همین سیاست‌ها قرار گرفته و ساز و کار مشخصی را در پیش نگرفته است (Milani, 2010:898-896).

بعد از ارائه چارچوب‌های نظری موجود درباره بحث پایداری بدهی دولت، در این قسمت به بررسی و تجزیه و تحلیل تعدادی از مطالعات تجربی صورت گرفته در این راستا، خواهیم پرداخت. Bohn (1998) ضمن تأیید ساختار ضدچرخه‌ای سیاست‌های دولت، نشان داد که سیاست‌های مالی دولت آمریکا در واکنش به انباشت بدهی پایدار می‌باشد.

Friedman (2006) با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا بین دوره زمانی 2003-1959 نشان داد، واکنش دولت به سطح بدهی پایدار بوده و این پایداری وضعیت بودجه به صورت نسبتی از GDP در طول زمان افزایش یافته است.

Staehr (2008) با بررسی داده‌های دوره زمانی 2005-1995 در 22 کشور اروپایی نشان داد، اگرچه تعادل بودجه در این کشورها رفتار ضدچرخه‌ای از خود نشان داده است، اما در کشورهای تحت بررسی، انباشت بدهی یا هیچ تاثیری بر وضعیت بودجه نداشته و یا حداکثر پایداری ضعیف وجود داشته است.

Egert (2010) فرآیند چرخه‌ای سیاست مالی در کشورهای OECD را طی دوره 2008-1995 مورد بررسی قرار داد. یافته‌ها این تحقیق واکنش ضدچرخه‌ای سیاست مالی در این کشورها را تأیید می‌کند. نتایجی مشابه توسط Sutherland et al. (2010) نیز برای کشورهای OECD گزارش شد. در ضمن، یافته‌های آنها نشان می‌دهد که شدت واکنش ضدچرخه‌ای سیاست مالی به وضعیت اولیه مالی و سطح بدهی نیز وابسته می‌باشد. همچنین، سیاست‌های مالی احتیاطی به نظر می‌رسد در بعضی کشورها موافق چرخه و در بعضی کشورها ضدچرخه‌ای می‌باشد، که این واکنش غیرخطی بوده و به اندازه بدهی بستگی دارد.

Afonso, et al. (2010) سیاست‌های مالی 131 کشور را طی دوره 2007-1980 مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد سیاست‌های مالی در واکنش به وضعیت تولید تمایل دارند، پایدار باشند، اگرچه آنها بیان می‌کنند پایداری سیاست مالی به درآمد کشورها و اندازه دولت آنها وابسته است.

Paloviita (2012) با استفاده از داده‌های دوره زمانی 2012-1999 کشورهای اروپایی نشان داد که پایداری سیاست مالی نسبت به سطح بدهی، در کشورهای بحران زده (یونان، ایرلند، ایتالیا،

پرتغال و اسپانیا) نسبت به دیگر کشورهای منطقه یورو (اتریش، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان و هلند) کمتر بوده، که این می‌تواند به دلیل تفاوت در ویژگی‌های نهادی و ساختاری دو گروه تحت مطالعه باشد.

Zdravković, et al. (2013) به بررسی اثرگذاری بدهی دولت بر تعادل بودجه، در قالب تابع واکنش مالی پرداختند.نتایج این مطالعه نشان داد که بدهی دوره‌های گذشته دولت و شکاف تولید اثر نامتقارنی بر تعادل بودجه 21 کشور اروپایی تحت مطالعه داشته‌اند. در ضمن یافته‌ها نشان می‌دهد واکنش ضدچرخه‌ای وضعیت بودجه در دوره رکود شدیدتر از دوره رونق بوده است.

Alfons and Zimmer (2014) تابع واکنش مالی را برای کشورهای منطقه یورو برآورد کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که واکنش دولت‌ها در منطقه یورو به بدهی‌های دوره گذشته، نسبت به دوره ماستریخت کاهش یافته است، اگرچه نتایج به حضور یا عدم حضور یونان در این گروه حساسیت نشان داده است.

Plödt and Reicher (2014) در بررسی تابع واکنش مالی کشورهایی اروپایی گزارش کردند که واکنش دولت به تغییرات در سطح بدهی و نوسانات اقتصادی به آرامی صورت پذیرفته و سیاست مالی دولت‌ها از ویژگی ضد چرخه‌ای تبعیت نموده است.

Asiama, et al. (2014) به بررسی ثبات سیاست‌های مالی از طریق بررسی واکنش دولت به افزایش تجمعی بدهی‌های عمومی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که رفتار مالی دولت غنا سازگار با قید بودجه است، اما پایداری بدهی به نظر می‌رسد بسیار پایین است و فشارهای مالی سال‌های اخیر، تحت تأثیر جریان‌های انتخاباتی قرار داشته است.

Cizkowicz, et al. (2015) با استفاده از داده‌های سری زمانی 2013-1970 و با برآورد تابع واکنش مالی 12 کشور اروپایی، نشان دادند کشورهایی که بازدهی اوراق قرضه آنها طی دوره 2007-1996 شدیداً کاهش یافته است، در برابر انباشت بدهی‌ها واکنشی نشان نداده‌اند. اما بالعکس، کشورهایی که از همگرایی بازدهی اوراق قرضه در منطقه یورو منفعتی نبردند، واکنش آنها به انباشت بدهی‌ها طی دوره 2007-1996 شدیدتر بوده، که این واکنش بیشتر از طریق هزینه‌های غیرسرمایه‌گذاری دولت صورت گرفته است.

Englmann (2015) برای اصل "ناپایداری بدهی عمومی" یک مثال نقض در قالب الگو رشد سولو ارائه کرده است. نتایج این مطالعه نظری نشان داد در یک اقتصاد رو به رشد، لازم نیست

برای رسیدن به یک نسبت ثابتی از بدهی به GDP محدودیت پرداخت بدهی دولت نقض شود. در ضمن علیرغم محدودیت‌های نقدینگی و پرداخت بدهی این امکان وجود دارد که از یک نسبت بدهی به GDP پایدار برخوردار باشیم.

Manasse (2015) با استفاده از برآورد تابع واکنش مالی 18 کشور اروپایی نشان داد که کشورهای مقروض‌تر منطقه یورو، سیاست‌های مالی منقبض‌تری را طی دوره 2014- 2008 اتخاذ نموده‌اند. همچنین، نتایج ضمن تأیید سیاست‌های مالی ضدچرخه‌ای کشورهای تحت بررسی، نشان می‌دهد کشورهای مقروض‌تر به صورت محدود از سیاست‌هایی مالی برای حفظ ثبات سطح بدهی استفاده کردند.

در بررسی ادبیات مطالعات تجربی مرتبط با سیاست‌های مالی دولت در داخل کشور، می‌توان به این نکته اذعان نمود که اکثر این مطالعات به بررسی رابطه میان مخارج دولت و ترکیب آن و رشد اقتصادی و یا بررسی تأثیر روش‌های مختلف تأمین مالی مخارج دولت بر رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند و در این مطالعات توجه کمتری به بررسی تصمیمات دولت از منظر تابع واکنش مالی شده است. در این میان می‌توان به مطالعات موسوی محسنی و طاهری (Mousavi Mohseni and Taheri, 2010)، خیابانی و همکاران (Khiabani et al., 2012) و فتاحی و همکاران (Fatahi et al., 2014) اشاره نمود که با بررسی پایداری سطح بدهی به نوعی متفاوت از سایر مطالعات به بررسی سیاست‌های مالی دولت در اقتصاد ایران پرداخته‌اند.

محسنی و طاهری (Mousavi Mohseni and Taheri, 2010) با استفاده از آزمون‌های هم جمعی، برای دوره 2007-1964 نشان دادند که فرایند مالی در ایران پایدار نیست. آن‌ها همچنین با بررسی مقایسه‌ای پایداری فرایند مالی در دو دوره پیش و پس از انقلاب به تشدید ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب اشاره کرده‌اند.

خیابانی و همکاران (Khiabani et al., 2012) در مطالعه خود نشان می‌دهند که دولت در مقیاس بودجه عمومی، در وضعیت پایدار مالی قرار ندارد. امّا اگر حق‌الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود، شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد.

فتاحی و همکاران (Fatahi et al., 2014) برای دوره 2011-1978 نشان می‌دهند که کسری بودجه‌های گذشته اثر مثبتی بر کسری بودجه فعلی داشته است. در ضمن بررسی پایداری بدهی نشان داد در کوتاه‌مدت پایداری بدهی به صورت ضعیف در اقتصاد ایران وجود دارد، اما در

بلندمدت بدهی پایدار نیست.

به عنوان یک جمع‌بندی در بحث مطالعات تجربی تابع واکنش مالی، باید گفت نتایج این مطالعات بسته به کشور و نمونه تحت بررسی، الگوی مورد استفاده و سایر شرایط تحقیق مشابه نبوده که این امر بیش از پیش بر اهمیت بررسی تجربی و دقیق پایداری بدهی دولت در کشورهای مختلف افزوده است.

3- الگو و روش‌شناسی پژوهش

نحوه واکنش دولت نسبت به بدهی را می‌توان با استفاده از تابع واکنش مالی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. تابع واکنش مالی واکنش نسبت وضعیت بودجه به تولید ناخالص داخلی (GDP) به تغییرات نسبت بدهی دولت به GDP (با یک دوره وقفه) را مشخص می‌کند. با توجه به مطالعه Bohn (1995 and 2007) بدهی‌های دوره قبلی نشان‌دهنده یک مکانیزم تصحیح خطا می‌باشد. اگر نسبت بدهی‌های دولت به GDP افزایش یابد، دولت باید با هدف بهبود توازن بودجه، به توقف و حتی کاهش نسبت بدهی به GDP واکنش نشان دهد. منطق پشت این استدلال ریشه در قید بودجه دولت دارد(Bohn 1998 and 2007; Gali and Perotti, 2003 and De Mello, 2005). در شرایط ساده، این محدودیت می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$D_t = D_{t-1} + iD_{t-1} - B_t \qquad (1)$$

بطوری که:

D: بدهی دولت

i: نرخ بهره اسمی اوراق قرضه دولتی

B: وضعیت بودجه (+ مازاد بودجه، - کسری بودجه)

با توجه به معادله شماره یک و با لحاظ بازده مورد انتظار داریم:

$$D_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho_j E_t(B_{t+j}) + \lim_{j\to\infty} \rho_t E_t[D_{t+j}] \qquad (2)$$
$$where: \rho_j = \Pi_{s=1}^{j} \beta_s and \beta_s = 1/(1+i_s)$$

معادله دوم بیان می‌کند که بدهی تعادلی پایدار[6]، با مجموع ارزش تنزیل شده تمامی مازادهای سال‌های آتی برابر خواهد بود. همچنین با هدف بررسی تغییر در نسبت سطح بدهی به Y (به عنوان معیاری از GDP) با استفاده از معادله یک و با مشتق گرفتن از رابطه دو خواهیم داشت[7]:

$$\Delta(D/Y)_t = ((r-g)/(1+g))(D/Y)_{t-1} - (B/Y)_t \quad (3)$$

که در آن:

r: نرخ بهره واقعی

g: نرخ رشد واقعی اقتصاد

Y: تولید ناخالص داخلی اسمی

معادله 3 بیانگر این اصل بدیهی است که تعادل بودجه، ثبات نسبت بدهی به GDP را تضمین می‌کند:

$$(B/Y)_t = ((r-g)/(1+g))(D/Y)_{t-1} \quad (4)$$

اگر بدهی در یک سطح قابل قبولی قرار داشته باشد، معادله 4 می‌تواند به عنوان یک قاعده مالی، بدین گونه تفسیر شود؛ برای حفظ سطح مشخصی از نسبت تعادل بودجه به GDP، لازم است نسبت بدهی به GDP به عنوان یک هدف ثابت باقی بماند.

به منظور مطالعه رفتار واقعی دولت، می‌توان یک تابع واکنش مالی با فرمی مشابه برآورد نمود:

$$(B/Y)_t^{Act} = \alpha^*(D/Y)_{t-1}^{Act} + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن Act سری‌های زمانی واقعی را نشان می‌دهد، جایی که حدس زده می‌شود α^* برابر با مقدار متوسط (r-g)/(1+g) باشد.

برای ایجاد پویایی در رفتار دولت، تعادل بودجه با یک وقفه ($(B/Y)_{t-1}^{Act}$) می‌تواند به سمت راست معادله 5 اضافه شود(De Mello 2005:10). همچنین شکاف تولید ($\hat{y}$) می‌تواند به عنوان یک متغیر کنترل به سمت راست معادله اضافه شود، این متغیر به دولت اجازه می‌دهد ثبات تقاضا کوتاه‌مدت را به عنوان یک هدف دنبال نماید(Bohn, 1998:951; De Mello, 2005:10 and

---

6- Sustainable Equilibrium Debt

7- به دلیل پرهیز از بی نظمی عنصر زمان از پارمترهای r و g حذف شده است.

Taylor, 2000:25). بنابراین یک تابع واکنش مالی پایه بصورت زیر خواهیم داشت:

$$(B/Y)_t^{Act} = \alpha_1 + \alpha_2 (B/Y)_{t-1}^{Act} + \alpha_3 (D/Y)_{t-1}^{Act} + \alpha_4 (\hat{y})_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

قابل ذکر است واکنش دولت به تغییرات در سطح بدهی، $\alpha_3/(1-\alpha_2)$ در رابطه 6 و نزدیک به آن α^* در رابطه 5، بدان معنی است که دولت تلاش می‌کند تا نسبت بدهی خود را در سطح تحقق یافته دوره قبلی تثبیت نماید. اگر $\alpha_3/(1-\alpha_2) = \alpha^* = (r-g)/(1+g)$ باشد نسبت بدهی به GDP و تعادل بودجه، مانا از مرتبه اول خواهند بود، در حالی که اگر $\alpha_3/(1-\alpha_2) > \alpha^* = (r-g)/(1+g)$ باشد آنگاه نسبت بدهی به GDP و تعادل بودجه در سطح مانا خواهند بود. در نتیجه معادله 3 به صورت زیر نوشته خواهد شد:

$$(D/Y)_t = ((1+r)(1+g))(D/Y)_{t-1} - (B/Y)_t \quad (7)$$

معادله 7 نشان می‌دهد که نسبت بدهی به GDP به مقدار وقفه‌دار خودش، نرخ بهره، رشد اقتصادی و تعادل بودجه بستگی خواهد داشت. حتی اگر سری بدهی به GDP مانا باشد، آزمون‌های استاندارد مانایی به سختی می‌توانند فرضیه صفر آزمون ریشه واحد را رد کنند (Bohn, 1998:955). برای مثال اگر r برابر با دو درصد و g برابر با 4 درصد باشد، آنگاه $((1+r)/(1+g)) = 0.98$ خواهد بود، که در این صورت به مشکل ریشه واحد بسیار نزدیک خواهیم بود. بنابراین با یک مشکل در تست مانایی مواجه هستیم که باید در انتخاب روش برآورد بسیار احتیاط نمود.

بنابراین و با توجه به:

ساختار مکانیسم تصحیح خطا معادله 6 (Bohn, 1995 and 2007).

وجود خطر برآورد رگرسیون کاذب به دلیل ناتوانی آزمون‌های استاندارد مانایی در رد فرضیه صفر آزمون ریشه واحد.

ایجاد پویایی در رفتار دولت و برآوردهای نسبتاً بدون تورش از ضرایب بلندمدت مدل.

از VECM برای برآورد معادله 6 استفاده خواهد شد. در مورد روش VECM ذکر این نکته ضروری است که معادله 6 مستقیماً برآورد نمی‌شود و به دلیل وجود یک وقفه در دینامیک کوتاه‌مدت مدل، یک مدل که شامل معادلات 8 و 9 می‌باشد برآورد خواهد شد:

$$\Delta(B/Y)_t^{Act} = c_{11} + \alpha_{12}((B/Y)_{t-1}^{Act} - \beta_{12}(D/Y)_{t-1}^{Act} - \beta_{13}) + \Gamma_{11}\Delta(B/Y)_{t-1}^{Act} + \Gamma_{12}\Delta(D/Y)_{t-1}^{Act} + \varphi_4(\hat{y})_t + \varepsilon_{11t} \quad (8)$$

(9)

$$\Delta(D/Y)_t^{Act} = c_{21} + \alpha_{13}((B/Y)_{t-1}^{Act} - \beta_{12}(D/Y)_{t-1}^{Act} - \beta_{13}) + \Gamma_{21}\Delta(B/Y)_{t-1}^{Act} + \Gamma_{22}\Delta(D/Y)_{t-1}^{Act} + \varphi_4(\hat{y})_t + \varepsilon_{21t}$$

عبارت $(B/Y)_{t-1}^{Act} - \beta_{12}(D/Y)_{t-1}^{Act} - \beta_{13}$ در هر دو معادله 8 و 9 انحراف از رابطه بلندمدت ارائه شده توسط رابطه زیر را نشان می‌دهد:

$$(B/Y)_{t-1}^{Act} = \beta_{12}(D/Y)_{t-1}^{Act} + \beta_{13} \quad (10)$$

با این احتمال که سیاست‌های مالی نسبت به چرخه‌های تجاری واکنش نشان می‌دهد در معادلات 8 و 9، شکاف تولید در دینامیک کوتاه‌مدت مدل لحاظ شده است. واکنش مالی به موقعیت نسبت بدهی به GDP در معادله 8 توسط ضریب α_{12} ارائه می‌شود که همان عبارت تصحیح خطا (واکنش B/Y به انحراف از رابطه بلندمدت در رابطه 10) می‌باشد. معادله 8 می‌تواند به صورت یک مدل VAR نوشته شود که به نوبه خود می‌تواند برای به دست آوردن معادل VECM از بازنویسی معادله 6 مورد استفاده قرار بگیرد:

$$(B/Y)_t^{Act} = c_{11} - \alpha_{12}\beta_{13} + (1+\alpha_{12}+\Gamma_{11})(B/Y)_{t-1}^{Act} - \Gamma_{11}(B/Y)_{t-2}^{Act} + (-\alpha_{12}\beta_{12} + \Gamma_{12})(D/Y)_{t-1}^{Act} - \Gamma_{12}(D/Y)_{t-2}^{Act} + \varphi_{11}(\hat{y})_t + \varepsilon_{11t} \quad (11)$$

لازم به ذکر است پارامترهای α_1، α_2 و α_3 در معادله 6 می‌توانند بر اساس روابط $\alpha_1 = c_{11} - \alpha_{12}\beta_{13}$، $\alpha_2 = (1+\alpha_{12})$ و $\alpha_3 = -\alpha_{12}\beta_{12}$ از معادله 8 محاسبه شود (Burger, et al., 2010:6-9).

قبل از برآورد الگو تحقیق و بر اساس ملاحظات اقتصادسنجی مرتبط با آزمون‌های ریشه واحد، در این تحقیق برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها، از دو آزمون Ng-Perron (2001) و Lumsdaine and Papell (1997) استفاده خواهیم کرد:

الف) آزمون ریشه واحد انجی و پرون (NP)

Schwert (1989) و DeJong et al. (1992) در مطالعات خود با توجه به دو مشکل اساسی آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس و پرون (PP)، مبنی بر توان پایین این آزمون‌ها در رد فرضیه صفر آزمون ریشه واحد و مشکل انحراف شدید در اندازه آزمون (یعنی احتمال رد فرضیه صفر در حالی که این فرضیه درست است) وقتی که متغیر سری زمانی یک ریشه

میانگین متحرک منفی بزرگ[8] دارد، بیان می کنند در استفاده از نتایج این آزمون‌ها، به‌ویژه در نمونه‌های کوچک باید پرهیز نمود. برای حل این مشکل Ng-Perron (2001) آزمون ریشه واحد جدیدی را ارائه نموده‌اند. در آزمون ریشه واحد انجی و پرون (NP) سری زمانی با استفاده از تخمین زن حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) روندزدایی شده، که این امر موجب افزایش توان آزمون در صورت وجود مرتبه خود رگرسیونی بزرگ و کاهش اندازه آزمون در صورت وجود یک ریشه میانگین متحرک منفی بزرگ می‌شود. در ضمن آزمون انجی و پرون با اصلاح نحوه انتخاب وقفه بهینه بر خلاف آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس و پرون (PP) که در صورت وجود یک ریشه میانگین متحرک منفی بزرگ تمایل دارند وقفه بهینه را بسیار کوچک انتخاب کنند، گام موثری را در حل مشکل اندازه آزمون برداشته است. چهار آماره آزمون ارائه شده توسط انجی و پرون عبارتند از MZ_α، MZ_t، MSB و MPT که در واقع فرم‌های اصلاح شده‌ای از آماره‌های Z_α، Z_t Phillips and Perron (1998)، آماره ارائه شده توسط Bhargava (1986) و آماره نقطه‌ای Elliot, Rosenberg and Stuck (1996) می‌باشند. برای محاسبه این آماره‌ها از متغیر روندزدایی شده (y_t^d) و فرمول‌های زیر استفاده می‌شود (Malik and Rehman, 2014:52 & 53):

$$
\begin{aligned}
MZ_\alpha^d &= (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0)/(2k) \\
MZ_t^d &= MZ_\alpha \times MSB \\
MSB^d &= (k / f_0)^{1/2} \\
MP_T^d &= \begin{cases} (\bar{c}^2 k - \bar{c} T^{-1}(y_T^d)^2) / f_0 \rightarrow if & x_t = \{1\} \\ (\bar{c}^2 k + (1-\bar{c}) T^{-1}(y_T^d)^2) / f_0 \rightarrow if & x_t = \{1, t\} \end{cases}
\end{aligned}
\qquad (12)
$$

به‌طوری که:

$$
\bar{c} = \begin{cases} -7 & if \quad x_t = \{1\} \\ -13.5 & if \quad x_t = \{1, t\} \end{cases}
\qquad (13)
$$

8- Large Negative Moving Average Root

$$k = \sum_{t=2}^{T} (y_{t-1}^{d})^2 / T^2 \qquad (14)$$

ب) آزمون ریشه واحد لامسدین و پاپل (LP)

بحث شکست ساختاری در تحلیل‌های سری زمانی از اهمیت قابل توجه‌ای برخوردار می‌باشد. شکست ساختاری در بسیاری از متغیرهای سری زمانی به دلایل متعددی نظیر بحران‌های اقتصادی، تغییر در چاچوب و ترتیبات نهادی - سازمانی، تغییرات سیاسی و حتی تغییر رژیم حکومتی ممکن است رخ دهد. لازم به ذکر است، آزمون‌های ریشه واحد متعارف از قبیل آزمون‌های Dickey Fuller (1979) و Phillips and Perron (1988) هنگام وجود شکست ساختاری در متغیرهای اقتصادی، به دلیل تورش به سمت عدم رد فرضیه صفر، نتایج گمراه کننده‌ای را گزارش می‌دهند. بنابراین در استفاده از این آزمون‌های متعارف باید محتاط بود و از آزمون‌هایی که توانایی لحاظ شکست‌های ساختاری درونزا را دارند، بهره گرفت (Christiano, 1992:238). در این راستا، بعضی از آزمون‌های ریشه واحد هستند که توانایی لحاظ شکست‌های ساختاری به صورت درونزا دارند، برای نمونه می‌توان به آزمون‌های Zivot and Andrews (1992)، Perron (1997)، Lumsdaine and Papell (1997) و Bai and Perro (2003) اشاره کرد. Zivot and Andrews (1992) و Perron (1997) در آزمون‌هایشان تنها یک شکست ساختاری درونزا را لحاظ می‌کنند که در صورت وجود بیش از یک شکست ساختاری، این امر می‌تواند منجر به دست رفتن اطلاعات و کاهش توان آزمون ریشه واحد شود. Lumsdaine and Papell (1997) در آزمون ریشه واحد خود با لحاظ دو شکست ساختاری درونزا، گامی اساسی برای حل این مشکل برداشته‌اند.

به عنوان یک بسط از آزمون Zivot and Andrews (1992)، Lumsdaine and Papell (1997) با استفاده از مدل تعدیل شده آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، دو شکست ساختاری درونزا را در آزمون ریشه واحد لحاظ کردند:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (15)$$

که در آن y متغیر تحت آزمون ریشه واحد، t متغیر روند زمانی، Δ عملگر دیفرانسیل مرتبه اول و k تعداد وقفه‌های لحاظ شده برای مدل، تا این اطمینان حاصل شود که جمله پسماند (ε) نوفه

سفید[9] می‌باشد. در ضمن حداکثر وقفه $K_{\max} = 8$ (Ng and Perron, 1995) و برای تعیین وقفه بهینه از آماره آزمون t استفاده می‌شود(Ben-David et al., Lumsdaine and Papell, 2003 1997 and). در ضمن اگر $t \succ TB1$ آنگاه $DU1_t = 1$ و در غیر این صورت مساوی صفر؛ اگر $t \succ TB2$ آنگاه $DU2_t = 1$ و در غیر این صورت مساوی صفر؛ اگر $t \succ TB1$ آنگاه $DT1_t = t - TB1$ و در غیر این صورت مساوی صفر؛ و نهایتاً اگر $t \succ TB2$ آنگاه $DT2_t = t - TB2$ و در غیر این صورت مساوی صفر خواهد بود (Valadkhani et al., 2005: 1 & 2).

در خاتمه، لازم به ذکر است در این تحقیق برای روندزدایی و برآورد شکاف تولید از روش هادریک - پرسکات[10] استفاده می‌شود. فیلتر هادریک – پرسکات یک روش مبتنی بر روش‌های ریاضی بوده که از سال 1980 تاکنون تبدیل به یک روش استاندارد روندزدایی سری‌های زمانی شده است (به طور خاص در تئوری چرخه‌های تجاری حقیقی). با فرض آنکه سری زمانی y_t برای دوره $t = 1,2,...,T$ قابل مشاهده بوده، می‌توان y_t را به یک روند زمانی (τ) و یک جز چرخه‌ای (c) تجزیه نمود، به نحوی که $y_t = \tau_t + c_t + \varepsilon_t$. بنابراین به ازای مقادیر مثبت و مناسب λ می‌توان مجموع جزء چرخه‌ای و نامنظم و یا همان شکاف تولید را از طریق رابطه زیر به دست آورد:

$$\underset{\{\tau_t\}_{t=1}^{T}}{Min}\left(\sum_{t=1}^{T}(y_t - \tau_t)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})\right]^2\right) \qquad (16)$$

عبارت اول معادله مجموع مجذور انحراف سری زمانی از روند بلندمدت خود می‌باشد که همان شکاف تولید است. لازم به ذکر است علیرغم انعطاف‌پذیری مناسب روش هادریک – پرسکات، نتایج این روش نسبت به ضریب λ حساس است. برای حل این مشکل هادریک و پروسکات بیان می کنند که مقدار عددی پارامتر باید بر اساس اطلاعات گذشته و به وسیله طول

9- White Noise

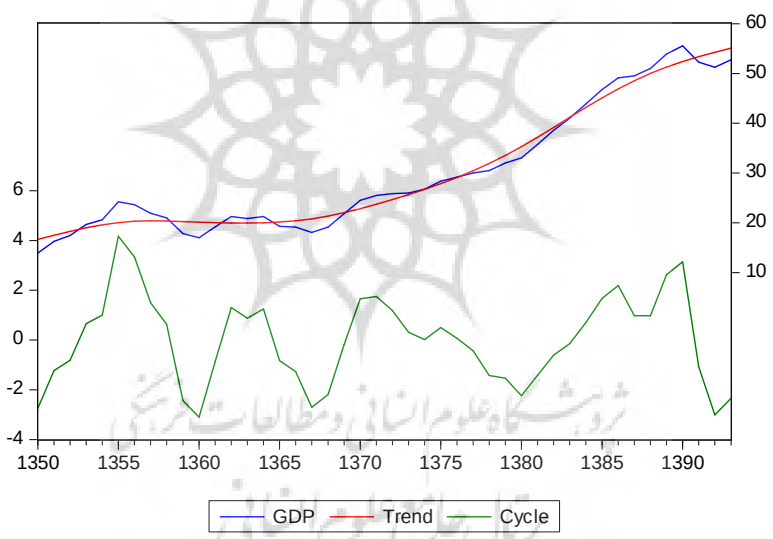
10- Hodrick–Prescott Filter

یک دوره کامل تجاری انتخاب شود. آن‌ها در سال 1990 مقادیر بهینه λ را برای آزمون‌های ماهانه، فصلی و سالیانه به ترتیب 14400، 1600 و 100 در نظر گرفته‌اند (Ravn and Uhlig, 2002:371-373).

4- برآورد الگو و تفسیر نتایج

قبل از برآورد الگوی تحقیق، ابتدا با استفاده از فیلتر هادریک - پرسکات و با فرض $\lambda = 100$ شکاف تولید ($\hat{y}$) برآورد شده است (نمودار شماره 1). در ضمن، در این تحقیق با هدف تمایز قائل شدن بین اثرات انواع بدهی دولت، متغیر نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (D/Y) به سه جزء تقسیم شده است: 1- نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y)؛ 2- نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y)؛ 3- نسبت بدهی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y).

نمودار (1): روند تولید ناخالص داخلی، روند زمانی بلندمدت و شکاف تولید طی دوره 1393-1350



مأخذ: محاسبات تحقیق

بـه منظـور ایجـاد یـک طـرح کلـی از وضـعیت آمـاری متغیرهـای تحقیـق، در گـام نخسـت، ویژگی‌های آمار توصیفی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته که نتایج در قالب جدول شماره 1 ارائـه شده است.

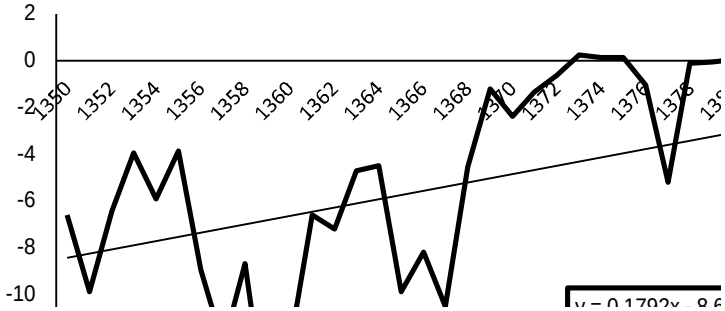
جدول 1- ویژگی‌های آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

	B/Y	DC/Y	DO/Y	DX/Y	GAP
میانگین	21.96	7.31	7.40	-4.59	0.00
میانه	16.42	7.33	5.00	-4.01	0.04
حداکثر	57.68	14.25	39.11	0.25	4.17
حداقل	3.59	1.21	0.00	-15.44	-3.10
انحراف معیار	16.01	2.65	8.46	3.91	1.80
چولگی	0.71	0.22	2.06	-0.74	0.14
کشیدگی	2.36	3.45	7.49	2.91	2.40
سطح احتمال آماره کای دو آزمون جارک-برا	0.11	0.70	0.00	0.13	0.66
مأخذ: محاسبه شده بر اساس داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی					

در گام دوم از بررسی وضعیت آماری متغیرهای تحقیق، به تحلیل نمـوداری متغیرهـای تحقیـق پرداخته می‌شود. اولین تحلیل نموداری به نسبت وضعیت بودجه به تولیـد ناخـالص داخلـی (B/Y) اختصاص یافته است. با توجه به نمودار شماره 2، میزان نسبت کسری بودجه در سال‌های انقلاب و جنگ میزان قابل ملاحظه‌ای بوده، که این نسبت طی دوره تحت بررسی اکثراً منفـی بـوده، کـه بـه نظر می‌رسد کسری بودجه در اقتصاد ایران، یک شکل ساختاری به خود گرفته است.

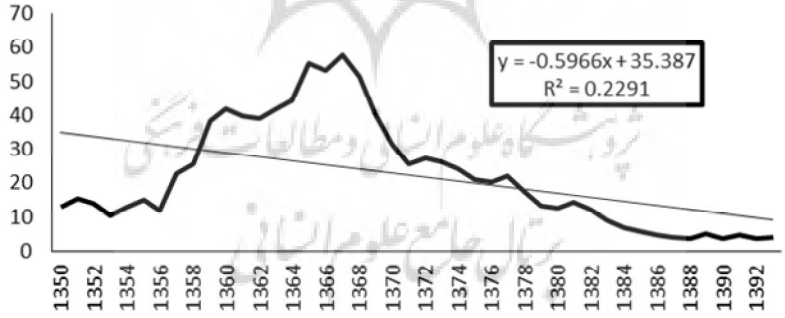
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نیت بودجه به تولید ناخالص داخلی (B/Y) در ایران
طی دوره 1393-1350



نمودار شماره 3 روند نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y) را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار پیداست نسبت بدهی به بانک مرکزی از سال 1357 روند صعودی قابل ملاحظه‌ای گرفته و مقدار حداکثر خود را با نسبتی حدود 57/68 درصد در سال 1367 تجربه کرده، که به نظر می‌رسد این نسبت بالا تحت تأثیر جریان انقلاب و جنگ قرار داشته است. این نسبت بعد از سال 1367 شروع به کاهش کرده، به نحوی که در سال‌های بعد از سال 1377 روند نزولی محسوسی را پیموده است.

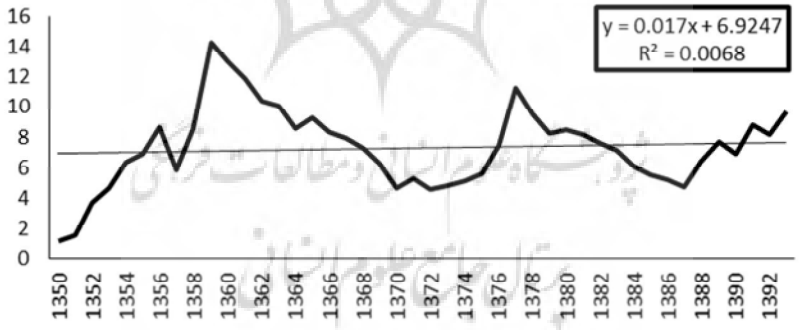
نمودار (۳): روند نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y) در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰



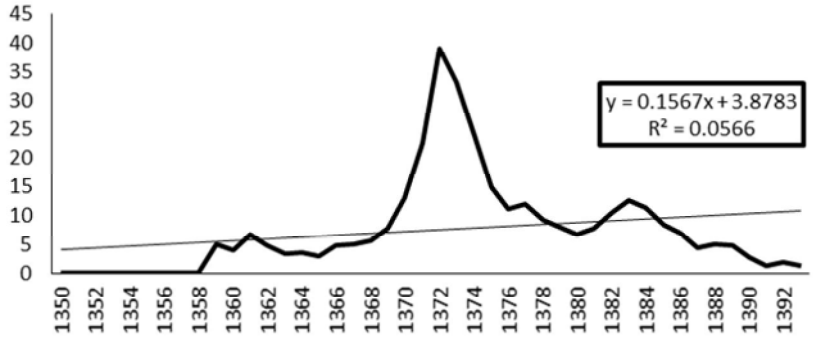
روند نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y) در نمودار شماره 4 ارائه شده است. همان‌طور که از خط روند نمودار هم مشخص است، نسبت استقراض دولت از طریق بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی طی دوره مورد بررسی افزایش یافته و در سال 1393 از رقم قابل ملاحظه 9/63 درصد برخوردار بوده است (حدود 2/5 برابر نسبت 3/94 درصدی بدهی به بانک مرکزی در سال 1393). بنابراین می‌توان چنین استنباط نمود: طی دو دهه اخیر، استقراض دولت از منابع بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به یکی از راه‌های اصلی تأمین مالی کسری‌های دولت تبدیل شده است.

روند نسبت بدهی‌های خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y) در نمودار شماره 5 ارائه شده، که بر اساس آن، از سال 1368 نسبت بدهی‌های خارجی دولت روند صعودی قابل ملاحظه‌ای به خود گرفت و مقدار حداکثر آن در سال 1372 و معادل 39/11 درصد بوده است. اگرچه خط روند این نسبت از شیب مثبتی برخوردار بوده، اما این نسبت از 1384 تا سال 1393 روند نزولی محسوسی داشته، که به نظر می‌رسد این روند نزولی محسوس تا حدودی به مسئله تحریم‌های اقتصادی دهه اخیر مرتبط بوده است.

نمودار (۴): روند نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y) در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰



نمودار (۵): نسبت بدهی‌های خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y) در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰



در این مرحله و قبل از برآورد تابع واکنش مالی با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس[11]، وضعیت مانایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های انجی و پرون (2001) و لامسدین و پاپل (1997) مورد بررسی قرار گرفته است، که نتایج در قالب جدول‌های شماره 2 و 3 ارائه شده است. بر اساس نتایج هر دو آزمون، 4 متغیر از 5 متغیر تحقیق، انباشته از مرتبه یک ((I(1)) می‌باشند و تنها یک متغیر در سطح مانا ((I(0)) می‌باشد. بنابراین و با هدف عبور از انباشتگی[12]، از روش هم-انباشتگی جوهانسن برای برآورد الگو تحقیق استفاده خواهد شد.

بعد از حصول اطمینان و تأیید ضرورت استفاده از الگو هم‌انباشتگی، به برآورد تابع واکنش مالی با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس می‌پردازیم. برای تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس باید چهار گام اساسی را پیمود، که در ادامه به توضیح و تخمین این مراحل خواهیم پرداخت.

جدول 2- نتایج آزمون ریشه واحد انجی و پرون (Ng-Perron)

11- Johansen Juselius Cointegration Test

12- Integration

	MZa	MZt	MSB	MPT
BY	-14.40*	-2.68*	0.19	6.33*
D(BY)	-19.97**	-3.16**	0.16**	4.58**
DCY	-3.85	-1.36	0.35	23.29
D(DCY)	-19.57**	-3.12**	0.16**	4.71**
DOY	-5.80	-1.70	0.29	15.71
D(DOY)	-20.94**	-3.21**	0.15**	4.50**
DXY	-15.96*	-2.78	0.17*	5.99*
D(DXY)	-17.41**	-2.95**	0.17*	5.23**
GAP	-34.18***	-4.08***	0.12***	2.95***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*،** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح 10%، 5% و 1% را نشان می‌دهند.

Asymptotic Critical Values

	MZa	MZt	MSB	MPT
1%	-23.80	-3.42	0.14	4.03
5%	-17.30	-2.91	0.17	5.48
10%	-14.20	-2.62	0.18	6.67

جدول 3- نتایج آزمون ریشه واحد لامسدین و پاپل (Lumsdaine and Papell)

	TB1-TB2	Breaks in Intercept	Breaks in Trend	Breaks in Intercept and Trend	T-Stat (LP)
BY	1360-1373		*		-4.68
D(BY)	1360-1387	*			-6.33**
DCY	1356-1368			*	-5.26
D(DCY)	1360-1370		*		-6.73**
DOY	1357-1375			*	-4.87
D(DOY)	1359-1365		*		-6.64**
DXY	1370-1381			*	-7.25***
GAP	1368-1383	*			-5.14
D(GAP)	1367-1380	*			-6.67**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*،** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح 10%، 5% و 1% را نشان می‌دهند.

Critical Values

	Breaks in Intercept Only	Breaks in Trend Only	Breaks in Intercept and Trend
1%	-6.74	-7.19	-7.19
5%	-6.16	-6.62	-6.75
10%	-5.89	-6.37	-6.48

مرحله (1): تعیین مرتبه بهینه مدل VAR با استفاده از معیارهای تعیین وقفه: در این مرحله، لازم است مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون برداری (VAR) با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه معین

گردد. با توجه به اینکه دوره زمانی مورد مطالعه در این تحقیق 43 سال می‌باشد، برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین، که معمولاً وقفه کمتری را پیشنهاد می کند، استفاده شده است[13]. که بر اساس این معیار، وقفه بهینه برای مدل VAR یک تعیین شده است.

مرحله(2): تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی: در این مرحله، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر[14] و حداکثر مقادیر ویژه[15] تعیین می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های شماره 4 و 5 ارائه شده است. با توجه به نتایج گزارش شده، تعداد بردارهای پیشنهادی توسط آماره آزمون ماتریس اثر برابر دو و تعداد بردارهای پیشنهادی توسط آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه برابر یک می‌باشد. در مورد نتایج متفاوت دو آزمون باید گفت، با توجه به اینکه روش حداکثر مقادیر ویژه (λ max)، دارای فرضیه مقابل دقیق و قوی‌تری است، معمولاً از این روش برای انتخاب تعداد بردارهای هم‌انباشتگی در اکثر مطالعات استفاده می‌شود. در ضمن مطابق با مطالعات شبیه سازی مونت کارلو، در حالتی که جملات پسماند دارای توزیع نرمال باشد، نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه از اعتبار بیشتری برخوردار است (Enders, 2004:362). بر این اساس نرمال بودن جملات پسماند با استفاده از آزمون جارک –برا مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به سطح احتمال 0/39 مقدار آماره آزمون جارک –برا، می‌توان گفت فرض نرمال بودن جملات پسماند در سطح احتمال مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین و بر اساس روش حداکثر مقادیر ویژه، با فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل به تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهیم پرداخت.

جدول 4- آزمون ماتریس اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی ($\lambda Trace$)

Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	Trace Statistic	Critical Value
r=0 *	r≥1	139.94	104.96
r≤1 *	r≥2	83.20	77.82
r≤2	r≥3	49.26	54.68

مأخذ: یافته‌های تحقیق

13- به دلیل کمتر بودن حجم نمونه از 100 این معیار انتخاب شده است.

14- Trace Matrix Test

15- Eigen value Matrix Test

* معرف رد فرضیه صفر می‌باشد.

جدول 5- آزمون حداکثر مقادیر ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی (λMax)

Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	Max Statistic	Critical Value
r=0 *	r=1	56.73	45.87
r=1	r=2	33.94	39.37
r=2	r=3	19.13	32.71

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* معرف رد فرضیه صفر می‌باشد.

مرحله (3): تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل: در این مرحله رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب می‌شود. بنابراین و با توجه به معادله هم‌انباشتگی برآورد شده، داریم:

(17)

$$(B/Y)_t = -0.12 + 0.004(DC/Y)_t + 0.008(DO/Y)_t + 0.001(DX/Y)_t - 0.14(\hat{y})_t - 0.37DU_t$$
$$t-stat \qquad 4.71 \qquad 2.18 \qquad 1.07 \qquad -2.85 \qquad -8.39$$

با توجه به رابطه بلندمدت برآورد شده نکات زیر قابل استنباط است:

- ضرایب مثبت و قابل اغماض 0/004، 0/008 و 0/001 برآورد شده برای نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y)، نسبت بدهی به بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی غیربانکی داخلی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y) و نسبت بدهی خاجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y) نشان می‌دهد، واکنش دولت نسبت به هر سه نوع بدهی، به صورت ضعیف پایدار بوده است. به عبارت دیگر می‌توان گفت که واکنش سیاست‌های مالی دولت نسبت به انباشت بدهی حساسیت لازم را نداشته است. لازم به ذکر است، پایداری ضعیف هر سه نوع بدهی دولت، با توجه به تأثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدهی دولت از طریق کانال‌های متعدد (1- پس‌انداز خصوصی 2- سرمایه‌گذاری دولتی 3- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) 4- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت) (Checherita and Rother, 2010:6) ، می‌تواند زنگ هشداری برای تصمیم‌گیران، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشور باشد. در این راستا، اثرات منفی و شدید افزایش انباشت بدهی بر شدت رکود دهه 1980-1990 کشورهای در حال توسعه و تجربه جهانی (بویژه تجربه کشورهای مقروض اروپایی) در بحران مالی سال 2008، خود گواهی بر لزوم

توجه خاص و اکید دولت‌ها (به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه) بر فرآیند پایداری بدهی است.

- ضریب منفی و 0/37 شکاف تولید نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی دولت در مواجهه با نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی رویکرد موافق چرخه‌ای داشته است. صرف نظر از اینکه، نقض قاعده‌مندی سیاست‌های مالی در مواجهه با چرخه‌های تجاری، ریشه در ملاحظات سیاسی، بی‌انضباطی مالی و یا ناتوانی دولت داشته باشد، اعمال سیاست‌های مالی قاعده‌مند و ضدچرخه‌ای با هدف کنترل ریسک و نااطمینانی ناشی از چرخه‌های تجاری، یک اصل ضروری برای اقتصاد ایران است.
- ضریب منفی و مورد انتظار متغیر دامی (DU)، نشان می‌دهد که سال‌های انقلاب و جنگ (1368-1357) اثر منفی بر وضعیت مالی دولت داشته و بر شدت کسری بودجه افزوده است.

مرحله (4): تخمین الگوی تصحیح خطای برداری (VECM): در این مرحله، الگوی تصحیح خطای برداری با هدف بررسی سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول شماره 6 ارائه شده است. با توجه به ضریب منفی و معنی‌دار جمله‌ی تصحیح خطا، می‌توان گفت که در هر دوره 0/17 از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول6- تخمین الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت
$\Delta(B/Y)$	-----	------	-----
C	0/003	0/004	0/88
ECM (-1)	-0/17	0/06	-2/60

مأخذ: یافته‌های تحقیق

5- خلاصه و نتیجه‌گیری

بعد از بحران مالی سال 2008-2007، استفاده از سیاست‌های مالی برای مقابله با عدم تعادل‌های سطح کلان اقتصادی مجدداً مورد تاکید خاص اقتصاددانان قرار گرفته است. که در این راستا،

بررسی و مطالعه واکنش دولت در برخورد با این عدم تعادل‌ها یک امر ضروری و مهم است. بر این اساس، مطالعه حاضر تلاش کرده است تا با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس و داده‌های دوره زمانی 2014-1971، به بررسی "پایداری بدهی دولت" در قالب "تابع واکنش مالی" بپردازد. بر این اساس و با توجه به رابطه بلندمدت برآورد شده، نتایج و توصیه‌هایی به شرح زیر قابل استنباط می‌باشد:

- اگرچه ضریب مثبت نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y) نشان می‌دهد واکنش دولت نسبت به بدهی به بانک مرکزی پایدار بوده، اما مقدار کوچک و قابل اغماض 0/004 این ضریب، نشان دهنده وجود یک پایداری ضعیف بوده و دولت نسبت به بدهی به بانک مرکزی حساسیت محسوسی نشان نداده است. بنابراین و با توجه به اینکه بدهی دولت به بانک مرکزی، به دلیل بسط پایه پولی، تورم‌زا بوده و به دلیل تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی، اثر جایگزینی داشته و موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود، توصیه می‌شود که با هدف حفظ استقلال و کارایی سیاست‌های پولی، کنترل تورم و دستیابی به رشد اقتصادی مثبت، پایداری بدهی دولت به بانک مرکزی در تابع هدف سیاست‌گذاری‌های دولت لحاظ شود.
- ضریب مثبت و کوچک 0/008 نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی غیربانکی داخلی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y) نشان دهنده عدم وجود حساسیت دولت نسبت به انباشت بدهی به بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی غیربانکی داخلی است؛ بنابراین و با توجه به اینکه انباشت بدهی و ناتوانی دولت در بازپرداخت آن، به دلیل کاهش در پس‌انداز عمومی موجب کاهش سرمایه‌گذاری دولتی و به دلیل اثر جایگزینی و افزایش نرخ بهره اسمی و واقعی موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود، توصیه می‌شود با هدف آزادسازی منابع مالی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و سوق دادن آنها به سمت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و ایجاد روند مثبت در رشد اقتصادی بلندمدت، دولت ضمن انضباط مالی، برای کاهش بدهی خود به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی اهدافی را به صورت پلکانی و برای یک دوره میان‌مدت، طراحی و عملیاتی کند.

- بر اساس رابطه بلندمدت برآورد شده، ضریب مثبت و قابل اغماض 0/001 نسبت بدهی خاجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y) نشان دهنده پایداری و واکنش ضعیف دولت نسبت به انباشت بدهی‌های خارجی می‌باشد. با توجه به اینکه تکیه بیش از حد دولت بر استقراض خارجی برای تأمین مالی کسری بودجه، موجب افزایش نرخ بهره می‌شود و این موضوع منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد شد، توصیه می‌شود دولت‌ها دو مسئله اساسی را در مورد تأمین مالی از طریق استقراض، بویژه استقراض خارجی مد نظر قرار دهند: 1-کارایی تخصیصی بدهی: اینکه دولت تا چه حد موفق در باز پرداخت بدهی خواهد بود. 2- کارایی رسیدن به هدف: اینکه تا چه حد به هدف اصلی خود، یعنی رشد سریع و پایدار دست می‌یابد.
- ضریب 0/37- برآورد شده برای متغیر شکاف تولید نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی دولت در مواجهه با نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی رویکرد موافق چرخه‌ای داشته است. بنابراین و با توجه به اینکه افزایش نوسانات چرخه‌های تجاری به دلیل افزایش نااطمینانی و ریسک و در نتیجه کاهش نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری، موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود(Fatas, 2002:24)، توصیه می‌شود دولت کاهش نوسانات تجاری را، با هدف ایجاد ثبات در رشد اقتصادی بلندمدت، به عنوان یک اصل محوری در سیاست‌گذاری‌های خود لحاظ کند.

References

[1] Adedeji, O. and Williams, O. (2007). Fiscal Reaction Functions in the CFA Zone: An Analytical Perspective. IMF Working Paper, No. 232.

[2] Akyüz, Y. (2007). Debt Sustainability in Emerging Markets: A Critical Appraisal. DESA Working Paper. No. 61.

[3] Alfons, J. and Zimmer, J. (2014). Euro Membership and Fiscal Reaction Functions. International Tax and Public Finance, 21 (4), 598-613.

[4] Asiama, J., Akosah, N. and Owusu-Afriyie E. (2014). An Assessment of Fiscal Sustainability in Ghana. Working Paper, No. 9.

[5] Baldi, G. and Staehr, K. (2013). The European Debt Crisis and Fiscal Reaction Functions in Europe 2000-2012. German Institute for Economic Research Discussion Papers, No. 1295.

[6] Barhoumi, K., Cherif, R. and Rebei, N. (2016). Stochastic Trends, Debt Sustainability, and Fiscal Policy. IMF Working Paper, No. 59.

[7] Burnside, C. (2004). Assessing New Approaches to Fiscal Sustainability Analysis. Working Paper, No. 1.
[8] Bohn, H. (1995). The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. Journal of Money, Credit and Banking, 27(1), 257-271.
[9] (1998). The Behaviour of US Public Debt and Deficits. The Quarterly Journal of Economics, 113 (3), 949-963.
[10] (2007). Are Stationary and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint? Journal of Monetary Economics, 54, 1837-1847.
[11] Budina, N. and Wijnbergen, S. V. (2008). Quantitative Approaches to Fiscal Sustainability Analysis: A Case Study of Turkey since the Crisis of 2001. World Bank Economic Review, 23(1), 119-140.
[12] Burger, P., Stuart, I., Jooste, C. and Cuevas, A. (2011). Fiscal Sustainability and the Fiscal Reaction Function for South Africa. IMF Working Paper, No. 69.
[13] Checherita, C. and Rother, P. (2010). The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area. Working Paper Series, No. 1237.
[14] Cizkowicz, P., Rzonca, A. and Trzeciakowski, R. (2015). Membership in the Euro Area and Fiscal Sustainability: Analysis through Panel Fiscal Reaction Functions. MPRA Paper, No. 61560.
[15] Croce, E., and V. H. Juan-Ramon (2003). Assessing Fiscal Sustainability: A Cross-Country Comparison. IMF Working Paper, No. 145.
[16] Darvas, Z. (2010). The Impact of the Crisis on Budget Policy in Central and Eastern Europe. OECD Journal on Budgeting, 3(10), 1-42.
[17] De Mello, L. (2005). Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil. Working Paper, No. 423.
[18] Égert, B. (2010). Fiscal Policy Reaction to the Cycle in the OECD: Pro- or Counter-Cyclical? OECD Economics Department. Working Paper, No. 763.
[19] Eller, M. and Urvova, J. (2012). How Sustainable are Public Debt Levels in Emerging Europe? Focus on European Economic Integration. Oesterreichische Nationalbank, 4(12), 48-79.
[20] Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. University of Alabama.
[21] Englmann, F. C. (2015). Can Public Debt be Sustainable? A Contribution to the Theory of the Sustainability of Public Debt. IVR Working Paper, No. 1.
[22] Fatahi, S. Heydari Dizgarani, A. and Askari, E. (2014). The Study of Government Debt Sustainability in Iran's Economy. Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, 2 (6), 67-86. (In Persian)
[23] Fatas, A. (2002). The Effects of Business Cycles on Growth. Working Paper, No. 156.
[24] Friedman, B. (2006). Deficits and Debt in the Short and Long Run, in Kopcke, R., Tootell, G. and Triest, R. (eds.): The Macroeconomics of Fiscal Policy. Cambridge MA: MIT Press.
[25] Gali, J. and Perotti, R. (2003). Fiscal Policy and Monetary Integration in

Europe. Economic Policy, 18(37), 533–572.
[26] Khalid, M., Malik, W. S. and Sattar, A. (2007). The Fiscal Reaction Function and the Transmission Mechanism for Pakistan. The Pakistan Development Review, 46(4), 435-447.
[27] Khiabani, N., Karimi-Petanlar S. and Motameni, M. (2012). Analyzing Iranian Government Fiscal Stability through Multicointegration. The Journal of Planning and Budgeting, 17 (1), 73-89. (In Persian)
[28] Manasse, P. (2015). Debt Sustainability and Economic Convergence of Euro-Area Member States: Challenges and Solution. Working Paper DSE, No. 1035.
[29] Medeiros, J. (2012). Stochastic Debt Simulation Using VAR Models and a Panel Fiscal Reaction Function: Results for a Selected Number of Countries. Working Paper ECE, No. 459.
[30] Milani, F. (2010). Political Business Cycles in the New Keynesian Model. Economic Inquiry, 48(4), 896-915.
[31] Mousavi Mohseni, R. and Taheri, H. (2010). Assessing Fiscal Sustainability of Government in Iran. Economic Research, 13(41), 123-137. (In Persian)
[32] Nordhaus, W. (1975). The Political Business Cycle. Review of Economic Studies, 42(2), 169-190.
[33] Paloviita, M. (2012). Real Time Uncertainty in Fiscal Planning and Debt Accumulation in the Euro Area. Bank of Finland Research. Discussion Papers, No. 34.
[34] Penalver, A. and Thwaites, G. (2006). Fiscal Rules for Debt Sustainability in Emerging Markets: the Impact of Volatility and Default risk. Bank of England Working Paper, No. 307.
[35] Plödt, M. and Reicher, C. (2014). Estimating Simple Fiscal Policy Reaction Functions for the Euro Area Countries. Kiel Institute for the World Economy. Working Paper, No. 1899.
[36] Ravn, M. and Uhlig, H. (2002). On Adjusting the Hodrick–Prescott Filter for the Frequency of Observations. The Review of Economics and Statistics, 84 (2): 371-379.
[37] Sorensen, B. E. and Yosha, O. (2001). Is State Fiscal Policy Asymmetric Over the Business Cycle? Federal Reserve Bank of Kansas City, 86(3), 43-64.
[38] Staehr, K. (2008). Fiscal Policies and Business Cycles in an Enlarged Euro Area. Economic Systems, 32(1), 46–69.
[39] Sutherland, D., Hoeller, P., Egert, B. and Rohn, O. (2010). Counter-Cyclical Economic Policy. OECD Economics Department. Working Paper, No. 760.
[40] Turrini, A. (2008). Fiscal Policy and the Cycle in the Euro Area: The Role of Government Revenue and Expenditure. Economic Papers, No. 323.
[41] Van Dijk, D. (1999). Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference. PhD Thesis. Erasmus University Rotterdam.
[42] Van Dijk, D., Trasvirta, T. and Franses, P. H. (2000). Smooth Transition Autoregressive Models-a Survey of Recent Developments. Econometric Reviews, 21(1), 1-47.

[43] Westphal C. and Ždarek, V. (2015). Fiscal Reaction Function and Fiscal Fatigue in the Euro Area. Working Paper. European Central bank.
[44] Zdravković, A., Zubović, J. and Martinović, A. B. (2013). Fiscal Reaction Function: Evidences from CESEE Countries. Industrija, 41(4), 7-21.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی