

فصلنامه اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، تابستان ۱۳۹۶

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

پایداری بدھی دولت در ایران: شواهدی از الگوی رگرسیون آستانه‌ای

احمد جعفری صمیمی^{*}، سعید کریمی پتانلار^{**}، جلال منتظری شورکحالی^{***}

تاریخ دریافت

۱۳۹۶/۰۵/۲۰

تاریخ پذیرش

۱۳۹۶/۰۳/۱۲

چکیده

بحran مالی سالهای ۲۰۰۷-۲۰۰۸ و هزینه ناشی از اصلاح سیاستهای مالی، بیش از پیش بر اهمیت بحث "پایداری بدھی دولت" در ادبیات اقتصادی افزوده است. بر این اساس پژوهش حاضر تلاش کرده است تا با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملائم (STR) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۰، به بررسی پایداری بدھی دولت در قالب "تابع واکنش مالی" پردازد. نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیون آستانه‌ای، ضمن لحاظ یک ساختار دو رُزمی برای تابع واکنش مالی دولت، نشان می‌دهد در رژیم اول (هنگامی که نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی کمتر از ۳/۹۰ درصد است) واکنش دولت در برابر بدھی به بانک‌ها و سایر موسسات مالی غیربانکی داخلی از پایداری لازم برخوردار نیست. اما در رژیم دوم (هنگامی که نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی بیشتر از ۳/۹۰ درصد است) واکنش دولت به هر سه نوع بدھی (بدھی به بانک مرکزی، بدھی به بانک‌ها و سایر موسسات مالی غیربانکی داخلی و بدھی خارجی) پایدار بوده، اگرچه ضرایب کوچک برآورده شده نشان دهنده یک پایداری ضعیف است. بنابراین، با توجه به اثرگذاری سطح بدھی دولت بر رشد اقتصادی از کانال‌های متعدد، لازم است "پایداری بدھی دولت"، به عنوان یک متغیر اصلی در تابع هدف سیاستهای مالی دولت ایران لحاظ شود.

کلید واژه‌ها: پایداری بدھی، تابع واکنش مالی، بدھی دولت، ایران.

طبقه‌بندی JEL: H63, H62, C22, E32

jafarisa@umz.ac.ir

* استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران،

s.karimi@umz.ac.ir

** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران،

jalalmontazeri@gmail.com

*** دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران،

۱. مقدمه

بحران مالی سال ۲۰۰۸ و افزایش ناالطمینانی در عرصه اقتصاد جهانی موجب شد، "پایداری بدھی"^۱ به یکی از موضوعات مورد مناقشه اقتصاددانان و سیاستگذاران تبدیل شود. اگرچه برای پایداری بدھی تعاریف متعددی ارائه شده است، اما تقریباً تمامی این تعاریف به نوعی به سیاست‌های مالی دولت مربوط بوده‌اند. در یک تعریف محدود، می‌توان پایداری بدھی را توانایی دولت در بازپرداخت بدھی‌هایش و یا توانایی دولت در حفظ سطح بدھی فعلی دانست. اما در یک تعریف جامع‌تر، پایداری بدھی 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 (برنساید^۲، ۲۰۰۴، ص: ۱). در این راستا، تقریباً از نیمه‌های قرن بیستم تلاش متعددی توسط اقتصاددانان مختلف صورت پذیرفت؛ اما این تلاش‌ها تا سال ۱۹۹۸، در ارائه یک چارچوب منسجم برای ارزیابی تجربی سطح پایداری بدھی موفق نبوده‌اند. سرانجام و بعد از تقریباً نیم قرن تلاش، بوهن^۳ (۱۹۹۸) با ارائه چارچوب "تابع واکنش مالی"^۴ گامی اساسی در ارزیابی تجربی سطح پایداری بدھی برداشت. بر اساس چارچوب ارائه شده توسط بوهن، "تابع واکنش مالی"، نحوه واکنش وضعیت اولیه بودجه دولت را نسبت به متغیرهای نهادی و کلان اقتصاد، به طور خاص سطح بدھی و شکاف تولید، نشان می‌دهد (الر و یورووا^۵، ۲۰۱۲، ص: ۵۰). در این بررسی، بوهن (۱۹۹۸) بر اساس اقتصاد آمریکا و در قالب تابع واکنش مالی، نشان داد که شرط کافی برای پایداری بدھی این است که دولت به طور سیستماتیک از طریق کاهش کسری (یا افزایش مازاد) بودجه نسبت به افزایش بدھی‌ها

^۱. Debt Sustainability

^۲. Burnside

^۳. Bohn

^۴. Fiscal Reaction Function (FRF)

^۵. Eller and Urvova

واکنش نشان دهد (وستفال و زدارک^۱، ۲۰۱۵، ص: ۲).

در کنار بحث ضرورت واکنش پایدار دولت به بدھی دوره‌های گذشته و تحولات سطح کلان اقتصادی، موضوع دیگری که بر اهمیت بحث پایداری بدھی افزوده است، ضرورت اصلاح و تعديل سیاست‌هایی است که نتیجه آنها عدم توازن مالی، کسری‌های بودجه بزرگ و بدھی‌های رو به رشد بوده‌اند. بدون تردید هزینه‌های این تعديل 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 هزینه‌های ناشی از اصلاح مالی خواهد داد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از طرفی دیگر، اثر منفی و محسوس انباشت بدھی بر رشد اقتصادی بلندمدت، به دلیل افزایش ناطمینانی و ریسک و در نتیجه کاهش نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری (فاتاس^۲، ۲۰۰۲، ص: ۲۴)، بررسی پایداری بدھی دولت را به یک اصل ضروری در هر اقتصادی تبدیل کرده است، که اقتصاد ایران نیز از این اصل مستثنی نخواهد بود.

بنابراین و با هدف تدوین یک چارچوب مشخص و باثبتات و همچنین حداقل کردن هزینه‌های اصلاحات مالی، مطالعه حاضر تلاش خواهد کرد ضمن لحاظ اثرات نامتقارن سطح بدھی و نوسانات اقتصاد کلان بر تصمیمات دولت؛ به بررسی پایداری بدھی دولت در قالب تابع واکنش مالی در اقتصاد ایران بپردازد. لازم به ذکر است استفاده از الگو رگرسیون انتقال ملایم (STR) برای برآورد تابع واکنش مالی، ضمن افزودن بر غنای تکنیکی مطالعات پیشین (به دلیل لحاظ نمودن اثرات نامتقارن بین متغیرها)، از

^۱. Westphal and Zdarek

^۲. Fatas

خطاهای قبل ملاحظه تصمیم‌گیران اقتصادی نیز، در نادیده گرفتن اثرات متفاوت تغییرات مقدار یک متغیر (در اینجا سطح بدھی) در دامنه‌های مختلف بر متغیر وابسته (در اینجا وضعیت بودجه)، پیشگیری می‌کند.

مطالب این مقاله در ۵ بخش ساماندهی شده که در بخش بعدی مبانی نظری و تجربی پژوهش در قالب ادبیات پژوهش مورد بررسی قرار گرفته و در بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش پرداخته شده است. نهایتاً پس از برآوردن الگو و تفسیر نتایج در بخش چهارم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش در بخش پنجم ارائه شده است.

۲. ادبیات پژوهش

این قسمت شامل دو بخش است. در بخش اول مبانی نظری مرتبط با بحث پایداری بدھی مورد بررسی قرار گرفته و در بخش دوم پیشینیه تجربی پژوهش ارائه شده است.

۲-۱. مبانی نظری

در ادبیات نظری، "پایداری بدھی" هم در قالب قید بودجه ایستا^۱ و هم در قالب قید بودجه بین زمانی دولت^۲ قابل تبیین است. بر اساس قید بودجه ایستا، زمانی پایداری بدھی وجود خواهد داشت که دولت بتواند مخارج جاری و بدھی‌های سر رسید شده خود را، با استفاده از درآمدها و منابع استقراض شده جدید تامین مالی نماید. اما بر اساس قید بودجه بین زمانی دولت؛ شرط پایداری بدھی زمانی تامین خواهد شد که ارزش فعلی تنزیل شده وضعیت بودجه دولت در تمامی سال‌های پیش‌رو، حداقل برابر با ارزش فعلی تنزیل شده بدھی‌های دولت در تمامی آن سال‌ها باشد (بورگر و همکاران^۳، ۲۰۱۱، ص: ۷). لازم به ذکر است، تبیین نظری پایداری بدھی با استفاده از قید بودجه

^۱. Static Budget Constraint

^۲. Government Inter-Temporal Budget Constraint

^۳. Burger

ایستا، به دلیل عدم لحاظ پویایی در تصمیمات اتخاذ شده دولت کمتر مورد توجه اقتصاددانان است. اگرچه تبیین پایداری بدھی در چارچوب قید بودجه بین زمانی دولت، به دلیل عدم لحاظ محدودیت خاصی بر سطح بدھی و کسری بودجه در مقاطع زمانی مشخص، خود نیز مشکل‌ساز خواهد بود (اکوز^۱، ۲۰۰۷، ص: ۳). در این راستا، چارچوب سومی نیز ارائه شده، که در آن دولت مجاز است، تا یک سطح آستانه‌ای مشخصی انباست بدھی داشته باشد. اگرچه تبیین نظری اخیر از مفهوم پایداری بدھی، از انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به دو تبیین قبلی برخوردار است، اما نه تنها هنوز نقدھای قبلی بر آن وارد است، بلکه هیچ نظریه خاصی وجود ندارد که سطح آستانه‌ای بدھی مورد نظر را تعیین کرده باشد (کروس و جان رامن^۲، ۲۰۰۳، ص: ۳).

در ادبیات اقتصادی یک رویکرد متعارف در تبیین مفهوم پایداری بدھی، استخراج "تابع واکنش مالی" از قید بودجه بین زمانی دولت است. به طور کلی، تابع واکنش مالی یک قاعده است که به دولت کمک می‌کند تا برخی از تغییرات اقتصاد کلان را پیش‌بینی و آماده واکنش به آنها شود. بنابراین و بر اساس تابع واکنش مالی؛ میزان واستگی رفتارهای مالی اخیر دولت، نسبت به تحولات مالی دوره گذشته و تحولات سطح کلان اقتصادی قابل سنجش خواهد بود (بالدى و استير^۳، ۲۰۱۳، ص: ۷). در استخراج تابع واکنش مالی از قید بودجه بین زمانی دولت دو روش وجود دارد: در روش اول، همانند مطالعات پنالور و تویتس^۴ (۲۰۰۶)، بودینا و ویجنبرگر^۵ (۲۰۰۸) و انگلمن^۶ (۲۰۱۵) تابع واکنش مالی بیشتر بر مبنای الگوهای نظری به دست می‌آید. در روش دوم که بیشتر

^۱. Akyuz

^۲. Croce and Juan-Ramon

^۳. Baldi and Staehr

^۴. Penalver and Thwaites

^۵. Budina and Wijnbergen

^۶. Englmann

مورد تاکید و استفاده محققان است، همانند مطالعات بوهن (۱۹۹۸)، دی ملو^۱ (۲۰۰۵)، آددجی و ویلیام^۲ (۲۰۰۷)، خالد و همکاران^۳ (۲۰۰۷)، تورینی^۴ (۲۰۰۸)، آفسنو و همکاران^۵ (۲۰۰۹)، اجرت^۶ (۲۰۱۰)، بورگر و همکاران (۱۱)، مدیرس^۷ (۲۰۱۲)، الرو و یورووا^۸ (۲۰۱۲)، بالدی و استیر^۹ (۲۰۱۳)، وستفال و زدارک^{۱۰} (۲۰۱۵) و بارهومی و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۶)، تابع واکنش مالی همانند روش اول از قید بودجه بین زمانی دولت استخراج شده؛ سپس برخی متغیرها بر اساس مطالعات تجربی و بالحاظ برخی شرایط خاص به الگو اضافه می‌شوند. در این رویکرد به منظور بررسی پایداری بدھی عموماً وضعیت بودجه به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای استخراج شده از قید بودجه دولت (عموماً سطح بدھی) و متغیر چرخه‌های سیاسی، نهادی و یا تجاری (شکاف تولید) به عنوان متغیرهای مستقل لحاظ می‌شود.

به طور کلی، روش دوم استخراج تابع واکنش مالی از قید بودجه بین زمانی دولت یا رویکرد تجربی مفهوم پایداری مالی را می‌توان به بوهن اقتصاددان آمریکایی نسبت داد. بوهن (۱۹۹۸) بیان می‌کند که واکنش وضعیت بودجه به سطح بدھی می‌تواند به عنوان یک شاخص از "احتیاط"^{۱۲} یا "پایداری"^{۱۳} وضعیت مالی لحاظ شود. اگر همگام با افزایش در سطح بدھی کسری بودجه کاهش یابد؛ سیاست مالی را می‌توان محتاط یا

^۱. De Mello

^۲. Adedeji and Williams

^۳. Khalid et al.

^۴. Turrini

^۵. Afonso et al.

^۶. Égert

^۷. Medeiros

^۸. Eller and Urvova

^۹. Baldi and Staehr

^{۱۰}. Westphal and Zdarek

^{۱۱}. Barhoumi et al.

^{۱۲}. Prudence

^{۱۳}. Sustainability

پایدار تلقی نمود؛ چون منابع بیشتری برای بهبود وضعیت بدھی آزاد خواهند شد (بوهن، ۱۹۹۸، ص: ۹۵۰). از طرفی دیگر گفته می‌شود که سیاست مالی خود یک تنبیت‌کننده محوری برای مقابله با چرخه‌های تجاری است. صرف نظر از اینکه منبع ایجاد کننده چرخه تجاری را عوامل واقعی (نظیر مکتب کینزین‌های جدید و چرخه‌های تجاری واقعی) یا اسمی (نظیر مکتب پولیون و کلاسیک‌های جدید) باشد (عرب مازبار و گلمرادی، ۱۳۸۹، ص: ۴۳)، 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 (سورنسن و یوشما^۱، ۲۰۰۱، ص: ۴۳-۴۵). 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 ضد چرخه‌ای است، که این مسئله به نوعی در قالب الگوی چرخه‌های تجاری سیاسی^۲ قابل تبیین است. 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

^۱. Sorensen and Yosha

^۲. Political Business Cycles (PBC)

اقتصادی میزان رضایت و تعداد رای دهنده‌گان را برای انتخاب مجدد افزایش دهد. به عبارت دیگر و بر اساس الگوی سیاسی منفعت طلبی نوردهاوس^۱ (۱۹۷۵) دولت در صدد است که با توجه به حافظه‌ی کوتاه‌مدت رای دهنده‌گان، سیاست‌هایی را در سال‌های نزدیک به انتخابات اتخاذ کند که وضعیت معيشی 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 تاثیر سیاست‌های انتخاباتی دولتها قرار گرفته و سیاست‌های اقتصادی کمتر بر اساس برنامه‌های بلندمدت توسعه طراحی شده است، رویکرد ضدچرخه‌ای سیاست‌های مالی دولت گاهاً تحت تاثیر همین سیاست‌ها قرار گرفته و ساز و کار مشخصی را در پیش نگرفته است (Milani، ۲۰۱۰، صص: ۸۹۶-۸۹۸).

۲-۲. مروری بر مطالعات پیشین

بعد از ارائه چارچوب‌های نظری موجود درباره بحث پایداری بدھی دولت، در این قسمت به بررسی و تجزیه و تحلیل تعدادی از مطالعات تجربی صورت گرفته در این راستا، خواهیم پرداخت. داروس^۲ (۲۰۱۰) در مقاله خود با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۹ و الگوی خودبازگشت برداری (VAR) به بررسی اثر بحران‌های مالی و اقتصادی بر کشورهای شرق و مرکزی اروپا و واکنش دولتهای مختلف در برابر این بحران‌ها پرداخته است. پیام اصلی این پژوهش این است که بحران یک فرصت برای افزایش کیفیت نظام بودجه‌بندی و اجتناب از سیاست‌های موافق چرخه‌ای در آینده است. در ضمن این اصلاحات باید شامل چارچوب‌های مالی میان‌مدت، قوانین مالی و شوراهای مالی مستقل باشد.

^۱. Nordhaus

^۲. Milani

^۳. Darvas

آفسو و همکاران^۱ (۲۰۱۰) سیاست‌های مالی ۱۳۱ کشور را طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داده است سیاست‌های مالی در واکنش به وضعیت تولید تمایل به پایداری دارند، اگرچه آنها بیان می‌کنند پایداری سیاست مالی به درآمد کشورها و اندازه دولت آنها وابسته است.

پالویتا^۲ (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۹-۲۰۱۲ کشورهای اروپایی و الگوی خودبازگشت برداری (VAR) نشان داد که پایداری بدھی دولت، 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.

زدراکوویچ و همکاران^۳ (۲۰۱۳) با استفاده از تکنیک پانل دیتا به بررسی اثرگذاری بدھی دولت بر تعادل بودجه، در قالب تابع واکنش مالی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بدھی دوره‌های گذشته دولت و شکاف تولید اثر نامتقارنی بر تعادل بودجه ۲۱ کشور اروپایی تحت مطالعه طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۲ داشته‌اند.

آلفونس و زیمر^۴ (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۱ و تکنیک پانل دیتا تابع عکس‌العمل مالی را برای کشورهای منطقه یورو برآورد کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که واکنش دولتها در منطقه یورو به بدھی‌های دوره گذشته، نسبت به قبل از دوره پیمان اتحادیه اروپا کاهش یافته است؛ اگرچه نتایج به حضور یا عدم حضور یونان در این گروه حساسیت نشان داده است.

پلوت و ریچر^۵ (۲۰۱۴) با برآورد تابع واکنش مالی کشورهای اروپایی برای دوره

^۱. Afonso, et al.

^۲. Paloviita

^۳. Zdravković, et al.

^۴. Alfons and Zimmer

^۵. Plödt and Reicher

۱۹۶۰-۲۰۱۲ و با استفاده از تکنیک روش حداقل مربعات معمولی دومرحله‌ای غیرخطی^۱ نشان دادند که واکنش دولت به تغییرات در سطح بدھی و نوسانات اقتصادی به آرامی صورت پذیرفته و سیاست مالی دولتها از ویژگی ضد چرخه‌ای تعیین نموده است.

آسیاما و همکاران^۲ (۲۰۱۴) به بررسی ثبات سیاست‌های مالی غنا از طریق بررسی واکنش دولت به افزایش تجمعی بدھی‌های عمومی پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۴ و تکنیک خود توضیح برداری با وقتهای توزیعی (ARDL) نشان دادند که رفتار مالی دولت سازگار با قید بودجه است، اما ثبات بدھی به نظر می‌رسد بسیار پایین است و فشارهای مالی سال‌های اخیر، تحت تاثیر جریان‌های انتخاباتی قرار داشته است.

سیزکوویچ و همکاران^۳ (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۳، تکنیک پانل دیتا و با برآورد تابع واکنش مالی ۱۲ کشور اروپایی، نشان دادند کشورهایی که بازدهی اوراق قرضه آنها طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۰۷ شدیداً کاهش یافته است، در برابر انباشت بدھی‌ها واکنشی نشان نداده‌اند. اما بالعکس، کشورهایی که از همگرایی بازدهی اوراق قرضه در منطقه یورو منفعتی نبردند، واکنش آنها به انباشت بدھی‌ها طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۰۷ شدیدتر بوده است؛ که این واکنش بیشتر از طریق هزینه‌های غیرسرمایه‌گذاری دولت صورت گرفته است.

انگلمان^۴ (۲۰۱۵) برای اصل "نایابیاری بدھی 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 بدھی به GDP محدودیت پرداخت

^۱. Nonlinear 2SLS

^۲. Aszamá et al.

^۳. Cizkowicz et al.

^۴. Englmann

بدھی دولت نقض شود. در ضمن علیرغم محدودیت‌های نقدينگی و پرداخت بدھی این امکان وجود دارد که از یک نسبت بدھی به GDP با ثبات برخوردار باشیم.

منس^۱ (۲۰۱۵) با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری (VAR) و برآورد تابع واکنش مالی ۱۸ کشور اروپایی نشان داد که کشورهای معرض تر منطقه یورو، سیاست‌های مالی منقبض‌تری را طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۸ اتخاذ نموده‌اند. همچنین نتایج ضمن تایید سیاست‌های مالی ضدچرخه‌ای کشورهای تحت بررسی، نشان می‌دهد کشورهای معرض تر به صورت محدود از سیاست‌های مالی برای حفظ ثبات سطح بدھی استفاده کردند.

در بررسی مطالعات تجربی در راستای بحث پایداری بدھی دولت در داخل کشور، می‌توان به مطالعات موسوی محسنی و طاهری (۱۳۸۸)، خیابانی و همکاران (۱۳۹۲) و فتاحی و همکاران (۱۳۹۳) اشاره نمود. موسوی محسنی و طاهری (۱۳۸۸) با استفاده از آزمون‌های هم جمعی، برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۳ نشان دادند؛ که فرایند بدھی در ایران پایدار نیست. آنها همچنین با بررسی مقایسه‌ای پایداری فرایند بدھی در دو دوره پیش و پس از انقلاب به تشديد ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب اشاره کردند. خیابانی و همکاران (۱۳۹۲) پایداری مالی دولت ایران بر اساس داده‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۰ و با روش همجمعی چندجانبه مورد آزمون قرار دادند. آنها در مطالعه خود نشان می‌دهند که دولت در مقیاس بودجه عمومی، در وضعیت پایدار مالی قرار ندارد. اما اگر حق الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود؛ شرایط پایداری مالی تامین خواهد شد. فتاحی و همکاران (۱۳۹۳) برای دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ و با تکنیک تخمین زن با خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی (HAC) نشان می‌دهند که کسری بودجه‌های گذشته اثر مثبتی بر کسری بودجه فعلی داشته است. در ضمن پایداری بدھی از طریق تابع واکنش مالی بسط داده شده آزمون شده که نتایج نشان داده است در کوتاه‌مدت پایداری بدھی

^۱. Manasse

به صورت ضعیف در اقتصاد ایران وجود دارد، اما در بلندمدت بدھی 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 پژوهش مشابه نبوده که این امر بیش از پیش بر اهمیت بررسی تجربی و دقیق پایداری مالی سیاست‌های دولت در کشورهای مختلف افروده است. بر این اساس، با هدف تدوین یک چارچوب مشخص و با ثبات برای واکنش دولت به انباشت بدھی و نوسانات تجاری، مطالعه حاضر تلاش خواهد کرد تا "پایداری بدھی دولت در اقتصاد ایران" را، در قالب "تابع واکنش مالی" مورد بررسی قرار دهد. لازم به ذکر است، پژوهش حاضر با بررسی تصمیمات دولت از منظر تابع واکنش مالی؛ استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملائم برای لحاظ اثرات غیرخطی در تابع واکنش مالی و تمایز قائل شدن بین اثرات انواع بدھی دولت (بدھی دولت به بانک مرکزی، بدھی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی و بدھی خارجی) تلاش خواهد تا بر غنای تکنیکی و تجربی مطالعات پیشین داخلی بیافزاید.

۳. الگو و روش‌شناسی پژوهش

نحوه واکنش دولتها نسبت به بدھی 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 بدھی دولت به GDP (با یک دوره وقفه) را مشخص می‌کند. با توجه به مطالعه بوهن^۱ (۱۹۹۵؛ ۱۹۹۸؛ ۲۰۰۷) بدھی‌های دوره قبلی نشان‌دهنده یک مکانیزم تصحیح خطأ است. اگر نسبت بدھی‌های دولت به GDP افزایش یابد، دولت باید با هدف بهبود توارن بودجه، به توقف و حتی کاهش نسبت بدھی به GDP واکنش نشان دهد. منطق پشت این استدلال ریشه در قید بودجه دولت

^۱. Bohn

دارد (گالی و پروتی^۱، ۲۰۰۳ و دی ملو^۲، ۲۰۰۵). در شرایط ساده، این محدودیت می‌تواند به صورت زیر نوشته شود (بورگر و همکاران، ۲۰۱۲، ص. ۶):

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

به طوری که D : بدھی دولت، i : نرخ بھرہ اسمی اوراق قرضه دولتی، B : وضعیت بودجه (+ مازاد بودجه، - کسری بودجه) است.

با توجه به معادله شماره یک و با لحاظ بازده مورد انتظار می‌توان نوشت (بورگر و همکاران، ۲۰۱۲، ص. ۶):

$$D_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho_j E_t(B_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho_j E_t[D_{t+j}] \quad (2)$$

where: $\rho_j = \prod_{s=1}^j \beta_s$ and $\beta_s = 1/(1+i_s)$

معادله دوم بیان می‌کند که بدھی تعادلی پایدار^۳، با مجموع ارزش تنزیل شده تمامی مازادهای سال‌های آتی برابر خواهد بود. همچنین با هدف بررسی تغییر در نسبت سطح بدھی به Y (به عنوان معیاری از GDP) با استفاده از معادله یک و با مشتق گرفتن از رابطه دو خواهیم داشت^۴:

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

که در آن r : نرخ بھرہ حقیقی، g : نرخ رشد حقیقی اقتصاد و Y : تولید ناخالص داخلی اسمی است.

معادله ۳ بیانگر این اصل بدیهی است که تعادل بودجه، ثبات نسبت بدھی به GDP تضمین می‌کند:

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

اگر بدھی در یک سطح قابل قبولی قرار داشته باشد، معادله ۴ می‌تواند به عنوان یک

^۱. Gali and Perotti

^۲. De Mello

^۳. Sustainable Equilibrium Debt

^۴. به دلیل پرهیز از بی نظمی عنصر زمان از پارامترهای r و g حذف شده است.

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 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 α^* زمان‌هایی را نشان می‌دهد، که در آن α^* برابر با مقدار $(r-g)/(1+g)$ باشد، جایی که نسبت بدهی به GDP و یا نسبت وضعیت بودجه به GDP با مقدار هدف‌گذاری شده برای آنها برابر است.

برای ایجاد پویایی در رفتار دولت، تعادل بودجه با یک وقفه $(B/Y)_{t-1}^{Act}$ می‌تواند به سمت راست معادله ۵ اضافه شود. همچنین شکاف تولید $(\hat{y})^1$ می‌تواند به عنوان یک متغیر کنترل به سمت راست معادله اضافه شود؛ این متغیر به دولت اجازه می‌دهد ثبات تقاضای کوتاه‌مدت را به عنوان یک هدف دنبال نماید (بوهن، ۱۹۹۸: ۹۵۱ و دیملو^۲، ۲۰۰۵، ص. ۱۰). بنابراین برای بررسی پایداری بدهی دولت، می‌توان یک تابع واکنش مالی پایه به صورت زیر نوشت:

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

واکنش دولت به تغییرات در سطح بدهی، $(1 - \alpha_2)/\alpha_3$ در رابطه ۶ و نزدیک به آن α^* در رابطه ۵، بدان معنی است که دولت تلاش می‌کند تا نسبت بدهی خود را در سطح تحقق یافته دوره قبلی ثبت نماید (بورگر و همکاران، ۲۰۱۲، صص: ۹-۶).

در گام بعدی و با هدف لحاظ نمودن اثرات نامتقارن و غیرخطی سطح بدهی و نوسانات اقتصاد کلان بر تصمیمات دولت؛ برای معادله ۶ یک ساختار غیرخطی بر اساس الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) لحاظ خواهد شد. بر اساس این الگوها، معادله

^۱. شکاف تولید یا شکاف تولید ناخالص داخلی (GDP) تفاوت بین رشد بالقوه و حقیقی تولید ناخالص داخلی است (Lipsey and Chrystal, 2007:423).

^۲. De Mello

تعدیل پویا بین متغیرها می‌تواند ثابت نبوده و سنتگی به رژیم و وضعیتی داشته باشد که اقتصاد در آن قرار دارد. در این الگوها انتقالات بین رژیمهای مختلف توسطتابع لاجستیک^۱ یا تابع نمایی^۲ تبیین می‌گردد. بر این اساس و با فرض آنکه رفتار تابع واکنش مالی غیرخطی فرض شود، الگوی رگرسیون انتقال ملائم (STR) زیر به عنوان جایگزین رابطه ۶ لحاظ می‌شود (تراسورتا، ۲۰۰۴):

$$(B/Y)_t = \phi' \omega_t + (\theta' \omega_t) G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad (7)$$

که در آن ω برداری از مقادیر وقفه‌دار متغیرهای D/Y و B/Y و مقدار جاری شکاف تولید خواهد بود. $\theta' = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)$ بردار ضرایب قسمت خطی و $\phi' = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p)$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. u_t جزء اخلال این معادله است که فرض می‌شود شرط $(0, \sigma^2) \approx iid$ را تامین می‌کند. ضمناً تابع انتقال G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک است؛ به فرم زیر است که انتقال ملائم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد:

$$G(\gamma, c, s_t) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k) \right\} \right)^{-1}, \gamma > 0 \quad (8)$$

در این تابع، s نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم است. پارامتر K تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد (ون دیک و همکاران، ۲۰۰۰، صص: ۶-۲).

به طور کلی برآورد الگوی STR دارای سه مرحله اساسی به ترتیب زیر است (تراسورتا، ۲۰۰۴):

۱) تشخیص الگو: شروع این مرحله با تنظیم یک الگوی خطی AR است که به عنوان

^۱. Logistic Function

^۲. Exponential Function

^۳. Terasvirta

^۴. Van Dijk et al.

نقشه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب δ و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم است.

۲) تخمین الگو: این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و

تخمین الگو با استفاده از الگوریتم نیوتون-رافسون^۱ و روش حداکثر درستنمایی است.

۳) ارزیابی الگو: این مرحله شامل آزمونهای مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیمهای مختلف، عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها و ... است.

لازم به ذکر است در این پژوهش همانند اکثر مطالعات انجام شده در این زمینه، برای روندزدایی و برآورد شکاف تولید از فیلتر هادریک-پرسکات^۲ استفاده می‌شود. فیلتر هادریک-پرسکات یک روش مبتنی بر روش‌های ریاضی بوده که از سال ۱۹۸۰ تاکنون تبدیل به یک روش استاندارد روندزدایی سری‌های زمانی شده است (به طور خاص در نظریه چرخهای تجارتی حقیقی). با فرض آنکه سری زمانی y_t برای دوره $t = 1, 2, \dots, T$ قابل مشاهده بوده، می‌توان y_t را به یک روند زمانی (τ_t) و یک جز چرخهای (c_t) تجزیه نمود؛ به نحوی که $y_t = \tau_t + c_t$. 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:

$$\underset{\{\tau_t\}_{t=1}^T}{\text{Min}} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right) \quad (10)$$

عبارت اول معادله مجموع مجذور انحراف سری زمانی از روند بلندمدت خود است 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

^۱. Newton-Raphson

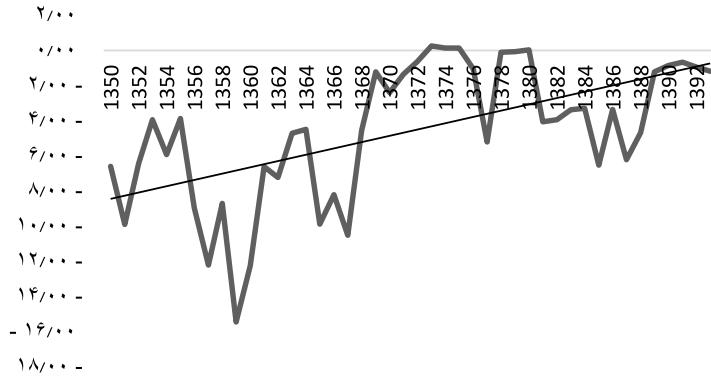
^۲. Hodrick-Prescott Filter

مشکل هادریک و پروسکات بیان می کنند که مقدار عددی پارامتر باید بر اساس اطلاعات گذشته و به وسیله طول یک دوره کامل تجاری انتخاب شود. آنها در سال ۱۹۹۰ مقادیر بهینه λ را برای آزمون های ماهانه، فصلی و سالیانه به ترتیب 14400 ، 1600 و 100 در نظر گرفته‌اند (راون و اوھلیگ^۱، ۲۰۰۲، صص: ۳۷۱-۳۷۳).

۴. برآورده‌گو و تفسیر نتایج

در این بخش ابتدا و قلی از برآورده‌گوی رگرسیون انتقال ملایم، به تحلیل نموداری متغیرهای پژوهش پرداخته شده است. لازم به ذکر است، در این پژوهش با هدف تمایز قائل شدن بین اثرات انواع بدھی‌های دولت؛ متغیر نسبت بدھی دولت بر تولید ناخالص داخلی (D/Y) به سه جزء تقسیم شده است: ۱- نسبت بدھی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y)؛ ۲- نسبت بدھی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y)؛ ۳- نسبت بدھی‌های خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y). اولین تحلیل نموداری این بخش، به نسبت وضعیت بودجه به تولید ناخالص داخلی (B/Y) اختصاص یافته است. با توجه به نمودار شماره (۱)، میزان نسبت کسری بودجه در سال‌های انقلاب و جنگ میزان قابل ملاحظه‌ای بوده، که این نسبت طی دوره تحت بررسی اکثراً منفی بوده، که به نظر می‌رسد کسری بودجه در اقتصاد ایران، یک شکل ساختاری به خود گرفته است.

^۱. Ravn and Uhlig

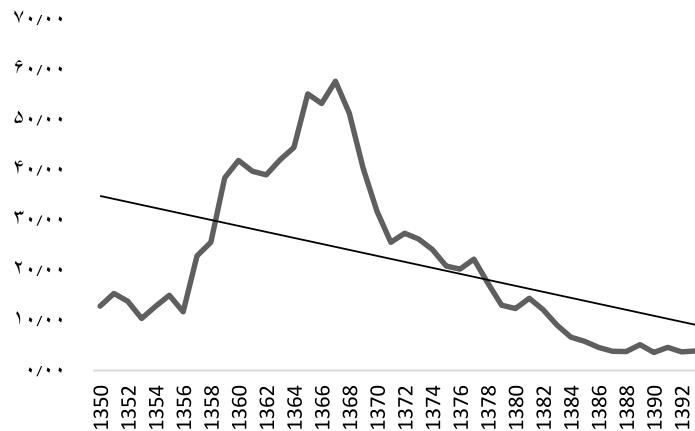


نمودار (۱): روند نسبت وضعیت بودجه به تولید ناخالص داخلی (B/Y)

در ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۳

منبع: محاسبات پژوهش

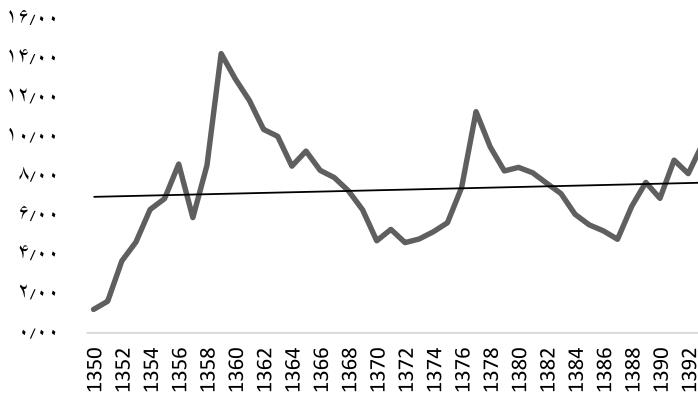
نمودار شماره (۲) روند نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y) را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار پیداست نسبت بدهی به بانک مرکزی از سال ۱۳۵۷ روند صعودی قابل ملاحظه‌ای گرفته و مقدار حداقل خود را با نسبتی حدود ۵۷/۶۸ درصد در سال ۱۳۶۷ تجربه کرده، که به نظر می‌رسد این نسبت بالا تحت تاثیر جریان انقلاب و جنگ قرار داشته است. این نسبت بعد از سال ۱۳۶۷ شروع به کاهش کرده، به نحوی که در سال‌های بعد از سال ۱۳۷۷ روند نزولی محسوسی را پیموده است.



نمودار (۲): روند نسبت بدھی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DC/Y)
در ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۳

منبع: محاسبات پژوهش

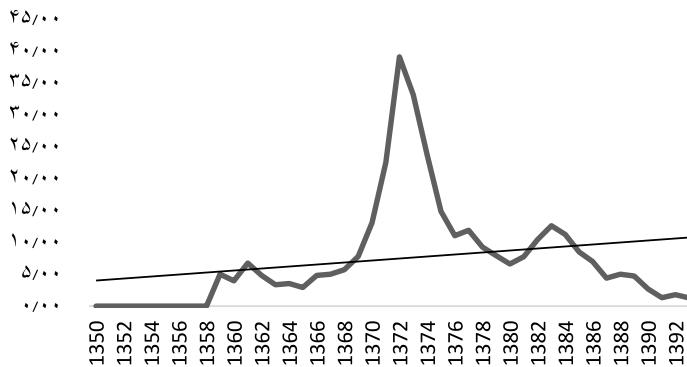
روند نسبت بدھی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y) در نمودار شماره (۳) ارائه شده است. همان‌طور که از خط روند نمودار هم مشخص است، نسبت استقراض دولت از طریق بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی طی دوره مورد بررسی افزایش یافته و در سال ۱۳۹۳ از رقم قابل ملاحظه ۹/۶۳ درصد برخوردار بوده است (حدود ۲/۵ برابر نسبت ۳/۹۴ درصدی بدھی به بانک مرکزی در سال ۱۳۹۳). بنابراین می‌توان چنین استنباط نمود: طی دو دهه اخیر، استقراض دولت از منابع بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی به یکی از راههای اصلی تامین مالی کسری‌های دولت تبدیل شده است.



نمودار (۳): روند نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی به تولید ناخالص داخلی (DO/Y) در ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۳

منبع: محاسبات پژوهش

روند نسبت بدهی‌های خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y) در نمودار شماره (۴) ارائه شده، که بر اساس آن، از سال ۱۳۶۸ نسبت بدهی‌های خارجی دولت روند صعودی قابل ملاحظه‌ای به خود گرفت و مقدار حداکثر آن در سال ۱۳۷۲ و معادل ۳۹/۱۱ درصد بوده است. اگرچه خط روند این نسبت از شبیب مشتبی برخوردار بوده، اما این نسبت از ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۳ 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 بدھی‌های خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX/Y)
در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰

منبع: محاسبات پژوهش

بعد از بررسی روند متغیرهای پژوهش، در این قسمت به برآورد تابع واکنش مالی با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم می‌پردازیم. با توجه به مبانی نظری و روش‌شناسی الگوی پژوهش، در گام نخست برای برآورد الگوی STR، باید وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفته و در صورت تائید وجود رابطه غیرخطی، از بین متغیرهای مورد استفاده در الگو، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی بر اساس آماره آزمون‌های F_1 , F_2 , F_3 و F_4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله از پژوهش در قالب جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش شده در جدول (۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن الگو تنها برای مقدار وقفه‌دار نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DX / Y_{t-1}) رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای این متغیر پذیرفته و به عنوان متغیر انتقال تعیین می‌گردد. انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال با توجه به آماره آزمون‌های F_2 , F_3 و F_4 گام بعدی در تخمین یک الگوی STR است. که با لحاظ نتایج گزارش شده در جدول (۱)، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال $LSTR1$ (الگوی لاجستیک با یک

نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌گردد.

جدول (۱). نوع الگو و متغیر انتقال

الگو پیشنهادی	احتمال آماره F2	احتمال آماره F3	احتمال آماره F4	احتمال آماره F	متغیر انتقال
Linear	۰/۴۶	۰/۵۸	۰/۷۲	۰/۷۶	B/Y(t-1)
Linear	۰/۰۱	۰/۸۶	۰/۲۳	۰/۱۹	GAP(t)
Linear	۰/۵۹	۰/۰۹	۰/۱۶	۰/۱۱	DC/Y(t-1)
Linear	۰/۳۰	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۰۶	DO/Y(t-1)
LSTR1*	۰/۵۰	۰/۲۶	۰/۰۳	۰/۰۳	DX/Y(t-1)

منبع: یافته‌های پژوهش

مرحله دوم در برآورد یک الگوی STR، تخمین الگو با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون^۱ و روش حداکثر درستنمایی است که نتایج در قالب جدول (۲) گزارش شده‌اند.^۲

جدول (۲). نتایج تخمین الگو

متغیر	ضریب تخمینی	t آماره	احتمال t آماره
بخش خطی			
عرض از مبدأ	-۰/۸۳	-۳/۲۸	۰/۰۴
GAP(t)	۰/۵۱	۱/۷۹	۰/۰۸

^۱. Newton-Raphson

^۲. لازم به ذکر است که وقفه اول نسبت وضعیت بودجه به تولید ناخالص داخلی از بخش خطی و عرض از مبدأ و شکاف تولید از بخش غیر خطی به دلیل اینکه به لحاظ آماری حتی در سطوح بالا هم معنی‌دار نبودند، حذف شده‌اند.

DC/Y(t-1)	-۰/۱۸	-۲/۲۵	۰/۰۳
DO/Y(t-1)	-۰/۵۳	-۱/۷۵	۰/۰۹
DX/Y(t-1)	۲/۸۳	۳/۷۳	۰/۰۱
بخش غیرخطی			
B/Y(t-1)	۰/۵۹	۲/۸۸	۰/۰۱
DC/Y(t-1)	۰/۲۰	۲/۲۴	۰/۰۳
DO/Y(t-1)	۰/۶۴	۲/۰۳	۰/۰۵
DX/Y(t-1)	-۲/۷۶	-۳/۵۸	۰/۰۰
۲/۵۴	SC:۲/۰۸	AIC:۰/۰۷ R2:	
۳/۹۰	C=۲۱/۰۳	Gamma=۲/۲۵ HQ:	

منبع: یافته‌های پژوهش

* برای برآورد الگو رگرسیون انتقال ملائم (STR) از نرم افزار Jmulti استفاده شده است.

با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی پژوهش، در رژیم اول $G=0$ و در

رژیم دوم $G=1$ است. بنابراین برای رژیم اول داریم:

$$(B/Y)_t = -0.83 + 0.51GAP_t - 0.18(DC/Y)_{t-1} - 0.53(DO/Y)_{t-1} + 2.83(DX/Y)_{t-1} \quad (12)$$

و برای رژیم دوم خواهیم داشت:

$$(B/Y)_t = -0.83 + 0.59(B/Y)_{t-1} + 0.51GAP_t + 0.02(DC/Y)_{t-1} + 0.11(DO/Y)_{t-1} + 0.07(DX/Y)_{t-1} \quad (13)$$

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۳، مقادیر نهایی برای پارامتر یکنواختی (γ)

۳/۹۰ و مقدار آستانه‌ای نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (GDP) ۲۱/۰۳

درصد از GDP برآورد شده است؛ بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G(21.03, 3.90, (DX/Y)_{t-1}) = (1 + \exp\{-21.03((DX/Y)_{t-1} - 3.90)\})^{-1} \quad (14)$$

بر اساس رگرسیون غیرخطی برآورد شده نکات زیر قبل استنباط است:

✓ اگرچه در رژیم اول رابطه معنی‌داری به لحاظ آماری بین وقفه Y/B و مقدار جاری آن ملاحظه نشده؛ اما در رژیم دوم، مطابق با مبانی نظری موجود، وضعیت بودجه دوره گذشته اثر قابل ملاحظه ($59/0$ درصد) بر وضعیت بودجه دوره جاری داشته است. به این نحو که مطابق با انتظارات نظری و تجربی، کسری‌های (مازادهای) دوره گذشته خود یکی از عوامل اصلی و تعیین‌کننده در بروز کسری (مازاد) بودجه دوره جاری است.

✓ با توجه به این که متغیر انتقال، وقفه اول نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی (DY / Y) تعیین شده است، می‌توان اظهار نمود بطور کلی پایداری بدھی دولت به سطح بدھی خارجی کشور بستگی خواهد داشت. هرگاه نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی در سطحی پایین‌تر از $3/9$ درصد قرار داشته باشد، تنها واکنش دولت به بدھی خارجی از پایداری لازم برخوردار بوده و نسبت به بدھی به سیستم بانکی داخلی کشور از پایداری لازم برخوردار نیست. به طور کلی، زمانی که بدھی پیشین افزایش می‌یابد، باید مازاد بوجه دوره جاری به منظور جبران بدھی دوره پیش افزایش یابد، که به نظر می‌رسد در سطوح پایین بدھی خارجی دولت، چنین واکنشی از دولت ملاحظه نمی‌شود. اما در رژیم دوم، همگام با افزایش سطح بدھی خارجی، واکنش دولت به هر سه نوع بدھی از پایداری لازم برخوردار است. اگرچه ضرایب کوچک برآورد شده نشان دهنده وجود یک پایداری ضعیف بدھی است. عدم پایداری بدھی دولت به بانک مرکزی و سایر بانک‌ها و موسسات مالی غیربانکی دولتی در رژیم اول و پایداری ضعیف هر سه نوع بدھی دولت در رژیم دوم با توجه به تاثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدھی‌های دولت از طریق کانال‌های متعدد (۱- پس انداز خصوصی ۲- سرمایه‌گذاری دولتی ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) ۴- نرخ بهره اسمی و

واقعی بلندمدت^۱، می‌تواند زنگ هشداری برای تصمیم‌گیران، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشور باشد. در این راستا، اثرات منفی و شدید افزایش انباشت بدھی بر شدت رکود دهه ۱۹۸۰-۱۹۹۰ کشورهای در حال توسعه و تجربه جهانی (بویژه تجربه کشورهای مقروض اروپایی) در بحران مالی سال ۲۰۰۸، خود گواهی بر لزوم توجه خاص و اکید دولتها (بویژه در کشورهای در حال توسعه) بر فرآیند پایداری بدھی دولت است.

✓ ضریب ۰/۵۱ و مثبت برآورد شده شکاف تولید نشان دهنده واکنش ضدچرخه‌ای سیاست‌های مالی دولت در مواجه با نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی است. به عبارت دیگر دولت تلاش کرده است با بهبود وضعیت بودجه خود 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 کند. با توجه به اینکه افزایش نوسان‌های چرخه‌های تجاری به دلیل افزایش ناطمینانی و ریسک و در نتیجه کاهش نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری؛ موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود^۲؛ می‌توان اظهار نمود، دولت به درستی کاهش نوسانات تجاری و شدت شکاف تولید را به عنوان یک متغیر اصلی در تابع هدف سیاست‌های مالی خود قرار داده است.

مرحله سوم و به عبارتی مرحله بعد از تخمين الگو، مرحله ارزیابی الگو است. در این مرحله به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمين پرداخته می‌شود که نتایج در قالب جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس ارزش احتمال آمار F آزمون عدم وجود خطای خود همبستگی؛ فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی در سطح اعتماد مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود. همچنین بر اساس

^۱. Checherita and Rother

^۲. Fatas

ارزش احتمال آمار F آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسمندی‌های الگو و ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف، فرضیه عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی رد نشده؛ و فرضیه یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی رد می‌شود. نهایتاً فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) و فرضیه صفر آزمون جارک-برا^۱ مبنی بر نرمال بودن پسمندی‌ها در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. به طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی تخمین زده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

جدول (۳). بررسی خطاها احتمالی در مرحله تخمین الگوی STR

نام آزمون	احتمال آماره آزمون
Test of No Error Autocorrelation	۰.۱۶< p-value F (lag 1 to 8)< ۰.۵۲
Test of No Remaining Nonlinearity	p-value F=0.37
Parameter Constancy Test	p-value F (H1 & H2)< ۰.۰۵
ARCH-LM Test with 8 lags	p-value F=0.33 & p-Value (Chi^2)=0.48
JARQUE-BERA Test	p-Value (Chi^2)=0.48

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۷-۲۰۰۸، استفاده از سیاست‌های مالی برای مقابله با عدم تعادل‌های سطح کلان اقتصادی مجدداً مورد تاکید خاص اقتصاددانان قرار گرفته است. در این راستا، بررسی و مطالعه واکنش دولت در برخورد با این چنین تحولاتی یک امر ضروری و مهم است. بر این اساس مطالعه حاضر تلاش کرده است تا با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰، به بررسی پایداری بدھی دولت در قالب تابع واکنش مالی بپردازد. بر این اساس، با توجه به تابع

^۱. Jarque-Bera

واکنش مالی برآورد شده، نتایج و توصیه‌هایی به شرح زیر قابل استنباط است:

- ❖ کسری‌های (مازادهای) بودجه در دوره گذشته، یکی از عوامل اصلی و تعیین‌کننده در بروز کسری (مازاد) بودجه دوره جاری است. بنابراین توصیه می‌شود به منظور حفظ توانمندی دولت برای مقابله با شوک‌های اقتصادی، ایجاد روند مثبت در رشد اقتصادی بلندمدت، و کنترل آثار قابل تسريع کسری بودجه پیشین بر کسری بودجه سال‌های پیش رو، انضباط مالی و واقعی‌سازی بودجه دولت بر اساس واقعیت‌های درآمدی دولت، به عنوان اصول محوری برنامه‌های دولت لحاظ و عملیاتی شود.
- ❖ در رژیم اول (سهم نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی کمتر از ۳/۹۰ درصد) واکنش دولت در برابر بدھی به بانک مرکزی پایدار نبوده و در رژیم دوم (سهم نسبت بدھی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی بیشتر از ۳/۹۰ درصد) پایداری ضعیف بدھی وجود داشته است. بنابراین، با توجه به اثرات بدھی دولت به بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصاد مانند؛ کارایی سیاست پولی، تورم و رشد اقتصادی؛ توصیه می‌شود به منظور حفظ استقلال و کارایی سیاست‌های پولی، کنترل تورم و دستیابی به رشد اقتصادی مثبت، توصیه می‌شود پایداری بدھی دولت به بانک مرکزی در تابع هدف سیاست‌گذاری‌های دولت لحاظ شود.
- ❖ در رژیم اول: واکنش دولت نسبت به بدھی به بانک‌ها و موسسات مالی غیربانکی پایدار نبوده و در رژیم دوم: پایداری ضعیف بدھی وجود داشته است. بنابراین و با هدف با هدف آزادسازی منابع مالی بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی و سوق دادن آنها به سمت سرمایه‌گذاری خصوصی و ایجاد روند مثبت در رشد اقتصادی بلندمدت، توصیه می‌شود دولت ضمن انضباط مالی، برای کاهش بدھی قابل توجه خود به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی اهدافی را به صورت پلکانی و برای یک دوره میان‌مدت، طراحی و عملیاتی نماید.
- ❖ در حالی پایداری بدھی‌های دولت به سطح بدھی خارجی کشور وابسته بوده، که

شواهد نشان دهنده وجود پایداری ضعیف بدھی خارجی دولت است. بنابراین توصیه می‌شود دولت دو مسئله اساسی را در مورد تامین مالی از طریق استقراض، بویژه استقراض خارجی مد نظر قرار دهنده: ۱- کارایی تخصیصی بدھی: اینکه دولت تا چه حد موفق در باز پرداخت بدھی خواهد بود. ۲- کارایی رسیدن به هدف: اینکه تا چه حد به هدف اصلی خود، یعنی رشد سریع و پایدار دست می‌یابد.

❖ بر اساس نتایج پژوهش، دولت به درستی کاهش نوسانات اقتصادی را به عنوان یک متغیر اصلی در تابع هدف سیاست‌های مالی خود قرار داده و توصیه می‌شود همین رویکرد قاعده‌مند در مواجه با نوسانات اقتصادی حفظ شود.

منابع

- Adedeji, O. & Williams, O. (2007). Fiscal Reaction Functions in the CFA Zone: An Analytical Perspective. IMF Working Paper, No. 07/232, Oct. 2007.
- Akyüz, Y. (2007). Debt Sustainability in Emerging Markets: A Critical Appraisal. DESA Working Paper. Department of Economic and Social Affairs.
- Alfons, J. & Zimmer, J. (2014). Euro Membership and Fiscal Reaction Functions. *International Tax and Public Finance*, 21 (4), 598-613.
- Arab Mazar, A. & Golmoradi, H. (2010). Investigating the Effect of Structural Impacts on Fluctuations of Macroeconomic Variables in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 1(1), 41-80, (In Persian).
- Asiamah, J., Akosah, N. & Owusu-Afriyie E. (2014). An Assessment of Fiscal Sustainability in Ghana. Working Paper, WP/BOG-2014/09.
- Baldi, G. & Staehr, K. (2013). The European Debt Crisis and Fiscal Reaction Functions in Europe 2000-2012. German Institute for Economic Research Discussion Papers, 1295. Online at: <http://www.digar.ee/id/nlib-digar:235414>.
- Barhoumi, K., Cherif, R. & Rebei, N. (2016). Stochastic Trends, Debt Sustainability and Fiscal Policy. IMF Working Paper. Institute for Capacity Development and African Department.
- Burnside, C. (2004). Assessing New Approaches to Fiscal Sustainability

- Analysis. Working Paper. No, 1, Report Number, 44276.
- Bohn, H. (1995). The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 257-271.
 - Bohn, H. (1998). The Behaviour of US Public Debt and Deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (3), 949-963.
 - Bohn, H. (2007). Are Stationary and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54, 1837-1847.
 - Budina, N. & 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.
 - Burger, P., Stuart, I., Jooste, C. & Cuevas, A. (2011). Fiscal Sustainability and the Fiscal Reaction Function for South Africa. IMF Working Paper, No. 11/69. Mar.2011.
 - Checherita, C. & 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 / AUGUST 2010.
 - Cizkowicz, P., Rzonca, A. & Trzeciakowski, R. (2015). Membership in the Euro Area and Fiscal Sustainability: Analysis through Panel Fiscal Reaction Functions. MPRA Paper, No. 61560. Online at: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/61560/>.
 - Croce, E., & V. H. Juan-Ramon (2003). Assessing Fiscal Sustainability: A Cross-Country Comparison. IMF Working Paper, International Monetary Fund, Washington, DC.
 - Darvas, Z. (2010). The Impact of the Crisis on Budget Policy in Central and Eastern Europe. *OECD Journal on Budgeting*, 1, 1-42.
 - De Mello, L. (2005). *Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil*. OECD Publishing.
 - Eller, M. & Urvova, J. (2012). How Sustainable are Public Debt Levels in Emerging Europe? Focus on European Economic Integration. *Oesterreichische Nationalbank*, 4(12), 48-79.
 - Englmann, F. C. (2015). Can Public Debt be Sustainable? A Contribution to the Theory of the Sustainability of Public Debt. *IVR Working Paper*, WP 2015/01.
 - Fatahi, S., Heydari Dizgarani A. & 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).
- Fatas, A. (2002). The Effects of Business Cycles on Growth. Working Paper, No. 156, May 2002.
 - Gali, J. & Perotti, R. (2003). Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe. *Economic Policy*, 18(37), 533–572.
 - Khalid, M., Malik, W. S. & Sattar, A. (2007). The Fiscal Reaction Function and the Transmission Mechanism for Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 46(4), 435-447.
 - Khiabani, N., Karimi-Petanlar S. & Motameni M. (2012). Analyzing Iranian Government Fiscal Stability through Multicointegration. *The Journal of Planning and Budgeting*, 17 (1), 73-89, (In Persian).
 - Lipsey, R. G. & Chrystal, A. (2007). *Economics (Eleventh Ed.)*. Oxford University Press.
 - Manasse, P. (2015). Debt Sustainability and Economic Convergence of Euro-Area Member States: Challenges and Solution. European Parliament's Economic and Monetary Affairs Committee. Online at: <http://www.iie.com/publications/papers/mauro20150224>.
 - Medeiros, J. (2012). Stochastic Debt Simulation Using VAR Models and a Panel Fiscal Reaction Function: Results for a Selected Number of Countries. European Commission Economic Papers, 459.
 - Milani, F. (2010). Political Business Cycles in the New Keynesian Model. *Economic Inquiry*, 48, 896-915.
 - Mousavi Mohseni, R. & Taheri, H. (2010). Assessing Fiscal Sustainability of Government in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 13(41), 123-138, (in Persian).
 - Nordhaus, W. (1975). The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, 42, 169-190.
 - Paloviita, M. (2012). Real Time Uncertainty in Fiscal Planning and Debt Accumulation in the Euro Area. Bank of Finland Research. Discussion Papers, No. 34/2012.
 - Penalver, A. & 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.
 - Plödt, M. & Reicher, C. (2014). Estimating Simple Fiscal Policy Reaction

Functions for the Euro Area Countries. Kiel Institute for the World Economy. Working Paper, No. 1899 / January 2014.

- Ravn, M. & Uhlig, H. (2002). On Adjusting the Hodrick –Prescott Filter for the Frequency of Observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84 (2): 371-379.
- Sorensen, B. E. & Yosha, O. (2001). Is State Fiscal Policy Asymmetric Over the Business Cycle? *Federal Reserve Bank of Kansas City*, 86, 43-64.
- Terasvirta, T. (2004), Smooth Transition Regression Modeling, in H. Lütkepohl & M. Kratzig (eds). *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, Vol. 17.
- Turrini, A. (2008). Fiscal Policy and the Cycle in the Euro Area: The Role of Government Revenue and Expenditure. Directorate General Economic and Monetary Affairs. European Commission.
- Van Dijk, D. (1999). Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference, PhD Thesis. Erasmus University Rotterdam. publishing.eur.nl/ir/repub/asset/1856/fewdis20020501113139.pdf.
- Van Dijk, D., Trasvirta, T. & Franses, P. H. (2000). Smooth Transition Autoregressive Models-a Survey of Recent Developments. *Econometric Reviews*, 21, 1-47.
- Westphal C. & Ždarek, V. (2015). Fiscal Reaction Function and Fiscal Fatigue in the Euro Area. Working Paper, European Central bank.
- Zdravković, A., Zubović, J. & Martinović, A. B. (2013). Fiscal Reaction Function: Evidences from CESEE Countries. *Industrija*, 41(4), 7-21.