# تحلیلی بر هموارسازی مالیاتی و پایداری سیاست مالی در اقتصاد ایران (نقش سرکوب مالی و منابع طبیعی)

**ابراهیم رضائی**[1]
**علی اکبر خادمی جامخانه**[2]

**تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۶/۲۹**

## چکیده

دو مسألهٔ پایداری سیاست مالی و هموارسازی سیاست مالی در تئوری اقتصادی از اهمیت ویژه ای برخوردارند. از یک طرف بررسی های پایداری مالی الزام می کند که مخارج دولت در بلندمدت از طریق مالیاتها تأمین مالی شود. از طرف دیگر، هموار سازی مالیاتی اشاره به آن دارد که هزینه های مدیریتی و زیان اجتماعی تغییرات مالیاتها باید توسط دولت بهینه سازی (حداقل) شود. مقاله حاضر نیز با درنظر گرفتن این دو چالش مهم دولت، بدنبال بررسی وجود یا عدم وجود هموارسازی مالیاتی و پایداری مالی در اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۵۰ می باشد. آزمون فرضیهٔ هموارسازی مالیاتی در اقتصاد ایران، پس از تعدیل مدل بارو (۱۹۷۹) به گونه ای که شامل درآمدهای نفتی نیز بشود، نشان می دهد که عواملی مانند سرکوب مالی نقش مهمی در عدم توجه دولت به مسالهٔ هموارسازی مالیاتی داشته است. همچنین، بررسی‌های صورت گرفته با استفاده از تخمین زن FMOLS نشان می دهد که علی‌رغم فرضیهٔ مبنی بر گرایش دولت برای به تعویق انداختن اخذ درآمدهای مالیاتی در ایران، این فرضیه را نیز بر اساس برآورد مدل مورد نظر و آزمونهای آماری می توان رد کرد.

**واژه های کلیدی:** هموارسازی مالیاتی، پایداری سیاست مالی، سرکوب مالی، هم انباشتگی چند سطحی، FOMLS

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه ارومیه(نویسنده مسؤل) e.rezaei@urmia.ac.ir
۲- رییس گروه امور پژوهشی سازمان امور مالیاتی کشورkhademij@gmail.com

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

## ۱- مقدمه

یکی از دلایل منطقی سیاست کسری بودجه و توزیع درآمدهای مالیاتی در دوره های مختلف، کاهش اثرات تخریبی مالیاتها بر رفتار بهینهٔ خانوار در اقتصاد می باشد. هموارسازی مالیاتی علاوه بر اثراتی که بر تصمیمات خانوار دارد، خود یک دلیل عقلایی برای مطرح شدن انتشار بدهی توسط دولت است. اما نکتهٔ مهم آن است که این تصمیمات دولت باید تابع قواعد خاصی در اقتصاد باشد. بنابراین، این مقاله بررسی می کند که "آیا سیاست های مالی اعمال شده در ایران در چارچوب یک فرآیند با صرفه و اقتصادی انجام شده است؟" این آزمون از این جهت اهمیت دارد که بیشتر درآمدهای ایران از محل درآمدهای نفتی بدست می آیند بنابراین سیاستهای مالیاتی آن نمی تواند کل درآمدهای آن را توضیح دهد. ولی نکته ای که اهمیت دارد این است که تمام درآمدهای نفتی تحت کنترل دولت نیست بنابراین بیشتر مخارج آن باید بر پایهٔ درآمدهای مالیاتی تنظیم شود. اما همین سیاستگزاری مالیاتی در اقتصاد خود از یک فرآیند منطقی تبعیت می کند.

همچنین، درصورت وجود یک سیستم جامع مالیاتی می توان از پایداری سیاست مالی نیز مطمئن بود. ایدهٔ پایداری سیاست مالی به این نکتهٔ اصلی بر می گردد که بخش خصوصی که فرض می شود اصلی ترین نگه دارندهٔ ابزارهای بدهی دولتی هستند باید این اطمینان را داشته باشند که این بدهی ها در آینده بازخرید شوند. به عبارت دقیق تر، وضعیت مالی و بطور کلی مالیهٔ عمومی باید پایدار باشد. اگر انتظار برود که نسبت بدهی دولت به GDP، بصورت نامحدود افزایش یابد، آنگاه این نگرانی که دولت قادر نخواهد بود تعهدات بدهی خود را بدون پناه بردن به چاپ پول تأمین کند، افزایش می یابد که این هم با تورم بالا، یا حتی تورم های لجام گسیخته، همراه خواهد بود. این پدیده هم باعث خواهد شد که بخش خصوصی از نگه داری بدهی دولت ناخرسند باشد (ویکنز، ۲۰۰۸). همچنین ناخرسندی بخش خصوصی از نگه داری ابزارهای بدهی دولت زمانی بیشتر خواهد شد که دولت بدون احتیاط، مخارج خود را با یک حاشیهٔ بالایی نسبت به درآمدش افزایش دهد. یا حتی اگر تعمدی هم از طرف دولت در کار نباشد این ناخرسندی می تواند از ضعف پایه های مالیاتی و پایین بودن درآمدهای مالیاتی سرچشمه گرفته باشد.

اهمیت موضوع فوق باعث شده است که ما در قسمت دوم این مقاله به بررسی تجربی موضوع هموار سازی مالیاتی پرداخته و در قسمت سوم نیز از پایداری مالی بصورت تجربی در ایران سخن بگوییم. قسمت آخر مقاله هم به نتیجه گیری و پیشنهادات سیاستی می پردازد.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

## ۲- بررسی تجربی هموارسازی مالیاتی

### ۲-۱- تصریح مدل

بارو (۱۹۷۹) نشان داد که دولت خیر اندیش، زیانهای اجتماعی ناشی از مالیاتها را از طریق هموارسازی متوسط نرخ مالیاتی، $\tau$، حداقل می کند. متعاقب وی، قوش (۱۹۹۵)، آزمون «ارزش فعلی» را پیشنهاد می کند که می تواند جهت آزمون فرضیهٔ هموارسازی مالیاتی مورد استفاده قرار گیرد. در این مقاله سعی می گردد که این آزمون به گونه ای تعدیل شود که درآمدهای حاصله از نفت در آن گنجانده شود. بر اساس کارهای بارو (۱۹۷۹)؛ کاشین و نادیم (۱۹۹۹)؛ آدلر (۲۰۰۲)؛ پاستن و کاور (۲۰۱۱) ما نیز فرض می کنیم که تابع هدف دولت که خواهان حداقل کردن آن نسبت به قید (۲) است که به صورت زیر تصریح می شود:

$$C(\tau_t) = E\frac{1}{2}\{\sum_{s=t}^{\infty}\beta^{s-t}(\tau_s)^2|I_t\} \qquad 0 \prec \beta \prec 1 \qquad (۱)$$

$$D_{t+1} - D_t = rD_t + G_t - \tau_t Y_t - P_t Q_t \qquad (۲)$$

فرض شده است که زیانهای ناشی از مالیاتها شکل درجه دوم داشته باشد. $E$ اپراتور انتظارات، $I_t$ مجموعه اطلاعات دولت طی دورهٔ $t$ ، $\beta$ نرخ تنزیل ذهنی دولت، $\tau_t$ نرخ متوسط مالیاتی ( مجموع مالیاتهای جمع آوری شده تقسیم بر کل محصول)، $D_t$ میزان بدهی دولت در ابتدای دورهٔ $t$، $G_t$ میزان مخارج دولت بدون در نظر گرفتن پرداختهای بهره ای، $r$ نرخ واقعی و ثابت بهره و $P_tQ_t$ درآمد حاصل از منابع طبیعی است.[۱] در حقیقت، سمت راست معادلهٔ (۲) کسری بودجهٔ دولت ( $def_t$ ) را نشان می دهد.

اگر فرض شود که درآمد حاصل از منابع طبیعی، بعنوان نسبتی از تولید، $P_tQ_t/Y_t$ ، به صورت درصدی از $P_t$ نشان داده شود و $Y_t$ هم با نرخ ثابت $n$ رشد کند می توانیم تمام جملات معادلهٔ (۲) را بر $Y_t$ تقسیم کرده و بصورت آینده نگر داشته باشیم[۲]:

۱- آن قسمت از مدل که درآمد حاصل از نفت و سایر منابع طبیعی را داراست توسط نویسندگان اضافه شده است.

۲- فرآیند تبدیل معادلهٔ فوق در صورت درخواست خوانندگان می تواند در اختیار آنان قرار گیرد.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

$$\sum_{s=t}^{\infty}\left(\frac{1+n}{1+r}\right)^{s-t}(\tau_s+\gamma P_s)=(1+r)d_t+\sum_{s=t}^{\infty}\left(\frac{1+n}{1+r}\right)^{s-t}g_s \qquad (۳)$$

در معادلهٔ فوق حروف کوچک نشان‌دهندهٔ همان متغیرهای قبلی هستند با این تفاوت که به صورت درصدی از $Y_t$ بیان شده اند. سمت چپ معادلهٔ (۳) نشان‌دهندهٔ ارزش فعلی درآمدهای دولت و سمت راست آن بیانگر بدهی جاری به علاوهٔ مخارج برنامه ریزی شدهٔ آن به عنوان قسمتی از تولید است. همچنین، معادلهٔ (۲) را می توانیم بعد از نرمالایزسازی با $Y_t$، به گونه ای تصریح کنیم که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از مخارج دولت کنار گذاشته شوند و با $\tilde{g}$ نشان داده شوند: $\tilde{g}=(g_t-\gamma P_t)$). در این صورت معادله به شکل زیر در خواهد آمد:

$$(1+n)d_{t+1}=(1+r)d_t+\tilde{g}-\tau_t \qquad (۴)$$

بنابراین، مسألهٔ اجتماعی که دولت با آن مواجه است مجدداً می تواند به گونه ای باشد که دولت $\tau_t$ را برای حداقل سازی معادلهٔ (۱) نسبت به قیود (۳) و (۴) انتخاب کند. جهت سادگی فرض می شود که نرخ تنزیل مؤثر ذهنی $R=(1+n)/(1+r)$ که دولت با آن مواجه است برابر با $\beta$ نرخ تنزیل ذهنی دولت است. با این فرض آخر می توان نشان داد که نرخ متوسط بهینهٔ مالیاتی برابر است با:

$$\tau_t\left[(r-n)d_t+E(\bar{\tilde{g}}_s|I_t)\right]=\left[(r-n)d_t+E(\bar{g}_s|I_t)-\gamma E(\bar{P}_s|I_t)\right] \qquad (۵)$$

که در آن

$$E(\bar{g}_s|I_t)=(1-R)\sum_{s=t}^{\infty}R^{s-t}E(g_s|I_t) \qquad (۶)$$

و

$$E(\bar{P}_s|I_t)=(1-R)\sum_{s=t}^{\infty}R^{s-t}E(P_s|I_t) \qquad (۷)$$

در نتیجه:

$$E(\bar{\tilde{g}}|I_t)=(1-R)\sum_{s=t}^{\infty}R^{s-t}E(\tilde{g}_s|I_t) \qquad (۸)$$

می تواند مقدار دائمی انتظاری مخارج دولت خالص شده از درآمدهای منابع طبیعی باشد.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

بر اساس معادله (۵) نرخ مالیات می تواند از افزایش مخارج یا کاهش قیمت منابع طبیعی افـزایش یابد و نرخ مالیات متعاقب افزایش گذرای مخارج یا قیمت کالا افزایش نخواهد یافت.

معادلات ۴ و ۵ را می توان ترکیب کرد تا کسری بودجه از آنها تعریف شود:

$$def_t = \left(g_t - E\left[\overline{g}_s \middle| I_t\right]\right) - \gamma\left(P_t - E\left[\overline{P}_s \middle| I_t\right]\right) \qquad (۹)$$

معادلۀ (۹) اشاره به آن دارد که کسری بودجه تابعی از مخارج موقتی خالص دولت و قیمت منـابع طبیعی می باشد. اگر دولت مالیاتها را به صورت بهینه هموارسازی نمایـد، آنگـاه کسـری بودجـه فقـط زمانی خواهد بود که مخارج جاری دولت بالاتر از مقدار دائمی آن یا قیمـت منـابع پـایین تـر از مقـدار دائمی آن باشد.

با استفاده از معادلات ۸-۶ ، می توان معادله (۹) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$def_t = -E\left\{\sum_{s=t+1}^{\infty} R^{s-t}\left(\Delta\tilde{g}_s\right) \middle| I_t\right\} \qquad (۱۰)$$

این معادله بیانگر آن است که اگر نرخ مالیات به صورت بهینه انتخاب شود آنگـاه کسـری بودجـه برابر خواهد بود با تغییرات آتی مخارج دولت خالص از درآمدهای نفتی. یعنی اگر خالص مخارج دولـت افزایش یابد بر اساس این معادله، کسری بودجه کاهش می یابد و اگر خالص مخارج دولت کاهش یابد کسری بودجه افزایش می یابد. بطور مشابه، اگر قیمت منابع طبیعی کاهش یابد کسری بودجه کـاهش می یابد و بر عکس. به گونه ای که کسری گیرنده علیت گرنجری از تغییر مخارج دولت و همین‌طـور تغییر قیمت منابع است.

بنابراین، معادله (۱۰) می تواند پایه آزمون فرضیه هموارسازی مالیاتی باشد. اگر از کسـری بودجـه بتوان تغییر در مخارج یا تغییر در قیمت های منابع را پیش بینی کرده و یا علیـت گرنجـری آن باشـد، آنگاه مقادیر جاری و گذشته $def_t$ و $\Delta\tilde{g}_t$ می تواند برای محاسبه مقادیر پیش بینـی شـده $\Delta\tilde{g}_s$ در معادله (۱۰) مورد استفاده قرار گیرد. اگر دولت سیاست بهینه ای را دنبال کند آنگاه ایـن مقـادیر پـیش بینی شده، برآوردهای بدون تورشی از مقادیر جاری کسری را خواهد داد. مدل خودرگرسـیون بـرداری $(VAR)$ نامقید زیر را می توانیم در نظر بگیریم:

$$\begin{bmatrix} \Delta\tilde{\mathbf{g}}_t \\ def_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{a_{11}} & a_{12} \\ \mathbf{a_{21}} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta\tilde{\mathbf{g}}_{\mathbf{t-1}} \\ \mathbf{def_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\mathbf{1t}} \\ \varepsilon_{\mathbf{2t}} \end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

که $\varepsilon_{1t}$ و $\varepsilon_{2t}$ جملات اخلال بصورت $i.i.d$ ( یکسان و نرمال) توزیع شده اند. معادله (۱۱) اشاره ضمنی بدان دارد که برای تغییر انتظاری در مخارج برای دوره $s$ می توان از رابطه زیر استفاده کرد:

$$E[\Delta\tilde{g}_s] = [\mathbf{1} \quad 0]A^{s-1}\begin{bmatrix}\Delta\tilde{\mathbf{g}}_\mathbf{t}\\ \mathbf{def_t}\end{bmatrix} \qquad (۱۲)$$

که در آن $A = \begin{bmatrix}\mathbf{a_{11}} & \mathbf{a}_{12}\\ \mathbf{a}_{21} & \mathbf{a}_{22}\end{bmatrix}$

با جایگذاری معادله (۱۲) در معادله (۱۰) تخمین زن زیر برای مقادیر جاری کسری بودجه بدست می آید:

$$defest_t = -[\mathbf{1} \quad 0]\times[RA]\times[\mathbf{I}-\mathbf{AR}]^{-1}\begin{bmatrix}\Delta\tilde{\mathbf{g}}_\mathbf{t}\\ \mathbf{def_t}\end{bmatrix} \qquad (۱۳)$$

برای اینکه $defest$ با مقدار تحقق یافته کسری $def_t$ برابر باشد، باید عبارت زیر برقرار باشد:

$$-[\mathbf{1} \quad 0]\times[AR]\times[I-RA]^{-1} = [0 \quad 1] \qquad (۱۴)$$

معادله (۱۴) محدودیت اعمال شده روی ضرایب معادله را نشان می دهد که دلالت بر آن دارد که تحت این شرایط ( یعنی برقراری این محدودیت ) است که دولت دست به هموارسازی مالیاتی بهینه زده است. به صورت غیر فرمولی می توان گفت که اگر معادله (۱۴) تأمین شود، معادله (۱۳) اشاره ضمنی به آن دارد که اگر کسری بودجه تخمین زده شده (defest ) را در برابر کسری بودجه تحقق یافته ترسیم کنیم همه نقاط بصورت تصادفی در بالای خط ۴۵ درجه قرار می گیرند. و بصورت فرمولی نیز اگر معادله (۱۴) را در $[I-RA]$ ضرب کرده و $[\mathbf{0} \quad 1]\times[RA]$ را به دو طرف اضافه کنیم آنگاه هر دو طرف را بر R تقسیم کنیم خواهیم داشت:

$$[-\mathbf{1} \quad 1]\times\begin{bmatrix}\mathbf{a_{11}} & \mathrm{a}_{12}\\ \mathbf{a}_{21} & \mathrm{a}_{22}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\mathbf{0} & 1/\mathrm{R}\end{bmatrix} \qquad (۱۵)$$

که به صورت زیر می تواند بازنویسی شود:

$$[\mathbf{a_{21}}-\mathbf{a_{11}} \qquad \mathbf{a_{12}}-\mathbf{a_{12}}]-\begin{bmatrix}\mathbf{0} & \dfrac{\mathbf{1}}{\mathbf{R}}\end{bmatrix} = [\mathbf{0} \quad \mathbf{0}] \qquad (۱۶)$$

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

معادله (۱۶)، فرضیه $H_o$ مبنی بر این فرض که دولت به صورت بهینه هموارسازی مالیاتی می نماید را نشان می دهد.

### ۲-۲- داده ها

داده های مورد نیاز در این قسمت مقاله عبارتند از : مخارج دولت بدون در نظر گرفتن پرداختهای بهره ای، کل درآمدها، کل پرداختهای بهره ای، کل کسری بودجه، $GDP$ اسمی، درآمدهای نفت و گاز که عمدتاً از بودجه های سنواتی دولت و بانک اطلاعات سری های زمانی بانک مرکزی گرفته شده اند.

### ۲-۳- برآورد مدل

در این برآورد برای رسیدن به اینکه آیا دولت به صورت بهینه، مالیاتها را هموارسازی کرده است یا خیر، از سه طریق آزمون اقتصادسنجی انجام شده است:

۱- ابتدا در مدل، با این فرض که دولت کنترل کاملی روی کل درآمدها در اقتصاد دارد، کل درآمدهای اقتصاد را در نظر گرفته ایم که این را حالت اول نامیده ایم.

۲- در حالت دوم، این فرض را بنا گذاشته ایم که دولت فقط می تواند درآمدهای مالیاتی را کنترل کند و نمی تواند درآمدهای دیگر را کنترل نماید.

۳- جهت سنجش اعتبار نتایج از روش $FMOLS$ [1] تعدیل شده نیز برای برآورد مدل بهره گرفته ایم.

قبل از برآورد مدلها آزمون ریشه واحد بر اساس $ADF$، فیلیپس پرون و $KPSS$ نشان از وجود ریشه واحد در سطح متغیرهای بکار رفته و پایای تفاضل مرتبه اول آنها دارد.

حالت اول:

در حالت اول کل درآمدهای دولت ( اعم از مالیاتها و درآمدهای دیگر) با فرض کنترل کامل دولت بر روی آنها داده شده است. به نظر می رسد که در این حالت شواهد اندکی برای وجود هموارسازی مالیاتی وجود داشته باشد. قبل از برآورد و آزمون مدل باید بیان کرد که برای بدست آوردن $R = \frac{1+n}{1+r}$، نیاز به تعریف n ( نرخ رشد واقعی تولید) و r داریم. $n$ از $GDP$ واقعی بدست آمده

1 -Fully-Modified OLS

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

و r را هم بر اساس کار کاشین (۱۹۹۸) از تقسیم پرداختهای بهره ای دولت بر بدهی های آن و کسری نرخ تورم بدست آورده ایم.

حالت دوم:

در این حالت فرض شده است که دولت بر روی درآمدهای حاصل از منابع طبیعی کنترل ندارد و سعی شده است که مخارج دولت به صورت خالص از درآمدهای حاصل از منابع طبیعی وارد مدل شود. بقیه موارد شبیه حالت قبل هستند.

جدول (۱) برآورد مدل را نشان می دهد. در اولین گام از $VAR$ مرتبه اول برای ضرایب استفاده شده است چون هم از نظر آماری معنی‌دار بوده اند و هم از نظر مفهوم اقتصادی قابل تفسیر هستند. ضرایب بدست آمده نشان می دهند که مقادیر آتی مخارج دولت $(\Delta g)$ یا $\Delta \tilde{g}$ توسط مقادیر گذشته خودشان و همچنین مقادیر کسری بودجه توضیح داده می شوند.

**جدول (۱)- برآورد مدل**

| | | $\Delta g_{t-1}$ | $def_{t-1}$ | $\bar{R}^2$ | $-[\mathbf{1}\quad\mathbf{0}]\times[\mathbf{RA}]\times[\mathbf{I}-\mathbf{RA}]^{-1}$ |
|---|---|---|---|---|---|
| **حالت اول** | $\Delta g_t$ | (۱۲/۲۸) ۰/۹۷ | (۱/۲۴) ۰/۲۵ | ۰/۸۴ | [-۰/۱۵ ۰/۸۲] |
| | $def_t$ | (-۱/۹۱) -۰/۱ | (۴/۱۷) ۰/۵۸ | ۰/۵۳ | |
| | | | | | |
| **حالت دوم** | $\Delta \tilde{g}$ | (۲/۲۶) ۰/۸۸ | (۰/۴۳) ۰/۲۰ | ۰/۴۹ | [-۰/۱۶ ۰/۳۹] |
| | $def_t$ | (-۱/۱۳) -۰/۳ | (۲/۷۱) ۰/۲۸ | ۰/۴۹ | |
| | | | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق. اعداد داخل پرانتز آمارهٔ $t$ می باشند.

تحت فرض $H_0$، هموارسازی مالیاتی بردار $-[\mathbf{1}\quad\mathbf{0}]\times[\mathbf{RA}]\times[\mathbf{I}-\mathbf{RA}]^{-1}$ برابر با $[\mathbf{0}\quad\mathbf{1}]$ می باشد. ولی اعداد بدست آمده هم با صفر $(\Delta g)$ و هم با (۱) تفاوت معنی‌داری دارند به گونه ای که ضرایبی که باید صفر باشند به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۳۹ است که با آماره t، ۱۱/۲ ( در جدول گزارش نشده اند) از نظر آماری هم با صفر تفاوت معنی داری دارند و ضرایبی که باید یک باشند با مقادیر ۰/۱۵- و ۰/۱۶- با یک تفاوت معنی داری دارند بنابراین با این برآورد مدل می توان دریافت

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

که بحث هموارسازی مالیاتی در دوره مورد مطالعه مطرح نبوده است ولی برای آزمون رسمی آن نیز از آماره f جهت اطمینان بیشتر به شرح زیر استفاده می کنیم:

$$f = \frac{\left(w'b - \frac{v}{R}\right)'\left[(w'b)\Omega(w'b)'\right]^{-1}\left(w'b - \frac{v}{R}\right)}{2} \sim (2, T-4) \qquad (۱۷)$$

که در آن :

$$w' = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}, \qquad b' = [a_{11}\ a_{12}\ a_{21}\ a_{22}]$$

$\Omega$ عبارت از ماتریس واریانس – کوواریانس مدل تخمین زده شده در جدول (۱) و T دوره مورد نظر می باشد. همچنین، v بردار ستونی است که عنصر مربوط به کسری بودجه در آن یک و بقیه عناصر مقدار صفر را اختیار می کنند.

جدول (۲) آزمون آماری فرضیه (هموارسازی مالیاتی) را نشان می دهد. اگر دولت در اقتصاد، هموارسازی مالیاتی را اعمال نموده باشد باید $a_{21} - a_{11}$ و $a_{22} - a_{12} - \frac{1}{R}$ برابر با صفر بوده باشند. اما فرضیه $a_{21} - a_n = 0$ را برای هر دو حالت می توان رد کرد. زیرا مقدار f از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵ درصد بزرگتر و t هم معنی‌دار است. البته می توان این نتیجه را به صورت نموداری هم ( یعنی غیر فرمولی) در شکل زیر مشاهده کرد:

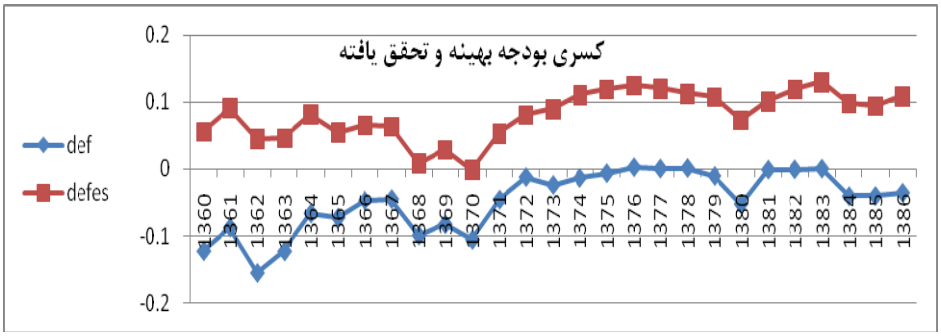
**جدول(۲)- آزمون فرضیهٔ هموارسازی مالیاتی**

| | $(t-stat)a_{21} - a_{11}$ | $(t-stat)a_{22} - a_{12} - 1/R$ | $f(2,36)$ |
|---|---|---|---|
| **حالت اول** | (۱۲/۲)۰/۸۷ | (-۱/۶۷)-۱/۳۶ | ۶/۶ |
| **حالت دوم** | (۲/۲)۰/۵۸ | (-۱/۵۶)-۰/۸ | ۷/۱ |

مأخذ: همان

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

**نمودار (۱)- کسری بودجهٔ تحقق یافته و بهینه از فرآیند حداقل سازی زیانهای اجتماعی**




مأخذ: بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی (def) و محاسبات تحقیق (defes).

## ۲-۴- اعتبارسنجی[1] نتایج قسمت قبل

جهت اعتبارسنجی نتایج بدست آمده در قسمت قبل، ما یک تعدیل دیگر در مدل انجام می دهیم تا تمام جوانب تحقیق را رعایت کرده باشیم و آن هم این است که جهت واقعی سازی کسری (مازاد) بودجه وارد شده در مدل ما سعی می کنیم سیاست احتمالی به نام سیاست «به تعویق انداختن اخذ مالیات یا عدم تعویق مالیات[2]» را از درون داده های سری زمانی کسری (مازاد) بودجه خارج کنیم. برای این کار از معادلهٔ زیر کمک خواهیم گرفت:

$$def_t = \gamma^{-1}\tau_t - g_t - (r-n)d_t \qquad (۱۸)$$

که در آن تمام متغیرها همان تعریف قبل را دارند و $\gamma$ با تعریف $\gamma \equiv {(1-(R/\beta)R}/{(1-R)}$ پارامتر تعویق یا اخذ زودتر مالیات است. ضریب $\gamma$ بیانگر این واقعیت است که نرخ بهینهٔ مالیاتی انگیزه های دولت را جهت به تعویق انداختن مالیاتها یا افزایش مازاد منسجم می کند بسته به اینکه رابطهٔ بین نرخ تنزیل ذهنی دولت، $\beta$، و هزینه واقعی بهرهٔ بدهی دولت $R$ چگونه باشد.(در حقیقت فرض برابری این دو پارامتر را کنار می گذاریم). اما بعد از تخمین مدل از طریق برآوردگر FOMLS، چون ضریب $\gamma$ با مقدار ۰/۸۸ از نظر آماری معنی‌دار نشد بنابراین از ادامهٔ این بررسی صرف نظر و نتایج بالا را معتبر تلقی کردیم. اگر این ضریب معنی‌دار می شد تمام مراحل فوق را مجدداً تکرار می کردیم و فقط بجای کسری بودجهٔ قبلی از کسری بدست آمده از معادلهٔ (۱۸) استفاده

1 -Robustness check
2 -Tax tilting

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

می کردیم. همچنین معنی‌داری ضریب $\gamma$ به آن مفهوم بود که دولت سیاست «تعویق» را بـه‌جـای « هموارسازی» به صورت برنامه ریزی شده استفاده می کند.

## بحث در بارهٔ نقش سرکوب مالی و منابع طبیعی

جهت جلوگیری از اطالهٔ کلام مختصراً نقش سرکوب مالی را در اثری که $r$ یا همان نرخ سود (بهـرهٔ) واقعی در فرآیند بهینه سازی در اینجا ایفا می کند نشان می دهیم. از آنجا که در بیشتر سـالهای مـورد بررسی نرخ تورم از نرخ سود بانکی بیشتر بوده، باعث شده است کـه نـرخ سـود بـانکی و بطـور کلـی نرخهای جبران هر نوع قرض دهی و قرض گیری در اقتصاد ایران منفی شـود کـه از آن در اصـطلاح مک کینون و شاو (۱۹۶۷) به « سرکوب مالی» یاد می شود. این در فرآیند بهینه سازی ما اثـر خـود را بر مخرج کسر[۱] $R$ ، گذاشته و مخرج کسر را کوچکتر و $R$ را بزرگتر می کند ( متوسـط $n$ در دوره، ۰/۰۳ و متوسط $r$، ۰/۱۳- بوده است). بزرگتر شدن این متغیر باعث می شود کـه نـرخ تنزیـل ذهنـی دولت ،یعنی $\beta$، کوچکتر از آن شود. این به آن مفهـوم اسـت کـه دولـت در جمـع آوری منـابع خـود ناشکیبایی نخواهد داشت و جمع‌آوری درآمدها در آینده، مطلوبیت حال حاضر وی را کاهش نمی دهـد در نتیجه جمع‌آوری مالیاتها را به راحتی به تعویق خواهد انداخت و کسری های بودجه خود را عمدتاً از واسطه های مالی با نرخهای بهرهٔ پایین تر تأمین خواهد کرد ( همان اتفاقی کـه در ایـران در سـالهای مورد بررسی رخ داده است). همچنین منفی بودن $r$ باعث می شود که شروط همـوار سـازی مالیـاتی به‌راحتی تأمین نشوند. هرچند این اتفاق در اقتصاد رخ داده ولی نمی توان آن را برنامه ریزی نامید بلکه عمدتاً حاصل عملکردهای کل عوامل اقتصادی بوده که از حوصلهٔ این بحث خارج است.

در مورد نقش منابع طبیعی نیز می توان خاطر نشان ساخت که ما انتظار داشتیم اگر منابع طبیعی و درآمدهای حاصله را از مدل کنار بگذاریم، سیاست هموار سازی مالیاتی پدیدار شود ولی همان‌گونه کـه مشاهده شد این مسأله چندان تأثیری در برنامه ها و سیاستهای مالیاتی نداشت.

---

[۱] $1 - R = {1+n}/{1+R}$

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

## ۳- بررسی تجربی پایداری سیاست مالی

ما در این قسمت بررسی، بعد از آزمونهای ریشه واحد تحت شرایط خاص اقتصادی و تردید به وجود شکست‌های ساختاری، از دو روش متفاوت جهت آزمون پایداری در اقتصاد ایران استفاده خواهیم کرد. دلیل به کارگرفتن دو روش این است که دقت ارزیابی را افزایش دهیم و نتیجهٔ ارزیابی ما تابعی از روش انتخاب شده نباشد بلکه ماهیت و صحت و سقم نتیجه، روشن شود. ابتدا از رویکرد هم انباشتگی چند سطحی استفاده خواهیم کرد سپس از روشی استفاده خواهیم کرد که همزمان شرایط اقتصادی و برنامه ریزی بودجه ای دولت را در نظر می گیرد که سامی (۲۰۰۹) نیز آن را در مقالهٔ خود به کار گرفته است. متغیرهای مورد استفاده نیز عبارتند از: مخارج دولت، یارانه ها، درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفت و گاز، پایهٔ پولی، تولید ناخالص داخلی، شاخص ضمنی، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و بانکها. بدیهی است که جهت ایجاد برخی متغیرهای دیگر مثل بدهی بخش عمومی از ترکیب متغیرهای فوق استفاده شده که در ادامهٔ مقاله به آن اشاره خواهد شد.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

## ۳-۱- آزمون های ریشه واحد

### ۳-۱-۱- آزمون های ریشه واحد زیوت و اندروز[1] ، لامسدین-پاپل[2] و لی - استرازیسیچ[3]

قبل از انجام آزمون هم انباشتگی چند سطحی، ما از آزمون های ADF مرسوم و آزمون ریشه واحد زیووت و اندروز (۱۹۹۲) استفاده کردیم. آزمون زیووت- اندروز شکستهای ساختاری نامعلوم در عرض از مبدأ و شیب را در نظر می گیرد. ما در این مطالعه جهت پرهیز از نتایج غلط هم انباشتگی که ممکن است از شکستهای ساختاری نامعلوم ناشی شود نتایج آزمونهای مرسوم را با آزمون های دقیق تر مقایسه کرده ایم که نتایج در جدول (۳) خلاصه شده اند.[4] همانگونه که جدول نشان می دهد ویژگی

1 -Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992), Unit root test

2 -Lumsdaine-Papell unit root test

3-Lee and Strazicich unit root test(2003)

۴- در ادبیات اقتصادسنجی و کلان سنجی بعد از کار مهم نلسون و پلاسر (۱۹۸۲)، بحث فرضیهٔ ریشه واحد در سری های زمانی دستخوش علائق و یافته های جدید قرار گرفت. دیدگاه مرسوم و سنتی فرضیه ریشه واحد این بود که شوکهای جاری فقط اثر گذرایی بر سری زمانی دارند و روند بلندمدت سری توسط چنین شوکهایی تغییر نمی کند. اشارت مهم و ضمنی فرضیه ریشه واحد توسط نلسون و پلاسر این است که شوکهای تصادفی اثرات دائمی بر سطح بلندمدت سری های کلان اقتصادی دارند و نوسانات گذرایی نیستند. این یافته ها توسط پرون (۱۹۸۹) به چالش کشیده شد. وی عنوان کرد که با حضور شکست ساختاری، آزمونهای ADF متعارف به سمت ردّ فرضیهٔ صفر اریب می گیرند. یعنی ممکن است سری پایا باشد ولی یک شکست ساختاری سری را ناپایا جلوه دهد. پرون عنوان کرد که بیشتر سری های زمانی دارای ویژگی ریشه واحد نیستند اما ریشه واحد داشتن، تنها زمانی مطرح می شود که شوکهای بزرگ و غیرمعمول ایجاد شود اما در حالت شوکهای کوچک و معمولی اقتصاد به سمت روند بلندمدت خود بر می گردد. فرآیندی را که پرون معرفی کرد با یک شکست برونزای شناخته شده بود که بعدها به شدت از سوی کسانی چون کریستینو (۱۹۹۲) مورد انتقاد قرار گرفت. از آن موقع به بعد آزمونهایی بسط داده شدند که تاریخ شکست را بصورت برونزا تعیین می کردند که از آن جمله می توان به آزمون زیووت و اندروز (۱۹۹۲) ، پرون و ووگلسنگ (۱۹۹۲) و ... اشاره کرد. آزمون زیوت اندروز آزمونی است که از تمام نمونه استفاده می کند و از متغیر دامی متفاوتی برای هر تاریخ شکست احتمالی بهره می برد. جایی که آمارهٔ t بدست آمده از آزمون ADF در مینیمم باشد تاریخ شکست انتخاب می شود. در هر حال، آزمونهای ریشه واحد که اجازهٔ حضور شکست ساختاری را می دهند حداقل دو مزیت دارند: اول اینکه این حضور از بدست آمدن نتیجه ای که اریب را به نفع عدم رد رقم می زند جلوگیری می کند. دوم اینکه اطلاعات ارزشمندی را در اختیار مدلساز قرار می دهد. اما شایان ذکر است بحثی که بعدها مطرح شد این بود که اگر در یک سری زمانی بیش از یک شکست وجود داشته باشد وضعیت پایایی آن چگونه باید بررسی شود؟ به همین منظور لامسدین و پاپل و از همه مهمتر لی واسترازیسیچ فرآیندهایی را پیشنهاد دادند که دو شکست ساختاری را

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

مشترک تمام آزمونها مطرح کردن ریشه واحد برای سطح متغیرها می باشد. ولی با وجود شکستهای ساختاری متغیرهای مزبور همگی هم انباشته از مرتبهٔ اول ($I(1)$) هستند. در ادامه به آزمون های هم انباشتگی گری–هانسن وچند سطحی[1] خواهیم پرداخت.

**جدول(۳)- نتایج آزمون های ریشه واحد**

| نتیجه | سال شکست | نام متغیر |
|---|---|---|
| نتایج آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز (یک شکست) | | |
| I(1) در سطح ۱۰ درصد | ۱۳۷۸ | G |
| I(1) در سطح ۱ درصد اطمینان | ۱۳۷۲ | Tax revenue |
| I(1) درسطح یک درصد اطمینان | ۱۳۵۴ | Total revenue |
| نتایج آزمون لامسدین- پاپل[2](دو شکست) | | |
| I(1) در سطح ۱۰ درصد | ۱۳۶۹ و۱۳۸۱ | G |
| I(1) در سطح ۱ درصد اطمینان | ۱۳۶۱و۱۳۷۳ | Tax revenue |
| I(1) درسطح یک درصد اطمینان | ۱۳۵۹و۱۳۶۷ | Total revenue |
| نتایج آزمون ریشه واحد لی – استرازیسیچ (دو شکست) | | |
| I(1) در سطح ۱۰ درصد اطمینان | ۱۳۶۹ و۱۳۸۱ | G |
| I(1) در سطح ۱ درصد اطمینان | ۱۳۶۱و۱۳۷۲ | Tax revenue |
| I(1) درسطح ۱ درصد اطمینان | ۱۳۵۹و ۱۳۶۸ | Total revenue |

مآخذ: تلخیص شده از برنامهٔ آزمون ها

## ۳-۲- روش هم انباشتگی چند سطحی[3]

ابتدا توضیح مختصری از این روش در این قسمت ارائه می شود. ادبیات اقتصاد کلان در چند سال اخیر نشان داده است که برخی از سری های زمانی ناپایا بوده و در بردارندهٔ روندهای تصادفی می باشند که مفهوم هم انباشتگی نقطهٔ شروع طبیعی، برای تحلیل چنین سری های زمانی است (انگستد

بصورت درونزا مشخص می کرد و فرآیند LM پیشنهاد شده بوسیله لی و استراسیزیچ علاوه بر آن مزیت دیگری نیز داشت و آن جلوگیری از رد مصنوعی فرضیه ها بود. برای اطلاعات بیشتر به مقالات این افراد مراجعه شود.

1 -Garegory –Hansen Cointegration test and Multicointegration Approach

2- Lumsdaine-Papell unit root test

3 -Multicointegration

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

و دیگران ۱۹۹۷). گفته می شود در حالت ناپایایی هم بسیاری از سری های زمانی گرایش به $I(1)$ (هم انباشته بودن از درجهٔ ۱) بودن دارند. با این حال تحقیقات دقیق و اخیر نشان داده اند که برخی متغیرهای اقتصادی ( مانند متغیرهای اسمی پول، قیمتها، دستمزدها و تعدادی از متغیرهای انباره) ممکن است $I(2)$ باشند و به همین خاطر هم، روشهای متعددی جهت تحلیل سیستمهایی که متغیرهای $I(2)$ دارند توسعه داده شده است( هالدراپ، ۱۹۹۴؛ یوهانسن، ۱۹۹۵؛ کیتامورا ۱۹۹۵؛ پارولو، ۱۹۹۶؛ استاک – واتسون، ۱۹۹۳).

همچنین یکی از روشهایی که بسیاری از مطالعات دههٔ ۱۹۹۰ به آن استناد کرده اند روشی است که گرنجر و لی (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) ارائه کرده اند. آنها دو متغیر $X$ و $Y$ که $I(1)$ هستند را در نظر می گیرند که با ترکیب $Z_t = Y_t - \beta X_t$ پایا از مرتبهٔ $I(0)$ خواهند بود. علاوه برآن، سری خطای تجمعی $S_t = \sum_{j=1}^{t} Z_j$ به صورت $I(1)$ را مطرح می کنند که $S_t$ گرایش به هم انباشتگی با $X_t$ و/ یا $Y_t$ ( بصورت $I_t = Y_t - \gamma S_t$ ) از درجهٔ $I(0)$ خواهد داشت. این اشارهٔ ضمنی به آن دارد که لزوماً دو سطح از هم انباشتگی بین دو سری زمانی $I(1)$ وجود خواهد داشت. گرنجر و لی این نوع هم انباشتگی را هم انباشتگی چند سطحی نامیدند.

همانگونه که توسط لی (۱۹۹۲) و انگستد و یوهانسن (۱۹۹۷) گفته شده، هم انباشتگی چند سطحی، روشهای معمولی را که در سیستمهای هم انباشته جهت برآورد مورد استفاده قرار می گیرند را بی اعتبار می کند و بدیهی است که پیامدهای جدی هم برای مسائل بعد از تخمین مثل آزمون فرضیه و پیش بینی خواهد داشت.

بر اساس تعریف هم انباشتگی لی و گرنجر، انگستد و دیگران رابطهٔ هم انباشتگی چند سطحی را به صورت زیر بیان می کنند:

$$S_t - \gamma X_t = \Delta^{-1} Y_t - \beta \Delta^{-1} X_t - \gamma X_t \rightarrow I(0) \qquad (۱۹)$$

که در آن $\Delta^{-1} Y_t = \sum_{j=1}^{t} Y_j$ و $\Delta^{-1} X_t = \sum_{j=1}^{t} X_j$ متغیرهای $I(2)$ هستند. پس، هم انباشتگی چند سطحی اشاره به هم انباشتگی بین خطاهای تجمعی هم انباشته در یک سطح هم انباشتگی با متغیرهای اصلی دارد.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

بعد از تعریف هم انباشتگی چند سطحی، باید اشاره کرد بـه طـور کلـی دو روش و فرآینـد جهـت آزمون هم انباشتگی چند سطحی وجود دارد که یکی فرآیند دو مرحله ای و دیگری فرآیند تک مرحلـه ای است. فرآیند دو مرحله ای را گرنجر و لی (۱۹۹۰) ارائه کرده اند ولی از آنجا که برخی مسائل بحث انگیز در برآورد ضرایب وجود دارد. انگستر (۱۹۹۷) فرآیند یک مرحله ای را پیشنهاد کرده که چون مـا هم از این روش استفاده کرده ایم در ادامه آن را ارائه می کنیم.

### ۳-۲-۱- فرآیند تک مرحله ای

مبنای این فرآیند در نظر گرفتن یک چارچوب برای برآورد همزمان پارامترهای مدل است. از آنجا کـه سری های تکی ممکن است به صورت بالقوه عرض از مبدأ داشته باشند لذا لازم است تا اجزاء معینـی مثل روندهای خطی یا درجه دوم در رگرسیون کمکی اضافه شود، بنابراین رگرسـیون کمکـی عبـارت خواهد بود از:

$$\Delta^{-1}Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \beta\Delta^{-1}X_t + \lambda X_t + u_t \qquad (۲۰)$$

البته می توان به جای سری های زمانی غیر تجمعی، از $Y_t$ هم به عنوان تخمین زن استفاده کرد. به هر حال، در این قسمت هدف این است که مشخص کنیم که آیا $\hat{u}_t$ حاصل از معادلهٔ فوق، فرآینـد $I(0)$ ( هم انباشتگی چند سطحی)، $I(1)$ ( هم انباشتگی در سطح اول ولی عدم وجود هم انباشـتگی چند سطحی) و یا $I(2)$ ( عدم وجود هم انباشتگی بـین متغیرهـا) را داراسـت. بـرای انجـام ایـن کـار کافیست همانگونه که هالدراپ (۱۹۹۴) بیان کرده $\hat{u}_t$ را به صـورت زیـر در نظـر گرفتـه و از مقـادیر بحرانی تعدیل شدهٔ آزمون ADF ( نه ADF متعارف) که با $ADF^*$ نشان داده می شـود اسـتفاده کرد:

$$\Delta\hat{u}_t = \rho_0\hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{P}\rho_j\hat{u}_{t-j} + \nu_t \qquad (۲۱)$$

### ۳-۲-۲- نتایج برآورد روش اول

ما فرآیند تک مرحله ای را جهت آزمون وجود یا عدم وجود هم انباشتگی چند سطحی به کار گـرفتیم. ابزار کار ما هم معادلهٔ (۲۰) بود. همان‌گونه که این معادله نشان می دهد متغیرهای $\Delta^{-1}Y_t = \sum_{j=1}^{t}Y_j$ و $\Delta^{-1}X_t = \sum_{j=1}^{t}X_j$ به ترتیب بیانگر سری تجمعی مخارج دولت و درآمـدهای ( اعـم از مالیـاتی و

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

نفت و گاز) آن می باشند و X هم صرفاً سری واقعی شدهٔ درآمدهای دولت را نشان می دهد. که فرض می شود دو سری اول، I(2) بوده و سری سوم، I(1) باشد. در این مطالعه، ما یک بار درآمدهای مالیاتی را در برابر مخارج دولت قرار دادیم و وارد معادلهٔ (۲۰)کردیم و یکبار هم درآمدهای مالیاتی را با درآمدهای حاصل از فروش نفت و گاز جمع کرده و درآمدهای کل را وارد کردیم. بر اساس تئوری هم انباشتگی چند سطحی، در صورت اثبات وجود هم انباشتگی چند سطحی برآوردگر $\beta$ در معادلهٔ ۹ یک برآوردگر بسیار سازگار از مقدار عددی متعادل کنندهٔ متغیر روانه بدست می دهد. در هر حال، اگر $\beta$ مثبت باشد اشاره به آن دارد که متغیرهای جریان درآمد و مخارج دولت به همراه هم حرکت می کنند. حال $\beta$ می تواند بزرگتر و یا کوچکتر از یک باشد. اگر کوچکتر از یک باشد، نشان می دهد که بطور متوسط درآمد بر مخارج پیشی گرفته و باعث انباشته شدن مازاد بودجه می شود و اگر بزرگتر از یک باشد، بیان می کند که بطور متوسط مخارج از درآمدها پیشی گرفته و دولت ممکن است در بازی پونزی گرفتار شود و نیاز داشته باشد مالیاتها را افزایش و یا مخارج را کاهش دهد. برابر یک بودن پارامتر هم نشان‌دهندهٔ بودجه ای متوازن است ( لوری لیچ من و دیگران ۲۰۰۲). اگر $\beta$ بزرگتر از یک باشد اصولا باید $\lambda$ نیز بزرگتر از صفر و معنی‌دار باشد تا سیاست مالی به سمت پایداری میل کند. چون در این حالت با افزایش بدهی های دولت، درآمد آن نیز افزایش یافته است. البته منفی شدن این ضریب لزوماً بیانگر عاجز بودن دولت از ایفای تعهدات خودش نیست بلکه ممکن است دولتها بصورت تعمدی دست به چنین کاری زده باشند تا نرخ بهره را کوچکتر از نرخ رشد اقتصادی نگه دارند. در هر حال، نتایج برآورد ما از معادلهٔ (۲۰) و تعدیلات صورت گرفته در جدول زیر خلاصه شده است:

**جدول(۴)- نتایج آزمون هم انباشتگی چند سطحی برای سه معادله**

| (معادله) | | $\alpha_0$ | $\alpha_1$ | $\alpha_2$ | $\beta$ | $\lambda$ | ADF* | DW |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معادله(۱) | G(TR) | ۱۷۳/۴ | ۱/۶ | - | ۱/۰۹** | -۰/۱۳*** | -۲/۷۸ | ۰/۹۸ |
| معادله(۲) | G(tax) | ۴۸۰/۷ | -۰/۱۷ | - | ۲/۶۷** | ۱/۵۳*** | -۳/۸۷ | ۰/۹۴ |
| معادله(۳) | TR(G) | -۶۶/۵۲ | ۶/۳۵ | ۰/۱۸۲ | ۰/۹۲** | ۰/۰۲۵*** | -۴/۲ | ۰/۸۴ |

**- معنی داری در سطح ۱٪ . ***- معنی داری در سطح ۱۰٪

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

همان‌گونه که جدول (۴) نشان می دهد سه معادله ای که در ردیف های (۱) تا (۳) وارد شده اند نشان می دهند که بر اساس آزمون ADF* ، هیچ کدام از معادلات نشان‌دهندهٔ I(0) بودن جملهٔ خطا (معادلهٔ ۲۱) نیستند. معادله ای که در ردیف (۱) قرار دارد رابطهٔ بین مخارج دولت و کل درآمدهای حاصله را نشان می دهد. علامت ضریب $\beta$ نشان می دهد که مخارج و درآمدها در یک مسیر حرکت می کنند ولی از آنجا که مقدار آن بزرگتر از یک است می توان گفت مخارج از درآمدها جلوتر حرکت می کند و بزرگتر از آن است. آزمون ADF* روی $S_t$ مقدار آمارهٔ ۲/۷۸- را به دست می دهد که از هر دو سطح ۵٪ و ۱۰٪ مقادیر بحرانی کوچکتر است، بنابراین هم انباشتگی چند سطحی بین این متغیرها را می توان رد کرد و اشارت اقتصادی آن این است که پایداری قوی سیاست مالی در اقتصاد ایران حتی با مطرح کردن درآمدهای نفتی هم (به شکلی که در گذشته بوده) وجود ندارد ولی چون با تفاضل مرتبه اول پسماندهای مذکور مقادیر بحرانی ADF* را تأمین می کنند بنابراین می توان گفت که فقط در یک سطح هم انباشتگی بین مخارج دولت و کل درآمدهای دولت وجود دارد. البته این را می توان از منفی شدن ضریب $\lambda$ هم دریافت که شرط پایداری را برقرار نمی سازد.

معادلهٔ دوم در ردیف (۲) به روشنی یکی از مهمترین چالش های سیاست مالی در اقتصاد ایران را مطرح می کند که ارتباط بین درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت می باشد. بررسی به شیوهٔ هم انباشتگی چند سطحی نشان می دهد که نمی توان در هیچ سطحی بین مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی وجود هم انباشتگی را مشاهده کرد. ضریب $\beta$ در این معادله حاکی از آن است که مخارج دولت به شدت جلوتر از درآمدهای مالیاتی حرکت می کند و در یک دنیای بدون انرژی و نفت، وجود چنین رابطه ای بین متغیرهای کلیدی مالیه عمومی نشان از عدم پایداری شدید سیاست مالی در اقتصاد دارد.

معادلهٔ سوم در ردیف (۳) ارتباط بین کل درآمدها و مخارج دولت را نشان می دهد که ضریب ۰/۹۲ نشان از پایین تر بودن این درآمدها (بطور متوسط) از مخارج دولت دارد و مهمتر از آن I(1) بودن جملات مربوط به شاخص پسماند گرنجر و لی نشان از عدم هم انباشتگی چند سطحی و فقط هم انباشتگی (ضعیف از نظر معنی داری آماری) در سطح اول دارد.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

### ۳-۳- اعتبارسنجی[1] نتایج : مقایسهٔ $\gamma + \pi$ با $R$ (مقایسهٔ نرخ رشد اقتصادی با نرخ بهره)

ما در روش قبلی رفتار متغیرهای مخارج و مالیاتها را بدون توجه به شرایط اقتصادی مورد بررسی قرار دادیم. این عدم توجه هم با اتکا و اطمینان به روشی بود که برای ارزیابی انتخاب کرده بودیم. در این قسمت از مقاله به روش سامی (۲۰۰۹) معادلاتی را مورد بررسی قرار می دهیم که هر دو پارامتر مربوط به نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهرهٔ بدهی های دولت را نیز همزمان برآورد کند (به ترتیب $\gamma$ و $R$). جهت ادامهٔ این روش معادلهٔ قید بودجه را به صورت کلی زیر در نظر می گیریم:

$$B_{t+1} = G_t - TR_t + (1+r)B_t \qquad (۲۲)$$

که درآن $B_t$ نشان‌دهندهٔ بدهی های دولت، $G_t$ مخارج و $TR_t$ کل درآمدهای دولت را نشان می دهد. بدهی های دولت را به روش کیا (۲۰۰۵) به صورت زیر تعریف کرده ایم:

$$\textbf{Debtt} = \textbf{Debt}_{(t-1)}[1 + (\textbf{interest rate on debt})_{t-1}] + (\textbf{government spending on goods and services and transfer payments})_t - (\textbf{government revenues})_t - (\textbf{change in monetary base})_t \qquad (۲۳)$$

با حل و گرفتن انتظارات از معادلهٔ تفاضلی (۲۲) می توان رابطهٔ زیر را تصریح کرد:

$$B_t = \sum_{t=1}^{\infty} E_t\left(\frac{TR_t - G_t}{(1+r)^t}\right) + \lim_{t\to\infty}\left(\frac{B_t}{(1+r)^t}\right) \qquad (۲۴)$$

عبارت دوم معادلهٔ (۲۴)، قاعدهٔ غیر پونزی نامیده می شود.

در هر حال، ابتدا برای برآورد معادلهٔ (۲۲) وضعیتی را در نظر می گیریم که برخی اثرات نوسانی و در عین حال وجود عدم تقارن را بر روی متغیر مورد بررسی، بدهی دولت، را مطالعه کنیم. به همین منظور از یک مدل TARCH که توسط ( گلوستن و همکاران، ۱۹۹۳؛ زکوان، ۱۹۹۴[2]) مطرح شد استفاده می کنیم:

1 -Robustness checks
2 -Zakoïan(1994) and Glosten, Jaganathan, and Runkle (1993).

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

$$y_t = \phi_0^{(j)} + \sum_{i=1}^{P_j} \phi_i y_{t-i} + \sum_{l=1}^{q_j} \psi_l^{(j)} x_{lt} + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^t = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \omega_2 \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \omega_3 \sigma_{t-1}^2 \qquad (۲۵)$$

که در آن $D_{t-1} = 1$ است اگر $\varepsilon_t \prec 0$ باشد و برای حالتهای دیگر $D_{t-1} = 0$ است. حال متغیرهای معادلهٔ (۲۲) را در شکل لگاریتمی آن و در چارچوب معادلات (۲۵) برآورد کرده ایم که نتایج مقدار پارامترها و آزمونهای مربوطه در جدول (۵) نشان داده شده است.[۱] شایان ذکر است که وقفهٔ متغیر وابستهٔ y بر اساس معادلهٔ (۲۲) یک انتخاب شده است.

**جدول(۵)- نتایج برآورد مدل TARCH و آزمون ضرایب جهت ارزیابی مدل**

| برآوردگر | مقدار ضریب | آمارهٔ Z |
|---|---|---|
| $\phi_0$ | ۸/۱ | (۱/۹۴) |
| $\phi_1$ | ۱/۰۶۱۳ | (۵۹/۲) |
| $\psi_1$ | ---- | |
| $\omega_0$ | ۶۰۹۶ | (۲/۱) |
| $\omega_1$ | ۰/۰۴ | (۳/۲) |
| $\omega_2$ | -۰/۲ | (-۲/۷) |
| $\omega_3$ | ۰/۶ | (۲/۰۲) |
| $\overline{R}^2$ | ۰/۹۷ | |
| DW | ۱/۷۲ | |
| $\phi_1 - 1$ | ۰/۰۶۱۳ | |
| p-value for $\phi_1 - 1 = 0$ | ۰/۰۰۸ | |
| $\omega_1 + \omega_2$ | -۰/۱۶ | |
| p-value for $\omega_1 + \omega_2 = 0$ | ۰/۰۱ | |

مآخذ: تلخیص شده از خروجی نرم افزار

۱- آزمون TARCH نیز برای معادلهٔ مزبور انجام شد که جهت رعایت اختصار گزارش نشده است.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

همان‌گونه که علامت ضرایب $\phi_0$ و $\phi_1$ نشان می دهند هر دو ضریب به صورت مثبت و از نظر آماری معنی‌دار در معادله ظاهر شده اند. در واقع مقدار ۶/۱۳ درصد همان ترجمان نرخ بهره ای است که بر بدهی های انباشت شدهٔ دولت در هر دوره اضافه می شود. در معادلهٔ واریانس شرطی که با ضرایب $\omega_0$، $\omega_1$، $\omega_2$ و $\omega_3$ تصریح شده اند، علامت مثبت $\omega_1$ بیانگر مؤثر بودن مقادیر مثبت پسماندها بر این معادله هستند و علامت مقادیر منفی پسماندها ( $\omega_1 + \omega_2$ ) نیز منفی است و از نظر آماری نیز از معنی‌داری قابل اطمینانی برخوردار است. تفسیر جملهٔ اخیر این است که پسماندهای منفی که به مفهوم بدهی پایین تر بوده و معنی «اخبار خوب» را به خود می گیرند ( همان بحثی که گلوسن و همکاران، ۱۹۹۳ در مقالهٔ خود از آن یاد می کنند) ، واریانس شرطی را کاهش می دهند در حالی‌که پسماندهای مثبت به عنوان «اخبار بد» واریانس شرطی را افزایش می دهد. به‌طورخیلی روشن، اگر بخواهیم از ضرایب رگرسیون جدول (۵) در راستای تحلیل انبارهٔ بدهی دولت بحث کنیم و آن را به شکل یک معادلهٔ تفاضلی درآوریم، خواهیم داشت:

$$\lim_{t\to\infty}\left(\frac{B_t}{(1.0613)^t}\right)=\sum_{t=1}^{\infty}\frac{8.1}{(1.0613)^t}+B_t=\frac{8.1}{0.0613}+B_t \qquad (۲۶)$$

معادلهٔ (۲۶) به روشنی نشان می دهد که ارزش فعلی بدهی دولت در آینده بیش از مقدار آن در دورهٔ t خواهد بود. نتیجهٔ این بررسی هم سازگار با نتیجه ای است که در روش اول مبنی بر ناپایداری سیاست مالی می باشد با این تفاوت که این یک متغیر انباره و متغیرهای روش قبلی، متغیر جریان بودند.

## ۴- نتیجه گیری

در این مقاله، نحوهٔ کاهش اختلالات ناشی از جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی به عنوان اولین چالش اساسی مطرح شد. هموارسازی مسیر اخذ مالیات به عنوان یکی از راهکارهای این چالش در ادبیات اقتصاد بخش عمومی برای اقتصاد ایران آزمون شد. نتایج ما حاکی از نبود سیاست هموارسازی مالیاتی و شواهدی از سرکوب مالی به‌واسطهٔ وجود درآمدهای حاصل از فروش منابع اولیه می باشد.

همچنین، یکی دیگر از مهمترین بحث هایی که در ادبیات مالیه عمومی و نیز مرکز ثقل مجادلات اقتصادکلان شکل گرفته، نحوهٔ تأمین مالی و بازخرید بدهی های دولت می باشد. از آنجا که بدهی ها باید پرداخت شوند، بنابراین در بلندمدت، استقراض نسل حاضر باید از محل مالیاتهای نسل آتی

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

پرداخت شود. حال اگر بودجهٔ بین دوره ای دولت به گونه ای باشد که درآمدهای آن بطور مداوم کمتر از مخارجش باشد با انباشت بدهی و در نهایت با شکست مواجه خواهد شد. با عنایت به این بحث، مطالعهٔ حاضر برای کشوری صورت گرفت که علاوه بر درآمدهای مالیاتی، در طول سالهای مورد بررسی، از درآمدهای نفت و گاز نیز استفاده کرده است. آنچه که به روشهای مورد بررسی مربوط می شد سعی ما بر آن بود که ملاکهای مربوط به روش شناسی را تا حد ممکن در نظر داشته باشیم. در هر حال، نتایج ما نشان می دهد که شروط لازم و کافی جهت پایداری سیاست مالی در اقتصاد ایران تأمین نیست؛ به عبارت دیگر، در چارچوب روش هم انباشتگی چند سطحی،که ابزار مناسبی برای ارزیابی موضوع مورد بررسی شناخته شده است، بین مخارج دولت و مالیاتها هیچ رابطهٔ هم انباشتگی در سطوح مختلف برقرار نیست. همچنین بین مخارج و کل درآمدها هم انباشتگی (ضعیف) در سطح اول برقرار است ولی در سطح بالاتر چنین رابطه ای را نمی توان پذیرفت. همچنین با در نظر گرفتن شرایط اقتصادی و کشاندن بحث از حوزهٔ متغیرهای جریان به حوزهٔ متغیر انباره ای مثل بدهی نیز نشان داد که نرخ رشد بدهی های دولت (اضافه پرداختی) نسبت به رشد شاخص نشان‌دهندهٔ وضعیت اقتصادی بیشتر بوده و برآیند همهٔ این روشها نشان می دهد که پایداری سیاست مالی باید بیش از بیش مورد توجه دولت قرار گیرد.

## ۴-۱- پیشنهادات سیاستی

۱- در تأمین مالی مخارج دولت باید توجه کافی به موقت یا دائمی بودن ماهیت مخارج وجود داشته باشد و هر کدام با یک روش خاص تأمین شود تا هدف هموارسازی مالیاتی میسر گردد. این توجه، هم باعث رسیدن به پایداری مالی و هم هموارسازی مالیاتی در میان‌مدت خواهد شد.

۲- منفی بودن نرخ واقعی بهره و سرکوب مالی باعث عدم برنامه‌ریزی صحیح دولت در هموارسازی مالیاتی شده است لذا تا زمانی که این وضعیت ادامه داشته باشد دولتها به راحتی تأمین کسری های خود را از روشهای دیگری به جز مالیات برنامه‌ریزی شده انجام خواهند داد.

۳- عدم توجه به پایداری سیاست مالی، در صورت پایان یافتن درآمدهای طبیعی و یا مخاطرات سیاسی عدم توانایی فروش منابع اولیه در بازارهای جهانی، می تواند منجر به ورشکستگی دولتها شود.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

## فهرست منابع


۱. بانک مرکزی ج. ا. ایران. بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصاد ایران، WWW.CBI.IR.

۲. مرکز تحقیقات اقتصاد ایران (۱۳۸۶)، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، نرم افزار IELDB3.

3. Adler Johan(2002), Has Sweden's Government Budget Policy been too Discretionary? ,WP 89.

4. Azar, S. A. (2006), The three tenets of monetary policy: Lebanon 1991/2003.

5. Barro, R. J. (1974), Are government bonds net wealth? Journal of Political Economy, 82, 1095-1117.

6. Bohn, H. (1998), The behavior of US public debt and deficits, Quarterly Journal of Economics, 113, 949-963.

7. Bohn, H. (2005), The sustainability of fiscal policy in the United States, CESIFO working paper, No. 1446.

8. Cashin Paul and Nadeem Haque and Nills Olekalns (1999), Tax Smoothing in a Financial Repressed Economy, IMF,WP/99/122.

9. Engsted, T., Gonzalo, J., & Haldrup, N. (1997), Testing for multicointegration. Economic Letters, 56, 259–266.

10. Goyal, R., Khundrakpam, J. K., & Ray, P. (2004), Is India's public finance unsustainable? Or, are the claims exaggerated? Journal of Policy Modeling, 26(3), 401–420.

11. Granger, C. W. J., & Lee, T. H. (1989), Investigation of reproduction, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error-correction models. Journal of Applied Econmerics, 4, 145–159.

12. Granger, C. W. J., & Lee, T. H. (1990), Multicointegration. In G. F. Rhodes Jr. & I. B. Fomlsy (Eds.), Advances in econometrics: cointegration, spurious regression and unit roots (pp. 71–84). New York: JAI Press.


[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

13. Ghosh, Atish, R.(1995), Intertemporal Tax Smoothing and the Government Budget Surplus: Canada and United States, Journal of Money, Credit and Banking, No 27, pp:1031-45.
14. Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996), Residual-based tests for Cointegration in models with regime shifts. Journal of Econometrics, 70, 99–126.
15. Haldrup, N. (1994), The Asymptotics of single-equation Cointegration Regressions with I(1) and I(2) variables. Journal of Econometrics, 63, 153–181.
16. Haldrup, N. (1998), An Econometric Analysis of I(2) Variables. Journal of Econometric Surveys, 12, 595–650.
17. Hamilton, J. D. and M. A. Flavin (1986), On the limitations of government borrowing.
18. Johansen, S. and K. Juselius (1990), Maximum likelihood estimation and inference.
19. Johansen, S., (1995), "A Statistical analysis of Cointegration for I(2) variables. Econometric Theory 11, 25-59.
20. Kia, A. (2005), "Sustainability of the Fiscal Process in Emerging Countries. Utah Valley State College Working Paper 04-05.
21. Kitamura, Y. ( 1995), "Estimation of Cointegrated Systems with I(2) Processes. Econometric Theory 11, 1-24.
22. Lee, T. H. (1992), Stock-flow relationships in housing construction. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54, No. 3, 291-306.
23. Lee, J. and Strazicich, M.C. (2003), "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", Review of Economics and Statistics, 63, pp.1082-1089.
24. Lumsdaine, R. L and. Papell, D. H. (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", Review of Economics and Statistics, 79 (2), pp. 212-218.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

25. Nelson, C.R. and Plosser C.I. (1982), “Trends and random walks In Macroeconomic Time Series”, Journal of Monterey Economics, 10, pp.139-162.
26. Paruolo, E. (1996), On the determination of integration indices in I(2) systems. Journal of Econometrics 72, 313-356.
27. Pasten R. and J.P.Cover (2011), Does the Chilean government smooth taxes? A tax-smoothing model with revenue collection from a natural resource, Applied Economic Letters 18, 421-425.
28. Perron, P. (1989), “The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”, Econometrica, 57, pp.1361-1401.
29. Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1992), “Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity”, Journal of Business and Economic Statistics, 10, pp. 301–320.
30. Polito,V., M.R.Wickens (2007), “ Measuring the Fiscal Stance”, University of York, Discussion Paper 07/14.
31. Samih A. A.(2009). “ Is Fiscal Policy Sustainable in Lebanon”, Middle Eastern Finance and Economics, Issue 5.
32. Stock, J.H., Watson, M.W. (1993), A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems.
33. Tanner, E. and I. Samake (2006), Probabilistic sustainability of public debt: a vector Autoregression Approach for Brazil, Mexico, and Turkey, IMF working paper 06/295.
34. Tanner, E. and I. Samake (2008), Probabilistic sustainability of public debt: a vector Autoregression Approach for Brazil, Mexico, and Turkey, IMF Staff Papers, 55, 1, 149-182.
35. Wickens Michael.(2008), “ Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach”, Princeton University Press.
36. Wilcox, D. W. (1989), “The Sustainability of Government Deficits: Implications of the
37. Zakoïan, J. M. (1994), Threshold heteroskedastic models, Journal of Economic Dynamics and

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]

38. Zivot, E., & Andrews, D.W. K. (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. Journal of Business & Economic Statistica,10(3),251-70.

[ Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-11 ]