دوفصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی
جستارهای اقتصادی
س8، ش16، پاییز و زمستان 1390
صفحات 49 ـ 75

Biquarterly Journal
of
Economic Essays
Vol.8, No.16, Autumn & Winter 2011

# ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن: مورد ایران (1353-1386)

دکتر علی‌حسین صمدی*
سکینه اوجی‌مهر**

**چکیده**

هدف اصلی این مقاله، بررسی نقش سیاست مالی در تثبیت اقتصادی ایران، طی دوره 1353-1386 است. برای رسیدن به این هدف، نخست ماهیت کینزی یا غیر کینزی بودن سیاست مالی، بررسی و سپس جهت حرکت ادواری آن تعیین شده است. نتایج این مقاله، بیانگر آن هستند که سیاست مالی ایران در دوره بررسی‌شده، ماهیت کینزی داشته، اما همواره موافق ادوار تجاری اعمال شده است. این نتایج نشان می‌دهند که سیاست مالی نه‌تنها نقش مؤثری در تثبیت اقتصادی نداشته‌اند بلکه عاملی در جهت افزایش نوسان‌های اقتصادی بوده‌اند.

**واژه‌های کلیدی**: سیاست مالی، تثبیت اقتصادی، ماهیت کینزی و غیر کینزی، ادوار تجاری
**طبقه‌بندی JEL**: E12, E32, E61, E62

* استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir
** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شیراز Email: oujimehrs@yahoo.com
تاریخ دریافت: 1389/08/09 تاریخ تأیید: 1390/01/15

Archive of SID
www.SID.ir

**1. مقدمه**

سیاست مالی، یکی از مهم‌ترین ابزار دولت به منظور ایجاد ثبات و کاهش نوسان‌ها در طول ادوار تجاری است. مسئله‌ای که ذهن بسیاری از سیاستگذاران را به خود مشغول نموده، این است که در دوران رونق یا رکود اقتصادی، چه سیاستی باید اعمال گردد. آیا اعمال سیاست مالی انقباضی در دوران رونق و اعمال سیاست مالی انبساطی در دوران رکود باعث تثبیت اقتصادی خواهد شد یا نه؟

پاسخ سؤالات یادشده در تعیین ماهیت سیاست مالی نهفته است. برای تعیین نقش دولت در فرایند تثبیت اقتصادی، باید ماهیت سیاست مالی روشن شود. اگر سیاست مالی، ماهیت کینزی داشته باشد، به منظور کاهش نوسان‌های حاصل از ادوار تجاری و سپس ایجاد تثبیت اقتصادی، باید به صورت ضد ادواری[1] اعمال شود. به سخن دیگر، سیاست مالی در دوران رکود باید به صورت انبساطی و در دوران رونق به صورت انقباضی، اعمال گردد. این در حالی است که اگر سیاست مالی، ماهیت غیر کینزی داشته باشد، ثبات اقتصادی با اعمال یک سیاست موافق ادواری[2] ایجاد خواهد شد. البته گاه نیز سیاست مالی نقش مؤثری در ایجاد تثبیت اقتصادی نداشته و به صورت مستقل از چرخه‌ها[3] اعمال می‌شود.

از دهۀ 1990 مطالعات بسیاری به منظور تعیین ماهیت سیاست مالی، به بررسی تأثیر سیاست مالی بر مصرف خصوصی پرداخته‌اند. دیدگاه سنّتی کینزی‌ها با پاسخ مثبت مصرف خصوصی نسبت به مخارج دولتی به وسیله بسیاری از مطالعات تجربی تأیید شده است. این در حالی است که نتایج برخی مطالعات نیز، بیانگر ماهیت غیر کینزی سیاست مالی است. درواقع، این مطالعات نشان می‌دهند که انبساط مالی همیشه باعث افزایش مصرف خصوصی نمی‌شود، بلکه تحت شرایطی می‌تواند از مصرف خصوصی بکاهد.

هدف مقالۀ حاضر، ارزیابی نقش سیاست مالی در تثبیت اقتصادی ایران طی دورۀ 1353ـ1386 است. بدین منظور، به پیروی از کارمیگنانی[4] (2010)، در دو مرحله به این مهم پرداخته خواهد شد. کارمیگنانی، نخست با بررسی ماهیت سیاست مالی در 37 کشور آفریقایی طی سال‌های 1990ـ2007، ماهیت کینزی این سیاست‌ها را در

1. counter-cyclical
2. pro-cyclical
3. a-cyclical
4. Carmignani

Archive of SID

www.SID.ir

کشورهای آفریقایی تأیید کرد. سپس با برآورد ضریب همبستگی بین شاخص ادوار تجاری و شاخص سیاست مالی، به رفتار موافق ادواری سیاست مالی در این کشورها پی برد و سرانجام به این نتیجه رسید که سیاست مالی اعمال‌شده در این کشورها، نه‌تنها نوسان‌های اقتصادی را کاهش نداده، بلکه خود نیز تقویت‌کننده نوسان‌ها بوده است.

وجه تمایز این مقاله با مطالعهٔ کارمیگنانی، علاوه بر حفظ چارچوب کلی آن، استفاده از الگوی ادوار تجاری حقیقی (RBC) نئوکلاسیک‌ها، همچنین توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و وارد کردن تکانه نفتی در الگو می‌باشد. این نکته‌ای است که در هیچ‌یک از مطالعات در نظر گرفته نشده است.[1] همچنین مطالعهٔ ماهیت سیاست مالی و بررسی رفتار ادواری آن، مسئله‌ای است که تاکنون در مطالعات داخلی به آن توجه نشده است. بنابراین، مقالهٔ حاضر می‌تواند گامی در راستای پر کردن شکاف تحقیقاتی موجود در این زمینه باشد. در این مقاله، علاوه بر ارزیابی و تعیین ماهیت سیاست مالی در ایران (کینزی یا غیر کینزی)، چگونگی رفتار ادواری آن (موافق ادواری/ ضد ادواری و یا مستقل از چرخه) طی دوره مورد بررسی نیز مشخص می‌گردد. به این ترتیب، می‌توان با آگاهی از ماهیت سیاست مالی و جهت حرکت ادواری آن، به جایگاه سیاست مالی در تثبیت اقتصادی ایران پی برد.

مقاله حاضر، در پنج قسمت تنظیم شده است. به جز مقدمه که در قسمت اول آمد، سابقه تجربی پژوهش در قسمت دوم و مبانی نظری تحقیق در قسمت سوم آورده شده‌اند. مبانی نظری خود در دو بخش ارائه شده است؛ بخش نخست، مبانی نظری مربوط به بررسی ماهیت سیاست مالی و بخش دوم، مبانی نظری مربوط به رفتار ادواری سیاست مالی را ارائه می‌دهد. قسمت چهارم به بررسی یافته‌های تجربی پژوهش اختصاص یافته و در پایان نیز یک جمع‌بندی از مطالب صورت گرفته و پیشنهادهایی ارائه شده است.

## 2. سابقه تجربی پژوهش

سابقه تجربی پژوهش در دو بخش قابل ارائه است؛ نخست، مطالعات انجام‌شده با موضوع بررسی ماهیت (کینزی یا غیر کینزی) سیاست مالی و دوم، مطالعات مرتبط با

۱. براساس اطلاعات نویسندگان، در زمینهٔ بررسی ماهیت سیاست مالی و بررسی رفتار ادواری سیاست مالی، هیچ مطالعه‌ای برای کشورهای در حال توسعهٔ نفت‌خیز و با در نظر گرفتن بحث بیماری هلندی صورت نگرفته است. این

Archive of SID

www.SID.ir

رفتار سیاست مالی در طول ادوار تجاری ارائه می‌شود.

**2ـ1. مطالعات مربوط به بررسی ماهیت کینزی یا غیر کینزی بودن سیاست مالی**

مطالعات متعددی در زمینهٔ بررسی ماهیت کینزی یا غیر کینزی بودن سیاست مالی وجود دارد. خلاصهٔ برخی از مطالعات موجود در جدول شمارهٔ 1 آورده شده است.

گیوازی و پاگانو (1996) از جمله افرادی بودند که پس از مطالعهٔ اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی در نوزده کشور عضو OECD، در فاصلهٔ 1970ـ1992، به وجود ماهیت غیر کینزی در این کشورها پی بردند. این محققان اندازه و شدت تعدیل مالی و همچنین شرایطی را که در آن، سیاست مالی اعمال می‌شود، توجیهی برای چنین مسئله‌ای دانسته‌اند. پروتی (1999)، نیز با توجه بر عامل دوم، دوباره به برآورد رابطهٔ میان سیاست مالی و مصرف خصوصی در نوزده کشور عضو OECD و در دورهٔ زمانی 1965ـ1994 پرداخت. نتیجهٔ مطالعهٔ وی نشان داد که تحت شرایطی که اقتصاد بدهی زیادی دارد، طوری که نسبت بدهی به GDP بالا باشد، تکانهٔ مخارج، تأثیر غیر کینزی بر مصرف خصوصی دارد، اما زمانی که بدهی دولت کم باشد، این تکانه اثر کینزی از خود به جای می‌گذارد. گیوازی و همکاران (2000) با رگرسیون نرخ‌های پس‌انداز برای هجده کشور عضو OECD در سال‌های 1960ـ1996، به این نتیجه رسیدند که افزایش مالیات، بیشترین تأثیرهای غیر کینزی را بر مصرف دارد.

**جدول 1: برخی مطالعات انجام‌یافته دربارهٔ ماهیت (کینزی یا غیرکینزی) سیاست مالی (منبع: یافته‌های تحقیق)**

| محققان | سال | کشور مورد مطالعه | دوره | روش | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| گیوازی و پاگانو[1] | 1996 | کشورهای OECD | 1970ـ1992 | ECM | ماهیت غیر کینزی |
| پروتی[2] | 1999 | کشورهای OECD | 1965ـ1994 | IV-GMM | ماهیت غیر کینزی |
| گیوازی و همکاران[3] | 2000 | کشورهای OECD | 1960ـ1996 | OLS | ماهیت غیر کینزی |
| فاتاس و میهوف[4] | 2001 | آمریکا | 1960ـ | VAR | ماهیت کینزی |

1. Giavazzi & Pagano
2. Perotti
3. Giavazzi et al.
4. Fatas & Mihov

Archive of SID

www.SID.ir

| محققان | سال | کشور مورد مطالعه | دوره | روش | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1996 | | |
| جلم[1] | 2002 | کشورهای OECD | 1970-1997 | VAR | ماهیت کینزی |
| ارل و گارتسن[2] | 2003 | چهارده کشور اروپایی | 1990-1998 | VAR | ماهیت کینزی |
| جانسون[3] | 2004 | کشورهای OECD | 1960-2000 | FGLS | ماهیت کینزی |
| گالی و همکاران[4] | 2005 | آمریکا | 1959-2003 | VAR | ماهیت کینزی |
| جیوردانو و همکاران[5] | 2007 | ایتالیا | 1982-2004 | SVAR | ماهیت کینزی |
| اسکلرک[6] | 2007 | نوزده کشور صنعتی و 21 کشور در حال توسعه | 1970-2000 | IV-GMM | ماهیت کینزی |
| تاگالاکیس[7] | 2008 | کشورهای OECD | 1970-2000 | Prais-winsten | ماهیت کینزی |
| انوج[8] | 2009 | نیجریه | 1980-2004 | VECM | ماهیت کینزی |
| کارمیگنانی[9] | 2010 | 37 کشور آفریقایی | 1990-2007 | GLS | ماهیت کینزی |

اما دیگر مطالعاتِ گزارش‌شده در جدول شمارهٔ 1، برای کشورهای عضو OECD و همچنین برای کشورهای آمریکا، ایتالیا، نیجریه و کشورهای آفریقایی، وجود ماهیت کینزی را تأیید نموده‌اند.

### 2-2. مطالعات مربوط به رفتار ادواری سیاست مالی

بررسی رفتار ادواری سیاست مالی، موضوع بسیاری از مطالعات خارجی است. گیوین و

1. Hjelm
2. Giordano et al.
3. Jonsson
4. Gali et al.
6. Schclarek
4. Tagkalakis
8. Onodje
6. Carmignani
6. Aarle & Garretsen

Archive of SID

www.SID.ir

پرتی[1] (1997) و استین و همکاران[2] (1999) از جمله نخستین محققانی بودند که رفتار رفتار هم‌جهت و موافق ادواری سیاست مالی را در کشورهای آمریکای لاتین مشاهده نمودند. فین[3] (1998) با تجزیه مخارج دولتی کشور آمریکا طی دوره 1950ـ1993 به دو مؤلفه «مخارجی که صرف خرید کالا و خدمات می‌گردد» و «مخارجی که صرف ایجاد اشتغال می‌شود»، نشان داد که هر دو مؤلفه، حرکتی موافق ادوار تجاری داشته‌اند. تالوی و وِق[4] (2000) نیز با مطالعه سیاست مالی در 56 کشور دنیا در فاصله سال‌های 1970ـ1994، به این نتیجه رسیدند که اگرچه سیاست مالی در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی، موافق ادواری است، اما در کشورهای عضو G-7 (کانادا، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، انگلستان و آمریکا)، مستقل از چرخه‌هاست.

لین[5] (2009) به بررسی چگونگی رفتار سیاست مالی در 22 کشور عضو OECD در دورهٔ زمانی 1960ـ1998م، و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) پرداخت. نتایج بررسی وی نشان داد که از میان کشورهای مورد مطالعه، سیاست مالی در دو کشور انگلیس و آمریکا، بیشترین رفتار ضد ادواری و در دو کشور ایرلند و پرتغال، بیشترین رفتار موافق ادواری را داشته است. الزینا و تابلینی[6] (2009) ضمن تأیید ضد ادواری بودن سیاست مالی در کشورهای OECD، به این نتیجه نیز دست یافتند که کشورهای آمریکای لاتین و صحرای آفریقا از لحاظ رفتار موافق ادواری بدترین وضعیت را نسبت به دیگر کشورها داشته‌اند. وو[7] (2009) نیز با مطالعه گروه بزرگی از کشورها، شامل کشورهای عضو OECD، کشورهای در حال توسعه، کشورهای غرب آسیا، آمریکای لاتین و کشورهای آفریقایی به این نکته اشاره کرد که در فاصلهٔ 1960ـ2009، کشورهای پیشرفته و با درآمد بالا، مثل گروه OECD به‌طور میانگین کمتر از کشورهای در حال توسعه، تمایل به اعمال سیاست مالی هم‌جهت با ادوار تجاری داشته‌اند. این در حالی است که از میان کشورهای در حال توسعه، کشورهای آمریکای لاتین بیش از دیگر کشورها، سیاست مالی موافق ادواری اجرا کرده‌اند.

ایلزتزکی و وِق[8] (2009) با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان و متغیرهای ابزاری، وجود سیاست مالی موافق ادواری را برای 49 کشور در حال توسعه، طی دورهٔ

1. Gavin & perotti
2. Alesina & Tabellini
3. Finn
4. Ilzetzki & Vegh
5. Lane
7. Woo
8. Stein et al.
10. Talvi & Vegh

Archive of SID

www.SID.ir

1960ـ2006، تأیید نمودند. اَرداناز و همکاران[1] (2010) و لوزانو[2] (2010) نیز به این نتیجه مهم دست یافتند که سیاست مالی، به‌ترتیب در آرژانتین، در دورهٔ زمانی 1900ـ2009، و در کلمبیا در دورهٔ زمانی 1960ـ2009، رفتاری موافق با ادوار تجاری داشته است.

با نگاهی اجمالی به مطالعات یادشده، می‌توان دریافت که سیاست مالی در کشورهای آمریکای لاتین و آفریقا، همواره رفتاری موافق و تقویت‌کننده ادوار تجاری و در کشورهای صنعتی و پیشرفته، معمولاً رفتار ضد ادواری یا مستقل از چرخه‌ها داشته است.

## 3. مبانی نظری

مبانی نظری تحقیق حاضر در دو بخش ارائه می‌شود: در بخش نخست، چارچوب نظری و ساختار الگوی مرتبط با ماهیت کینزی یا غیر کینزی سیاست مالی و در بخش دوم، مبانی نظری مربوط به حرکت ادواری سیاست مالی ارائه می‌شود.

### 3ـ1. ماهیت سیاست مالی: کینزی یا غیر کینزی؟

تحلیل تأثیر سیاست مالی بر مصرف خصوصی برای تشخیص ماهیت سیاست مالی، معمولاً با استفاده از دو دیدگاه انجام می‌گیرد: دیدگاه سنّتی کینزی‌ها و نظریه ادوار تجاری حقیقی نئوکلاسیک‌ها. از دیدگاه کینز، کاهش مخارج دولت (سیاست مالی انقباضی)، بر تقاضای خصوصی و تولید تأثیر منفی دارد و از آنجا که مصرف، بزرگ‌ترین جزء تقاضای کل است، بر مصرف خصوصی نیز تأثیر منفی می‌گذارد. اگر با افزایش مخارج دولتی و کاهش مالیات (سیاست مالی انبساطی)، مصرف خصوصی به دلیل افزایش درآمد قابل تصرف، زیاد شد، می‌توان گفت که سیاست مالی ماهیت کینزی داشته و در غیر این صورت ماهیت غیر کینزی خواهد داشت.

کینزی‌ها براساس تحلیل IS-LM بیان می‌کنند که افزایش در مخارج دولت، به‌طور مستقیم تقاضای کل را افزایش می‌دهد و باعث افزایش محصول و با توجه به مثبت بودن میل نهایی به مصرف، باعث زیاد شدن مصرف بخش خصوصی می‌گردد.[3] الگوهای ادوار ادوار تجاری حقیقی، پیشگویی‌های متفاوتی در این زمینه دارند. این الگوها، کاهش

1. Ardanaz et al. 6. Lozano

۳. تحلیل IS-LM در بسیاری از کتاب‌های اقتصاد کلان آمده است و در اینجا از ارائه آن خودداری شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف را پاسخ به افزایش مخارج دولت می‌دانند. گالی و همکاران[1] (2005)، علت تأثیر متفاوت مخارج دولتی بر مصرف خصوصی در این الگوها را براساس چگونگی رفتار مصرف‌کننده در هر یک از این الگوها توضیح می‌دهند.

فرض کنید اقتصاد، متشکل از خانوارهایی با رفتار ریکاردویی[2] و عمر نامحدود است که تصمیم‌های مصرفی آنان در هر زمان براساس قید بودجهٔ بین دوره‌ای صورت می‌گیرد. با فرض ثبات دیگر شرایط، افزایش مخارج دولتی، که از طریق مالیات‌های یکجا[3] تأمین مالی می‌شود، ارزش فعلی درآمدِ پس از کسر مالیات را کاهش می‌دهد و بنابراین، با ایجاد اثر منفی ثروت، باعث کاهش مصرف می‌شود. رفتار مصرف‌کنندگان در الگوی IS-LM کینزی‌ها، برعکس ادوار تجاری حقیقی، غیر ریکاردویی در نظر گرفته می‌شود (گالی و همکارانش، 2005، ص 1).

با توجه به اینکه هدف اصلی مقالهٔ حاضر، بررسی نقش سیاست مالی در تثبیت اقتصادی است، استفاده از الگویی که دربرگیرندهٔ تکانه‌های سیاست مالی باشد، کارایی

بیشتری [illegible] داده‌شده از سوی تاگالاکیس (2008) پایه‌گذاری شده که یک الگوی نئوکلاسیکی است.

فرض اساسی الگوی تاگالاکیس این است که دولت عمدتاً از طریق مالیات تأمین مالی می‌شود. اما به دلیل آنکه ایران، کشوری است که درصد بالایی از درآمدش را با صادرات نفت تأمین می‌کند و مسلماً نوسان‌های قیمت نفت، بر تصمیم‌های مالی دولت تأثیر می‌گذارند، تعدیلاتی در این الگو صورت گرفته است. این تعدیلات در قید بودجه و تابع دستمزد و سپس در تابع مصرف قابل مشاهده‌اند. از این‌رو، آنچه در ادامه آمده است، الگوی تعدیل‌یافته تاگالاکیس (2008) است که برای اقتصادهایی مانند اقتصاد ایران قابلیت کاربرد دارد.

یک الگوی دو دوره‌ای (1 و t=2) را در نظر بگیرید. فرض بر این است که اگر اقتصاد در دوره اول، در حالت رکود داشته باشد، در دوره دوم به رونق خواهد رسید و برعکس. احتمال گذار از دوره اول به دوم مساوی یک است. با فرض اینکه کل جمعیت مساوی یک است و رشدی ندارد ($L = \bar{L} = 1$)، می‌توان افراد را به دو گروه مختلف

1. Gali et al.

۲. خانوارهای با رفتار ریکاردویی (Ricardian Households)، خانوارهایی هستند که به دلیل دسترسی کامل به بازار سرمایه، قادر به قرض گرفتن و هموارسازی مسیر مصرف خود هستند.

3. lump-sum

Archive of SID

www.SID.ir

تقسیم کرد: کسری ($\lambda$) از آنها، افرادی با محدودیت نقدینگی هستند که توانایی قرض گرفتن ندارند و مصرف آنها تابع درآمد قابل تصرفشان است. این افراد را اصطلاحاً افراد نوع LC می‌نامیم. گروه دوم (کسر $1-\lambda$)، افرادی هستند که دسترسی کامل به بازارهای اعتباری با هر نرخ بهره r را داشته، توانایی پس‌انداز کردن و قرض گرفتن را دارند. این افراد را اصطلاحاً افراد نوع U می‌نامیم. در شرایط خوب اقتصادی[1] که پس‌انداز مثبت است، همه افراد – هر دو نوع – با انجام سرمایه‌گذاری، بازدهی معادل $1+r$ به دست می‌آورند. همچنین، برای سادگی، فرض می‌شود که نرخ ترجیح زمانی و نرخ بازدهی بازار مساوی هستند. این در حالی است که در شرایط بد اقتصادی فقط افراد نوع U می‌توانند قرض گرفته و در دوره بعد پرداخت کنند. همه افراد باعُرضه نیروی کار، دستمزد واقعی w را دریافت می‌کنند، و به دلیل رفتار موافق ادواری دستمزد واقعی، دستمزد آنان در شرایط خوب اقتصادی بیشتر از شرایط بد است. همه افراد، مطلوبیت انتظاری ذیل را حداکثر می‌کنند:

$$EU(C_1, C_2) \qquad (1)$$

که $C_1$ و $C_2$ مصرف دوره اول و دوم و E شرایط انتظاری شکل‌گرفته در دوره اول را نشان می‌دهد. تابع مطلوبیت از نوع فون نیومن – مورگنسترن[2] بوده و مالیات دریافتی از سوی دولت، از نوع مالیات یکجا[3] است. لید بود که بین دوره‌ای برای همه افراد و ثابت حرکت از شرایط خوب به بد و از شرایط بد به خوب صادق است. برای نمونه، در زمان حرکت از شرایط بد به خوب، فردی از نوع LC با قید بودجه زیر مواجه است:

$$\mu_1 S_1^{LC} = \mu_1 (W_1 - T_1 - C_1^{LC}) = 0$$
$$\mu_1 \geq 0 \qquad (2)$$

که $\mu_1$؛ محدودیت نقدینگی، $C_1^{LC}$ و $S_1^{LC}$؛ به‌ترتیب مصرف و پس‌انداز فرد LC در دوره اول، $W_1$ دستمزد وی و $T_1$ نیز میزان مالیات پرداختی در دوره اول است. در رابطهٔ شماره (2)، وقتی $\mu_1 = 0$ باشد، $S_1^{LC} \succ 0$ خواهد بود. یعنی اینکه در شرایط خوب، محدودیت نقدینگی مانعی برای افراد نیست و آنها توانایی پس‌انداز دارند. در صورتی که در شرایط بد، مایل به قرض گرفتن هستند، اما به دلیل وجود محدودیت نقدینگی، نمی‌توانند قرض بگیرند، یعنی $\mu_1 \succ 0$ و $S_1^{LC} = 0$.

۱. شرایط خوب و بد و نحوهٔ تعیین آنها در قسمت (3-1-1)، به‌تفصیل بیان شده است.

2. Von Neumann-Morgenstern utility function

3. lump-sum

Archive of SID

www.SID.ir

همچنین مصرف کل را می‌توان چنین نوشت:

$$C_t = \lambda C_t^{LC} + (1-\lambda) C_t^{U} \qquad (3)$$

فرض بر این است که دولت مقدار $G_t$ واحد از کالاهای تولیدشده از سوی بخش خصوصی را در دو دوره مصرف می‌کند. با در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی و واقعی در اقتصاد، می‌توان گفت که افزایش مخارج دولت، تأثیر مثبتی بر تقاضای نیروی کار و محصول خواهد داشت. محدودیت بودجهٔ دولت نیز چنین تعریف می‌شود:

$$G_1 + B_1 = T_1 \quad \text{دوره اول} \qquad (4)$$
$$G_2 = T_2 + (1+r)B_1 \quad \text{دوره دوم}$$

که $B_1$ ذخیره بدهی در پایان دورهٔ اول، r نرخ بهره و T، مالیات است.

از آنجا که قید بودجه در الگوهای نئوکلاسیک بر این اساس است که دولت عمدتاً از طریق مالیات تأمین مالی می‌گردد و این فرض بیشتر با اقتصاد کشورهای صنعتی و غیر وابسته به نفت، سازگار است، به منظور متناسب شدن قید بودجه یادشده با اقتصادهای نفتی مانند ایران، باید درآمد نفتی (E) را نیز به الگوی شمارهٔ (4) اضافه نمود:

$$G_1 + B_1 = T_1 + E_1 \quad \text{دوره اول} \qquad (5)$$
$$G_2 = T_2 + (1+r)B_1 + E_2 \quad \text{دوره دوم}$$

فرض بر این است که سیاست مالی به دنبال وقوع یک تکانهٔ بهره‌وری (که ممکن است اقتصاد را وارد شرایط رونق یا رکود کند)، اعمال گردد. اما مردم، قبل از تصمیم دولت دربارهٔ اعمال سیاست مالی، انتظارات خود را در مورد سیاست مالی شکل می‌دهند. بنابراین، دولت مخارج و مالیات خود را به صورت ذیل تنظیم می‌کند:

$$T_1 = \overline{T}_1 + \phi u_1^T + \varepsilon_1^T \qquad (6)$$
$$G_1 = \overline{G}_1 + \rho u_1^G + \varepsilon_1^G$$

هر یک از توابع موجود در رابطه (6) را می‌توان به دو جزء پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده تفکیک کرد؛ دو جزء اول این توابع یعنی:

$$E(T)_1 = \overline{T}_1 + \phi u_1^T \qquad (7)$$
$$E(G)_1 = \overline{G}_1 + \rho u_1^G$$

این دو جزء به واسطه آگاهی مردم از قوانین مالی کشور، قابل پیش‌بینی بوده، اما دو جملهٔ $\varepsilon_1^G$ و $\varepsilon_1^T$ $\varepsilon_1^T$، مؤلفه‌های غیر قابل پیش‌بینی سیاست مالی هستند. $T_1$ و $G_1$،

Archive of SID

www.SID.ir

به‌ترتیب مقادیر اولیهٔ مالیات و مخارج دولت هستند که با وقوع تکانه، تعدیل شده‌اند. $u_1^T$ و $u_1^G$ نیز مقادیر قابل پیش‌بینی تکانهٔ بهره‌وری هستند که میزان تـأثیر آنهـا بـر مالیـات و مخارج، به‌ترتیب با ضرایب $\phi$ و $\rho$ مشخص شده است. سیاست مالی در دورهٔ دوم نیـز شبیه به دورهٔ اول بوده، با اندیس 2 قابل شناسایی است.

با اعمال سیاست مالی، درآمد قابل تصرف افراد تغییر خواهد کرد. این تغییرات ناشی از تأثیر سیاست مالی بر دستمزد واقعی (w) و مالیات است. بر این اسـاس، درآمـد قابـل تصرف (Y) مربوط به دورهٔ اول را می‌توان چنین تعریف کرد:

$$Y_1 = a_1 w_1 - a_2 T_1 \qquad (8)$$

$$w_1 = b_1 G_1 + b_2 A_1 + b_3 \varphi_1 \qquad (9)$$

در روابط (8) و (9)، $b_1$ تأثیر مخارج دولتی بر دستمزد را نشان می‌دهد و ضریب $b_2$ نشان می‌دهد کـه تکانـهٔ بهـره‌وری $A_1$ مـی‌توانـد بـر دسـتمزد تـأثیر بگـذارد. در رابطـهٔ $\varphi_1 = \xi\varphi_0 + \upsilon_1$ که دیگر عوامل مؤثر بر مصرف، هستند. $\upsilon_1$ جزء تصـادفی اسـت و بـا تکانهٔ بهره‌وری و تکانه‌های سیاست مالی، غیر همبسته بوده و پیش‌بینی‌نشـده مـی‌باشـد. $\varphi_0$ ، نیز ارزش دیگر عوامـل مـؤثر بـر مصـرف در ابتـدای دوره و قبـل از وقـوع تکانـهٔ بهره‌وری را شامل می‌شود. با جایگذاری روابـط (6) و (7) در رابطـهٔ (8)، درآمـد قابـل تصرف نیز قابل تفکیک به دو جزء پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده خواهد شد. با حرکـت از شرایط خوب به بد، هر دو نوع افراد می‌توانند با پس‌انداز کردن، مصرف ملایمی داشته باشند. بنابراین، با داشتن یک تابع مطلوبیت درجه دوم می‌توان تغییـر در مصـرف هـر دو نوع افراد را معادل با ارزش فعلی تنزیل‌شده درآمد قابل تصرف دانست.[1] یعنی:

$$\Delta C_1 = \frac{\Delta Y_{1\varepsilon} + R\Delta Y_{2\varepsilon}}{1+R} \qquad (10)$$

که در آن $\Delta Y_{2\varepsilon}$ و $\Delta Y_{1\varepsilon}$ به‌ترتیب، تغییرات پیش‌بینی‌نشده در درآمد قابل تصرف دورهٔ اول و دوم و R نرخ تنزیل است. رابطهٔ یادشده در مورد تغییـر مصـرف افـراد از نـوع U، حتی در موقع حرکت از شرایط بد به خوب نیز صدق می‌کند، اما تغییر در مصرف افـراد نوع LC، که در شرایط بد با محدودیت نقدینگی مواجه هستند، فقط تابعی از تغییر درآمد (شامل تغییرات پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده درآمد) دورهٔ اول است، یعنی:

$$\Delta C_1 = \Delta Y_{1\varepsilon} + \Delta Y_a \qquad (11)$$

۱. برای آگاهی از جزئیات بیشتر ر.ک: تاگالاکیس (2008).

Archive of SID

www.SID.ir

در رابطه (11)، $\Delta Y_a$ تغییرات پیش‌بینی‌شده در درآمد را نشان می‌دهد.

با توجه به روابط (10) و (11) معادله‌ای از مصرف باید برآورد شود که شامل مؤلفه‌های پیش‌بینی‌نشده (تکانه‌های سیاست مالی $\varepsilon_1^G$ و $\varepsilon_1^T$) و مؤلفهٔ پیش‌بینی‌شده (تأثیرات پیش‌بینی‌شده سیاست مالی بر درآمد قابل تصرف، یعنی، $\Delta\tilde{Y}_a$) باشد. بنابراین، رابطه ذیل را می‌توان در نظر گرفت:

(12)

$$\Delta C_t = \alpha_1(1-D_1)\varepsilon_1^G + \alpha_2(1-D_1)\varepsilon_1^T + \alpha_3 D_1\varepsilon_1^G + \alpha_4 D_1\varepsilon_1^T + \alpha_5\Delta\tilde{Y}_a + \upsilon_1$$

در این رابطه، $D_1$ متغیر مجازی است که در شرایط بد مقدار یک و در شرایط خوب مقدار صفر می‌گیرد. $\varepsilon_1^G$ تکانهٔ مخارج بوده و $\alpha_1$ تأثیر آن بر مصرف در شرایط خوب و $\alpha_3$ تأثیر آن در شرایط بد را نشان می‌دهد. $\varepsilon_1^T$ نیز تکانهٔ مالیات است که $\alpha_4$ و $\alpha_2$ تأثیر آن را در شرایط (به‌ترتیب) بد و خوب نشان می‌دهد. ضرایب متغیرهای مالی در شرایط خوب و بد دربرگیرندهٔ اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی افراد نوع U و LC است. ضریب $\alpha_5$ نیز نشان‌دهندهٔ تأثیر تغییرات پیش‌بینی‌شده درآمد قابل تصرف بر مصرف خصوصی را نشان می‌دهد که به دلیل محدودیت‌های نقدینگی به وجود آمده‌اند.

بیان این نکته ضرورت دارد که هر اقتصادی علاوه بر تکانه بهره‌وری، همواره در معرض تکانه‌های مختلف دیگری نیز قرار دارد.[1] در کشور نفت‌خیزی چون ایران نیز، به

باعث نتایج غیر واقعی در الگو خواهد شد. بنابراین، تکانهٔ نفتی نیز، علاوه بر تکانهٔ بهره‌وری، وارد الگو می‌شود. عکس‌العمل سیاست مالی در قبال تکانهٔ بهره‌وری، سبب تغییراتی در دستمزد افراد می‌شد و سپس بر درآمد قابل تصرف اثر می‌گذاشت. اما اثرات وقوع یک تکانهٔ نفتی در این الگو را می‌توان از دو طریق مشاهده کرد؛ نخست اینکه، دولت به دنبال وقوع تکانهٔ نفتی، مانند تکانهٔ بهره‌وری، با اعمال سیاست مالی، عکس‌العمل نشان می‌دهد که بر دستمزد افراد تأثیر خواهد گذاشت. این تأثیر را می‌توان در جملهٔ

۱. در هر اقتصادی، عواملی چون جنگ، آشوب و بلایای طبیعی، باعث افزایش ناگهانی تقاضای مردم برای کالاهای عمومی و درنتیجه، تکانه مخارج دولتی می‌شود. لنسینگ (1998) تغییرات تقاضا برای کالاهای عمومی را که به دنبال جنگ، آشوب و بلایای طبیعی اتفاق می‌افتد، تحت عنوان تکانه ترجیحات (preference shock) معرفی نموده است. بنابراین، می‌توان با بسط الگوی تاگالاکیس، به تکانه ترجیحات نیز به عنوان عاملی توجه کرد که باعث وقوع تکانه مخارج دولتی می‌شود. این تکانه با تأثیر بر مخارج دولتی، طبق رابطه (9)، دستمزد و سپس براساس رابطه (8)، درآمد قابل تصرف را متأثر می‌سازد و درنهایت می‌تواند بر تغییرات مصرف خصوصی به‌طور غیر مستقیم، اثرگذار باشد. همچنین به دلیل آنکه تکانه ترجیحات از عوامل ایجادکننده تکانه مخارج دولتی است، می‌توان مستقیماً از آن به جای متغیر تکانه مخارج دولتی در رابطه (12) استفاده نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

$\varphi_1 = \xi\varphi_0 + \upsilon_1$ مشاهده کرد. اما تکانهٔ نفتی به‌طور مستقیم نیز بر دستمزد افراد و درنتیجه بر درآمد قابل تصرف آنها تأثیر می‌گذارد. براساس پدیدهٔ بیماری هلندی، چنانچه اقتصاد با افزایش ناگهانی در قیمت صادراتی کالاهای اولیه همانند نفت خام روبه‌رو شود، این امر باعث افزایش درآمد و سپس افزایش تقاضای داخلی و درنتیجه افزایش مصرف می‌انجامد. بنابراین می‌توان تکانهٔ قیمتی نفت ($\Delta OP_t$)[1] را نیز به رابطه (12) اضافه نموده و آن را به شکل ذیل بازنویسی نمود:

(13)

$$\Delta C_t = \alpha_1(1-D_1)\varepsilon_1^G + \alpha_2(1-D_1)\varepsilon_1^T + \alpha_3 D_1\varepsilon_1^G + \alpha_4 D_1\varepsilon_1^T + \alpha_5\Delta\tilde{Y}_a + \alpha_6\Delta OP_t + \upsilon_1$$

در رابطهٔ یادشده، $\alpha_6$، ضریبی است که تأثیر تکانهٔ قیمتی نفت بر مصرف بخش خصوصی را نشان می‌دهد.

برای برآورد معادله (13) نخست یک متغیر تقریبی به جای $\Delta\tilde{Y}_a$ باید ساخته شود؛ و همچنین تکانه‌های مالی $\varepsilon_1^G$ و $\varepsilon_1^T$ به وسیلهٔ یک رگرسیون کمکی به دست آید و سپس $\Delta C_1$ بر آنها رگرس شود.

با توجه به درون‌زا بودن تغییرات درآمد جاری نسبت به متغیرهای مالی، به منظور ساخت متغیر تقریبی $\Delta\tilde{Y}_a$، فقط از متغیرهای با وقفه استفاده شده است. بدین ترتیب، پس از برآورد رگرسیون درآمد قابل تصرف بر مقادیر با وقفهٔ درآمد قابل تصرف؛ مالیات، مخارج دولتی و مصرف خصوصی همانند رابطهٔ شمارهٔ (14)، مقدار برازش‌شده[2] درآمد قابل تصرف به عنوان تغییرات پیش‌بینی‌شدهٔ آن در نظر گرفته شده است (تاگالاکیس، 2008، ص1492، 1502-1506):

(14)

$$\Delta\tilde{Y}_a = \Delta Y_{t-1} + \Delta Y_{t-2} + \Delta Y_{t-3} + \Delta T_{t-1} + \Delta T_{t-2} + \Delta G_{t-1} + \Delta G_{t-2} + \Delta C_{t-2}$$

همچنین تکانه‌های مالی به وسیله برآورد معادلات شمارهٔ (15) و با محاسبهٔ جمله‌های پسماند معادلات محاسبه می‌شود (پروتی، 1999، ص19).

(15)

---

۱. با توجه به اینکه قیمت نفت به صورت برون‌زا تغییر می‌کند؛ بنابراین، می‌توان از تغییرهای قیمت نفت به عنوان تکانه نفتی استفاده کرد.

2. fitted falues

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta G_t = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}\Delta G_{t-1} + \alpha_{1,2}\Delta T_{t-1} + \alpha_{1,3}\Delta GDP_{t-1} + \varepsilon_t^G$$
$$\Delta T_t = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}\Delta G_{t-1} + \alpha_{2,2}\Delta T_{t-1} + \alpha_{2,3}\Delta GDP_{t-1} + \varepsilon_t^T$$
$$\Delta GDP_t = \alpha_{3,0} + \alpha_{3,1}\Delta G_{t-1} + \alpha_{3,2}\Delta T_{t-1} + \alpha_{3,3}\Delta GDP_{t-1} + \alpha_{3,4}\Delta GDP_{t-2} + \varepsilon_t^{GDP}$$

در رابطه‌های یادشده، $\Delta GDP_t$ و $\Delta T_t$ و $\Delta G_t$، به‌ترتیب تغییرات تولید ناخالص داخلی، مالیات و مخارج دولتی هستند. بعد از محاسبهٔ تغییرات قابل پیش‌بینی درآمد قابل تصرف از رابطه (14) و همچنین محاسبهٔ تکانه‌های مخارج دولتی و مالیات از روابط (15)، معادله (13)، را می‌توان برآورد کرد. چنانچه ضریب تکانهٔ مخارج دولتی در شرایط خوب و بد، مثبت و ضرایب تکانهٔ مالیات در شرایط خوب و بد، منفی به دست آید، ماهیت سیاست مالی، کینزی بوده و در غیر این صورت، غیر کینزی خواهد بود.

### 3ـ1ـ1. تعریف شرایط خوب و بد

محققان مختلف، معیارهای متفاوتی برای تشخیص شرایط خوب و بد یا رونق و رکود ارائه کرده‌اند. گیوین و پروتی[1] (1997)، دوره‌هایی را که در آنها نرخ رشد اقتصادی کمتر از تفاضل نرخ رشد متوسط و انحراف استاندارد سری‌های زمانی نرخ رشد هستند، دوره‌های رکود یا شرایط بد می‌نامند. پروتی[2] (1999) نیز، شرایط بد را مقارن با زمان بالا بودن نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌داند. از نظر کامینسکی[3] (2004)، شرایط خوب، شرایطی است که در آن، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بالاتر از نرخ رشد میانگین و شرایط بد، شرایطی است که در آن، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کمتر از نرخ رشد میانگین باشد. تاگالاکیس (2008) از مؤلفه ادواری نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی استفاده کرده که از طریق فیلتر هادریک ـ پروسکات (HP) استخراج می‌شود. بر این اساس، هر گاه مؤلفه ادواری منفی باشد، متغیر مجازی مقدار «یک» (زمان بد) و در غیر این صورت مقدار «صفر» می‌گیرد. این محقق همچنین از مؤلفه ادواری نرخ بیکاری (استخراج‌شده از طریق فیلتر هادریک ـ پروسکات) برای تعیین زمان بد، بهره گرفته است. اگر مؤلفه ادواری نرخ بیکاری، مثبت باشد، متغیر مجازی مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. کارمیگنانی[4] (2010)، به

1. Gavin & Perotti
2. Perotti
3. Kaminsky
4. Carmignani

Archive of SID

www.SID.ir

منظور استفاده از متغیر مجازی، از واژه زمان‌های عادی و غیر عادی مالی به جای شرایط خوب و بد استفاده نموده است. وی میزان انحراف استاندارد از میانگین تغییر بودجه متوازن را محاسبه نموده و از آن به عنوان آستانه‌ای برای مجزا کردن زمان‌های عادی از غیر عادی بهره گرفته است. طبق تعریف وی، در زمان‌هایی که تغییرات بودجه متوازن بیشتر از آستانه باشد، زمان غیر عادی مالی است و متغیر مجازی مقدار یک می‌گیرد؛ و در غیر این صورت، زمان عادی است و متغیر مجازی برابر با صفر می‌شود.

**3-2. رفتار ادواری سیاست مالی: موافق ادواری یا ضد ادواری؟**

سیاستگذاران در طول ادوار تجاری، باید کدام سیاست مالی را اعمال کنند؛ سیاست مالی هم‌جهت و موافق ادوار تجاری را یا سیاست مالی ضد ادواری را؟ براساس الگوهای استاندارد کینزی، سیاست مالی باید ضد ادواری باشد، بدین معنی که در شرایط بد و رکود، دولت باید مخارجش را افزایش و مالیات‌ها را کاهش دهد تا اقتصاد را برای رهایی از رکود کمک کند. این در حالی است که بر مبنای الگوی هموارسازی مالیات[1] بارو، سیاست مالی، فقط باید در برابر تغییرات پیش‌بینی‌نشده، که بر محدودیت بودجه دولت تأثیر می‌گذارند، پاسخگو باشد. بنابراین، اگر سیاستگذاران نظریه کینز را دنبال کنند، باید در طول ادوار تجاری یک همبستگی مثبت میان مالیات و محصول و یک همبستگی منفی میان مخارج دولت و محصول را مشاهده کنند. در صورتی که اگر سیاستگذاران، از نظریه بارو پیروی کنند، این همبستگی اساساً صفر خواهد بود (تالوی و وِق، 2000، ص 1 و 2).

براساس نظریهٔ هموارسازی مالیات بارو (1974)، برای یک مسیر مشخص مخارج دولتی، نرخ‌های مالیات باید در طول ادوار تجاری ثابت نگه داشته شوند و مازاد بودجه باید به صورت هم‌جهت ادواری حرکت نماید (لین،[2] 2003، ص 2663).

استین[3] (1999)، با ارائه بیان واضح‌تری از نظریهٔ سنتی نئوکلاسیک‌ها در این‌باره می‌گوید: براساس این نظریه، برنامه‌ریزی مخارج دولتی و نرخ‌های مالیات باید براساس ملاحظات بلندمدت تنظیم شود و نباید در برابر حرکات ادوار تجاری پاسخگو باشد. به سخن دیگر، سیاست مالی نباید با هدف مدیریت تقاضا به کار رود. در طی دورهٔ رونق

1. tax-smoothing
2. Lane
3. Stein

Archive of SID

www.SID.ir

که فعالیت‌های اقتصادی و نرخ‌های مالیات هر دو بالاست، مـازاد بودجـه بهبـود یافتـه و بدهی باید کم شود و هنگام رکود که فعالیت‌های اقتصادی و مالیـات جمـع‌شـده، نـاچیز است، باید مازاد بودجه کاهش یافته، هر گونه کسری از طریق بدهی تأمین مالی گردد. به سخن دیگر، ذخیرهٔ بدهی باید بـه عنـوان یـک ذخیـرهٔ اتکـایی بـه منظـور جلـوگیری از تغییرات غیر کارای مخارج دولتی و نرخ‌های مالیات عمل کند. ایـن در حـالی اسـت کـه براساس نظریهٔ استاندارد کینزی، دولت باید در طول دوران رکـود، مخـارج را افـزایش و نرخ مالیات را کاهش دهد تا بتواند با تحریـک تقاضـای کـل، از نوسـان‌هـای اقتصـادی بکاهد. همچنین در دوران رونق برعکس عمل کرده و سیاست‌های انقباضی اعمال کند.

جهت حرکت ادواری سیاست مالی، معمولاً به دو روش تعیین می‌شود:

**الف)** گروهی از محققان، نرخ رشد مخارج مصرفی دولت (به عنوان شاخص حرکت ادواری سیاست مالی)[1] و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (به عنوان شاخص ادوار تجاری) را در نظر گرفته و با برآورد ضریب همبستگی میـان ایـن دو متغیـر یـا ضـریب همبستگی بین داده‌های روندزدایی‌شده آنهـا،[2] جهـت حرکـت ادواری سیاسـت مـالی را تعیین نموده‌اند. بدین صورت که اگر ضریب همبستگی میان این دو متغیر مثبت، منفی یا نزدیک به صفر باشد، رفتار سیاست مالی، به‌ترتیب موافق ادواری، ضد ادواری و مسـتقل از چرخه‌ها خواهد بود. افرادی مانند استین (1999)، تالوی و وِق (2000)، کامینسکی[3] (2004) و کارمیگنانی[4] (2010)، از این دسته هستند.

همبستگی میان نرخ‌های رشد مطابق با دیدگاه ادوار کلاسیکی[5] اسـت، در حـالی کـه همبستگی بین داده‌های روندزدایی‌شده، براساس دیدگاه چرخهٔ انحراف از مسیر[6] اسـت. در دیدگاه کلاسیکی ادوار تجاری، رکود اقتصادی، زمانی است که سطح محصول کاهش می‌یابد و رونق اقتصادی، زمانی است که افزایش در سطح محصـول مشـاهده شـود. امـا براساس دیدگاه چرخهٔ انحراف از مسیر، رکود اقتصادی، همزمان با کاهش مقـدار مؤلفـه ادواری محصول و رونق اقتصادی، همزمان با افزایش مقدار مؤلفهٔ ادواری محصول است (کارمینگانی، 2010، ص259).

---

۱. البته نرخ‌های مالیات نیز می‌تواند به عنوان شاخص دیگری از حرکت ادواری سیاست مـالی بـه کـار رود، امـا معمـولاً داده‌های منظمی از این متغیر موجود نیست.

۲. هرچنـد روش‌هـای متعـددی بـرای رونـدزدایی متغیرهـا وجـود دارد؛ امـا در بیشـتر مطالعـات موجـود، از فیلتـر هادریک ـ پرسکات (HP) استفاده شده است. برای مطالعه بیشتر این روش‌ها ر.ک: صمدی (1388).

3. Kaminsly

4. Carmignani

5. classical cycle

2. deviation cycle

Archive of SID

www.SID.ir

ب) اما گروهی دیگر از محققان مانند لین (2003)، الزینا و تابلینی[1] (2005)، ترنتن[2] (2008)، وو[3] (2009)، نرخ رشد مخارج مصرفی دولت را بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی ـ (مانند رابطه (16)) ـ رگرس نموده و سپس ضریب $\beta$ را برآورد نموده‌اند.

$$\Delta \log G_t^c = \alpha + \beta \Delta \log GDP_t + \varepsilon_t \qquad (16)$$

مقدار مثبت و معنادار ضریب $\beta$، نشان‌دهندهٔ حرکت موافق ادواری سیاست مالی و مقدار منفی و معنادار آن بیانگر حرکت ضد ادواری سیاست مالی خواهد بود (وو، 2009، ص11). در صورتی که ضریب $\beta$ بی‌معنی یا نزدیک به صفر باشد، سیاست مالی مستقل از چرخه‌ها خواهد بود. از داده‌های روندزدایی‌شدهٔ نرخ رشد مخارج مصرفی دولت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی نیز می‌توان برای برآورد رابطه (16)، استفاده کرد.

## 4. یافته‌های تجربی پژوهش

### 4-1. برآورد تابع مصرف خصوصی به منظور بررسی ماهیت سیاست مالی در ایران

بررسی‌ها نشان می‌دهند که محققان به منظور مطالعهٔ ماهیت کینزی یا غیر کینزی سیاست مالی معمولاً به دو شیوه عمل می‌کنند: گروهی از آنان مانند فاتاس و میهوف[4] (2001)، گالی و همکاران[5] (2005)، جیوردانو و همکاران[6] (2007)، اسکلرک[7] (2007) و تاگالاکیس[8] (2008) به پیروی از پروتی[9] (1999)، از الگوی نئوکلاسیک‌ها استفاده کرده و به بررسی تأثیر تکانه‌های سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی پرداخته‌اند. گروه دوم، محققانی چون جلم[10] (2002)، ارل و گارتسن[11] (2003)، جانسون[12] (2004) و کارمیگنانی[13] (2010)، تابع مصرف استفاده شد از سوی گیوازی و پاگانو[14] (1996) را مبنای کار خود قرار داده و به برآورد آن اقدام نموده‌اند.[15]

در مقالهٔ حاضر، الگوی مطرح‌شده از سوی تاگالاکیس (2008)، با اعمال تعدیلاتی

1. Alesina & Tabellini
2. Jonsson
3. Woo
4. Giavazzi and Pagano
4. Thornton
5. Gali et al.
6. Fatas & Mihov
7. Schclarek
8. Giordano et al.
9. Perotti
10. Tagkalakis
11. Aarle & Garretsen
12. Hjelm
13. Carmignani

۱۵. گیوازی و پاگانو با استفاده از یک رگرسیون ساده، تأثیر متغیرهای مالی را بر مصرف خصوصی در شرایط عادی و غیر عادی برآورد نموده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

که با ورود تکانهٔ قیمتی نفت صورت گرفته، برآورد شده است. بدین ترتیب، تابع مصرف خصوصی ایران (رابطه شمارهٔ 13)، در فاصلهٔ[1] 1353ـ1386 و به روش حداقل مربعات مربعات معمولی OLS برآورد شده است.[2] مراحل برآورد الگو به شرح ذیل است:

نخستین گام برای برآوردِ تابعِ مصرف خصوصی معرفی‌شده در الگوی تعدیل‌یافته تاگالاکیس، تعیین شرایط خوب و بد اقتصادی است. یکی از معیارهای تعیین این شرایط، استفاده از مؤلفهٔ ادواری نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است که به منظور استخراج آن، از فیلتر هادریک ـ پرسکات استفاده شده است. بدین صورت که در مواقعی که این مؤلفه مثبت بود، شرایط خوب و متغیر مجازی الگو یعنی $D_1$ مقدار صفر گرفته است و هر گاه این مؤلفه منفی بود، شرایط بد در نظر گرفته شده و متغیر مجازی $D_1$ مقدار یک گرفته است. یک‌بار نیز شرایط خوب و بد با توجه به میانگین نرخ رشد و نیز شرایط خوب و بد با توجه به معیار گیوین و پرتی[3] (1997) تعیین شده است. اما به دلیل تطابق بیشتر معیار اول با وقایع ایران، برای محاسبه متغیر مجازی از این روش استفاده شده است.

با برآورد رابطهٔ (14) به روش OLS، تغییرات قابل پیش‌بینی درآمد قابل تصرف،[4] یعنی $\Delta\tilde{Y}_a$ را می‌توان محاسبه کرد. تکانه مخارج دولتی در شرایط خوب نیز از حاصل‌ضرب $(1-D_1)$ در جمله پسماند به‌دست‌آمده از برآورد معادلهٔ اول در رابطهٔ (15) و تکانهٔ مخارج دولتی در شرایط بد نیز از ضرب $(D_1)$ در آن به دست می‌آید. تکانهٔ مالیات در شرایط خوب و بد نیز به همان ترتیب یادشده، اما با ضرب جملهٔ پسماند به‌دست‌آمده از برآورد معادلهٔ دوم در رابطهٔ (15)، محاسبه می‌شود. از تغییرات قیمت نفت نیز به عنوان تکانهٔ نفتی استفاده شده است.[5] بنابراین، می‌توان متغیرهای استفاده‌شده در همه برآوردها را به صورت ذیل بیان نمود:

$(1-D_1)\varepsilon_1^G$: تکانهٔ مخارج مصرفی دولت در شرایط خوب؛

$D_1\varepsilon_1^G$: تکانهٔ مخارج مصرفی دولت در شرایط بد؛

$(1-D_1)\varepsilon_1^T$: تکانهٔ مالیات در شرایط خوب؛

---

۱. انتخاب دوره مورد مطالعه به دلیل محدودیت آماری درآمد خانوار و قیمت نفت بوده است.

۲. از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی ماکروفیت 4 و ایویوز 7، برای برآورد توابع، بهره گرفته شده است.

3. Gavin & Perotti

۴. به دلیل محدودیت آماری درآمد قابل تصرف، از درآمد خانوار و بار دیگر از تفاضل درآمد ملی و درآمدهای دولت به جای درآمد قابل تصرف استفاده شده است و از آنجا که نتایج تفاوت زیادی با هم نداشته‌اند، تنها نتایجِ برآورد الگو با درآمد خانوار گزارش شده است.

۵. داده‌های قیمت نفت از سایت U. S. Energy information Adminstration و سایر داده‌های اولیه از بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

$D_1\varepsilon_1^T$: تکانهٔ مالیات در شرایط بد؛

$\Delta OP_t$: تکانهٔ قیمتی نفتی؛

$\Delta GDP_t$: تغییرهای تولید ناخالص داخلی؛

$\Delta T_t$: تغییرهای درآمد مالیاتی؛

$\Delta G_t$: تغییرهای مخارج دولتی؛

$\Delta \tilde{Y}_a$: تغییرهای پیش‌بینی‌شده درآمد قابل تصرف؛

$\Delta C_t$: تغییرهای مصرف خصوصی.

قبل از برآورد الگو، به منظور پرهیز از رگرسیون کاذب، مانایی یا نامانایی متغیرهای استفاده‌شده در رابطه‌های (13)، (14) و (15)، با استفاده از آزمون «دیکی فولر» و «دیکی فولرِ تعدیل‌شده»، مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آنها در جدول شمارهٔ 2 آورده شده است. این نتایج نشان می‌دهند که همه متغیرها در سطح مانا هستند؛ بنابراین، می‌توان با اطمینان از روش OLS استفاده کرد.

**جدول 2: نتایج آزمون دیکی فولر (DE) و دیکی فولر تعدیل‌شده (ADF)**
**(منبع: یافته‌های تحقیق)**

| نام متغیر | آماره آزمون | | | | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|---|
| | دیکی فولر (DF) | | دیکی فولر افزوده (ADF) | | |
| | با روند | با روند و عرض از مبدأ | با روند | با روند و عرض از مبدأ | |
| $(1-D_1)\varepsilon_1^G$ | 40/94 | 39/85 | 39/39 | 38/25 | I(0) |
| $D_1\varepsilon_1^G$ | 43/95 | 43/01 | 42/50 | 41/72 | I(0) |
| $(1-D_1)\varepsilon_1^T$ | 20/88 | 19/29 | 19/40 | 17/76 | I(0) |
| $D_1\varepsilon_1^T$ | 12/17 | 11/10 | 10/61 | 9/62 | I(0) |
| $\Delta OP_t$ | -129/9 | -130/3 | -130/7 | -131/4 | I(0) |
| $\Delta GDP_t$ | -375/7 | -375/6 | -377/4 | -377/4 | I(0) |
| $\Delta T_t$ | 19/06 | 17/51 | 17/45 | 15/9 | I(0) |
| $\Delta G_t$ | -334/2 | -334/3 | -334/9 | -334/6 | I(0) |
| $\Delta C_t$ | -351/8 | -352/24 | -352/96 | 353/5 | I(0) |

Archive of SID

www.SID.ir

| نتیجه آزمون | آماره آزمون | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | دیکی فولر افزوده (ADF) | | دیکی فولر (DF) | | |
| | با روند و عرض از مبدأ | با روند | با روند و عرض از مبدأ | با روند | نام متغیر |
| I(0) | ـ420/32 | ـ420/04 | ـ418/6 | ـ418/72 | $\Delta\widetilde{Y}_a$ |

یادداشت: مقادیر بحرانی در سطح 5 درصد با روند 2/9ـ و با روند و عرض از مبدأ 3/5ـ است.

نتایج برآوردِ تابع مصرف خصوصی (13) در جدول شمارهٔ 3 ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهند که از میان متغیرهای توضیحی، تکانهٔ مخارج دولتی در شرایط خوب و بد، تغییرات قابل پیش‌بینی درآمد قابل تصرف، تکانهٔ قیمتی نفت با دو وقفه در سطح اطمینان 95 درصد معنادار و بر مصرف خصوصی تأثیر مثبت دارند. این در حالی است که عرض از مبدأ و ضریب تکانهٔ مالیات در شرایط خوب و بد، طی دورهٔ مورد بررسی معنادار نبوده‌اند.[1]

نتایج به‌وضوح نشان می‌دهند که سیاست مالی در ایران طی سال‌های 1353ـ1386، ماهیت کینزی داشته است؛ زیرا تکانهٔ مخارج دولتی در شرایط خوب و بد اقتصادی، باعث افزایش مصرف خصوصی شده است. همچنین با توجه به نتایج جدول شمارهٔ 3 می‌توان استنباط کرد که تنها ابزار تأثیرگذار دولت، مخارج دولتی است و تکانهٔ مالیات به دلیل سهم کم مالیات در اقتصاد ایران، تأثیر معناداری (چه در دوران رکود و چه در دوران رونق)، بر مصرف خصوصی افراد نداشته است.

افزایش مصرف خصوصی به دنبال افزایش قابل پیش‌بینی درآمد قابل تصرف نیز با نظریهٔ مصرف کینز مطابقت دارد. اما تکانهٔ قیمتی نفت با دو وقفه بر مصرف خصوصی تأثیر گذاشته است. به سخن دیگر، درآمدی که با ایجاد تکانهٔ مثبت نفتی وارد خزانهٔ

سبب افزایش مخارج دولت شده[2] و مصرف خصوصی را زیاد خواهد کرد.

**جدول 3: نتایج برآورد معادلهٔ شمارهٔ (13) به روش OLS**

۱. نتایج برآورد تابع مصرف بدون تکانه نفتی، ضریب تعیین کمتری داشته است که از مطالب نظری حمایت می‌کند.
۲. افزایش مخارج دولتی به دنبال افزایش درآمد دولت از سوی برخی مطالعات تأیید شده است. نگین (1381)، درآمد نفتی را علت افزایش مخارج دولتی می‌داند. صمدی و تابنده (1386)، نیز معتقدند در کوتاه‌مدت حداقل یک رابطه یک‌طرفه از سوی درآمدهای دولت به مخارج دولت وجود دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

**(منبع: یافته‌های تحقیق)**

| متغیر وابسته $\Delta C_t$ | | | |
|---|---|---|---|
| متغیرهای توضیحی | ضریب | انحراف معیار | [سطح معناداری] آماره t |
| $(1-D_1)\varepsilon_1^G$ | 85077/3 | 28505/9 | 3/21[0/004] |
| $D_1\varepsilon_1^G$ | 34632/4 | 14325/2 | 2/34[0/028] |
| $(1-D_1)\varepsilon_1^T$ | 10795/7 | 7738/1 | 1/39[0/178] |
| $D_1\varepsilon_1^T$ | 4042/9 | 6510/3 | 0/62[0/541] |
| $\Delta OP_t(-2)$ | 297/03 | 141/53 | 2/17[0/041] |
| $\Delta\tilde{Y}_a$ | 0/001 | 0/36 | 4/30[0/00] |
| عرض از مبدأ | 644/09 | 1172/2 | 0/54[0/588] |
| آزمون‌های تشخیصی | $R^2$=0/78 و DW=2/18 و F(7و21)=10/70 [0/000] | | |

نتایج برخی آزمون‌های تشخیصی ارائه‌شده در جدول شمارهٔ 4، استحکام نتایج ارائه‌شده در جدول شمارهٔ 3 را نشان می‌دهند.

**جدول 4: نتایج برخی از آزمون‌های تشخیصی**

**(منبع: یافته‌های تحقیق)**

| آزمون | LM version statitics | F version statistics |
|---|---|---|
| خودهمبستگی سریالی (serial correlation) | =0/1667[0/683] CHSQ(1) | F(1و20)=0/115[0/737] |
| شکل تابعی (functional form) | =0/013[0/909] CHSQ(1) | F(1و20)=0/009[0/925] |
| نرمال بودن (normality) | =0/610[0/737] CHSQ(2) | غیر قابل کاربرد |
| واریانس ناهمسانی (heteroscedasticity) | =0/264[0/607] CHSQ(1) | F(1و27)=0/248[0/622] |

۴- تعیین جهت حرکت ادواری سیاست مالی

جهت حرکت ادواری سیاست مالی به دو روش قابل تعیین است:

الف) برآورد ضریب همبستگی r؛

ب) برآورد ضریب $\beta$ در رابطهٔ (16).

Archive of SID

www.SID.ir

در هر یک از دو روش یادشده، ضرایب مورد نظر در چهار حالت برآورد شده‌اند. متغیرهای استفاده‌شده در هر یک عبارت‌اند از:

1. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی ($\Delta \log GDP_t$) و نرخ رشد مخارج مصرفی دولت ($\Delta \log G_t^c$)؛

2. داده‌های روندزدایی‌شده دو متغیر یادشده با استفاده از فیلتر هادریک ـ پرسکات؛

3. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در زمان t، یعنی ($\Delta \log GDP_t$) و نرخ رشد مخارج مصرفی دولت در زمان t+1، یعنی ($\Delta \log G_{t+1}^c$)؛ زیرا ممکن است سیاستگذاران به‌سرعت متوجه تغییر در ادوار تجاری نشوند، یا اینکه تغییر سیاست مالی به زمان نیاز داشته باشد؛

4. داده‌های روندزدایی‌شده دو متغیر یادشده با استفاده از فیلتر هادریک ـ پرسکات.

نتایج برآورد رابطهٔ (16) و همچنین ضریب همبستگی میان متغیرهای مورد نظر در جدول شمارهٔ 5 ارائه شده‌اند. این نتایج نشان می‌دهند، ضریب $\beta$ در همه حالت‌ها مثبت و در سطح اطمینان 99 درصد معنادار برآورد شده است. این نتایج بیانگر موافق ادواری بودن سیاست مالی است. همچنین این نتایج نشان می‌دهند که ضریب همبستگی r بین دو متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ رشد مخارج مصرفی دولتی در همه موارد، مثبت است و می‌توان نتیجه گرفت که سیاست مالی، رفتار موافق ادواری داشته است.

همچنین نتایج جدول شماره 5، نشان می‌دهند که ضریب همبستگی میان شاخص ادوار تجاری و شاخص سیاست مالی در زمان t بزرگ‌تر از حالتی است که شاخص سیاست مالی در زمان t+1 است. این نتیجه نشان می‌دهد که در زمان t، سیاستگذاران، اطلاعات آماری کافی جهت آگاهی از نوع ادوار تجاری نداشته‌اند، اما در زمان t+1، با داشتن اطلاعات آماری بیشتر، قادر هستند تا وضعیت ادوار تجاری را مشاهده و سیاست مالی را مطابق با آن تعدیل کنند (کارمیگنانی، 2010، ص259).

به‌طور کلی، با مقایسه نتایج دو روش، می‌توان رابطه مثبت شاخص ادوار تجاری و شاخص سیاست مالی را پذیرفت. از این‌رو، می‌توان گفت که در دوره مورد بررسی، سیاست مالی در ایران همواره موافق ادوار تجاری (در دوران رونق، سیاست مالی انبساطی و در دوران رکود، سیاست مالی انقباضی) اِعمال شده است.

**جدول 5: نتایج برآورد ضریب همبستگی r و ضریب $\beta$**

Archive of SID

www.SID.ir

(منبع: یافته‌های تحقیق)

| حالت | متغیرها | ضریب β | r | $R^2$ | DW | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | $\Delta \log G_t^c$ و $\Delta \log GDP_t$ | +1/06 | 0/77 | 0/6 | 1/6 | 0/000 |
| 2 | $\Delta \log GDP_t$ مؤلفه‌های ادواری و $\Delta \log G_t^c$ | +0/88 | 0/70 | 0/5 | 2/2 | 0/000 |
| 3 | $\Delta \log G_{t+1}^c$ و $\Delta \log GDP_t$ | +0/5 | 0/4 | 0/16 | 1/94 | 0/01 |
| 4 | $\Delta \log GDP_t$ مؤلفه‌های ادواری و $\Delta \log G_{t+1}^c$ | +0/16 | 0/12 | /0160 | 2/1 | 0/45 |

تلاش‌های بسیاری از سوی اقتصاددانان برای توجیه پدیده موافق ادواری بودن سیاست مالی صورت گرفته است. گیوین و پرتی[1] (1997) محدویت‌های دسترسی به بازارهای بین‌المللی سرمایه را دلیل حرکت موافق ادواری سیاست مالی می‌دانند. در شرایط بد اقتصادی و در دوران رکود، بسیاری از کشورهای در حال توسعه، توانایی کمی برای قرض گرفتن دارند یا اینکه مجبورند با نرخ‌های بهره بسیار بالا قرض کنند، از این‌رو، نمی‌توانند کسری بودجه خود را کاهش دهند و به‌ناچار مخارج دولتی را کم می‌کنند. در دوران رونق نیز که به‌آسانی شرایط قرض گرفتن برای آنها فراهم است، با انجام این کار، مخارج دولت را افزایش می‌دهند. به این ترتیب، مخارج دولت در دوران رکود، کاهش و در دوران رونق، افزایش می‌یابد. به سخن دیگر، سیاست مالی هم‌جهت با ادوار تجاری حرکت خواهد کرد. الزینا و تابلینی[2] (2005) وجود فساد سیاسی، میشل[3] (2008)، ضعف نهادها، ترنتن[4] (2008) نابرابری درآمدی و پایین بودن سطح دموکراسی را از عوامل مؤثر بر موافق ادواری بودن سیاست مالی برشمرده‌اند. درباره ایران می‌توان ضعف نهادها را یکی از عمده‌ترین عوامل توجیه پدیده موافق ادواری بودن سیاست مالی دانست.

1. Gavin & perotti
2. Alesina & Tabellini
3. Michal
4. Thornton

Archive of SID

www.SID.ir

### 5. جمع‌بندی و پیشنهادها

سیاست مالی یکی از مهم‌ترین ابزارهای دولت برای ایجاد ثبات و کاهش نوسان‌ها در طول ادوار تجاری است. اگر با اعمال سیاست مالی انبساطی، مصرف خصوصی افزایش و با اعمال سیاست مالی انقباضی مصرف خصوصی کاهش یابد، سیاست مالی، ماهیت کینزی و در غیر این صورت، ماهیت غیر کینزی خواهد داشت.

اگر سیاست مالی در یک اقتصاد ماهیت کینزی داشته باشد، به منظور کاهش نوسان‌های حاصل از ادوار تجاری، باید به صورت انبساطی در دوران رکود و انقباضی در دوران رونق اجرا گردد. به سخن دیگر، سیاست مالی با ماهیت کینزی باید به صورت ضد ادواری اعمال شود. بنابراین، به منظور بررسی تأثیر سیاست مالی بر ایجاد ثبات اقتصادی یک کشور، نخست باید ماهیت کینزی یا غیر کینزی بودن آن مشخص شده و سپس جهت حرکت ادواری سیاست مالی تعیین گردد.

بدین ترتیب در این مقاله نخست با برآورد تابع مصرف کشور در طول سال‌های 1353ـ1386، به بررسی ماهیت سیاست مالی پرداخته شد. نتایج حاصل از تخمین بیانگر آن بود که سیاست مالی در ایران همواره (در رکود و رونق) ماهیت کینزی داشته است. این نتیجه موافق با نتایج به‌دست‌آمده از سوی اسکلرک (2007) برای کشورهای در حال توسعه، انوج (2009) برای نیجریه و کارمیگنانی (2010) برای کشورهای آفریقایی است. این نتیجه نشان می‌دهد که به منظور ایجاد ثبات اقتصادی، سیاست مالی باید ماهیت ضد ادواری داشته باشد. اما برآورد ضریب همبستگی میان شاخص ادوار تجاری و شاخص سیاست مالی، نشان‌دهنده هم‌جهت بودن این سیاست با ادوار تجاری بوده است. این نتیجه با نتایج به‌دست‌آمده برای کشورهای در حال توسعه در مطالعهٔ تالوی و وق (2000)، وو (2009)، ایلزتزکی و وق (2008)، اردانـاز و همکاران (2010) و لوزانو (2010) موافق است. بنابراین، می‌توان گفت طی دهه گذشته در ایران، همانند برخی کشورهای در حال توسعه، سیاست مالی به‌درستی اعمال نشده و نتوانسته است نقش مؤثری در کاهش نوسان‌های اقتصادی در شرایط خوب و بد اقتصادی داشته باشد.

براساس نتایج به‌دست‌آمده پیشنهادهای ذیل شایستهٔ توجه‌اند:

1. با توجه به اینکه ضریب تکانهٔ مالیات در شرایط خوب و بد اقتصادی معنادار نیست، این مطلب بدین معنی است که مالیات به عنوان ابزار سیاست مالی در

Archive of SID

www.SID.ir

راستای کاهش نوسان‌های اقتصادی عمل نکرده است. بر این اساس، دولت با بهبود نظام مالیاتی، می‌تواند از مالیات نیز به عنوان ابزار مؤثر برای تثبیت اقتصادی استفاده کند. در این راستا، نظام مالیات بر ارزش افزوده می‌تواند چنین نقشی را ایفا کند؟

2. به دلیل کینزی بودن ماهیت سیاست مالی در ایران و جهت موافق ادواری آن، به این نتیجه رسیدیم که سیاست مالی نقش مؤثری بر کاهش نوسان‌های اقتصادی نداشته است. بنابراین، اگر برنامه‌ای ترتیب داده شود تا در دوران رونق، مصرف خصوصی کاهش یابد؛ یعنی، ماهیت سیاست مالی غیر کینزی گردد، با وجود جهت موافق ادواری بودن آن، نوسان‌ها را تشدید نخواهد کرد. درنتیجه، دولت باید با توجه بیشتری به برنامه‌های عمرانی بلندمدت در دوران رونق، به جای افزایش مخارج جاری، همچنین تشویق مردم به پس‌انداز در این دوران، مانع از افزایش مصرف خصوصی در زمان رونق شود و برعکس در دوران رکود، با تسهیل دستیابی به بازارهای اعتباری، از کاهش مصرفِ ناشی از رکود تا حدی جلوگیری نماید.

3. بررسی علل و عوامل مؤثر بر حرکت موافق ادواری سیاست مالی در ایران، بررسی ماهیت سیاست مالی و تعیین جهت ادواری آن با مورد توجه قرار دادن مالیات مستقیم،[1] بررسی رابطهٔ میان مصرف خصوصی و هزینه‌های مصرفی دولت، موضوعاتی هستند که مکمل نتایج این مقاله‌اند و برای تحقیقات آینده پیشنهاد می‌شوند.[2]

۱. از پیشنهاد یکی از داوران محترم مقاله، در این‌باره تشکر و قدردانی می‌کنیم.
۲. این پژوهش از سوی نگارندگان این مقاله در حال تدوین است.

Archive of SID

www.SID.ir

## منابع

صمدی، علی‌حسین و رضیه تابنده (1386)، «کسری تجاری در اقتصاد ایران: دولت یا بخش خصوصی»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، س7، ش3 (پیاپی 26).

نگین، وحیده (1381)، بررسی رابطه علّی بین مخارج دولتی و مالیات در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

Aarle, B. & H. Garretsen (2003), "Keynesian, Non-Kenesian or no Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case", *Journal of Macroeconomics*, vol.25, pp.213-240.

Alesina, A. & G. Tabellini (2005), "Why is Fiscal Policy Often Procyclical?", *Journal of European Economic Association*, vol.6, pp.1006-1036.

Ardanaz, M.; P. M. Pinto & S. M. Pinto (2010), "Fiscal Policy in Good Times and Bad Times: Endogenous Time Horizons and Procyclical Spending in Argentina. Paper Prepared for Delivery at Politics in The New Hard Time", *The Great Recession and Contemporary Politics*, A Conference in Honor of Peter A., Gourevitch.

Carmignani, F. (2010), "Cyclical Fiscal Policy in Africa", *Journal of Policy Modeling*, vol.32, pp.254-267.

Fatas, A. & I. Mihov (2001), *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper vol.2760, London.

Finn, M. G. (1998), "Cyclical Effects of Government's Employment and Goods Purchases", *Journal of International Economic Review*, vol.39, no.3, pp.635-657.

Gali, J.; J. D. Lopez-Salido & J. Valles (2005), "Understanding The Effects of Government Spending on Consumption", *Journal of European Association*, vol.5, pp.227-270.

Gavin, M. & R. Perotti (1997), "Fiscal Policy in Latin American", *NEBR Macroeconomics Annual*, 12, pp.11-72.

Archive of SID

www.SID.ir

Giavazzi, F. & M. Pagano (1996), "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and The Swedish Experience", *Swedish Economic Policy Review*, vol.3, pp.67-103.

----------; T. Jappelli & M. Pagano (2000), "Searching for Non-Linear Effects If Fiscal Policy: Evidence From Industrial and Developing Countries" *European Economic Review*, vol.44, pp.1259-1289.

Giordano, R.; S. Momigliano; S. Neri & R. Perotti (2007), "The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence From a VAR Model", *European Journal of Political Economy*, vol.23, pp.707-733.

Hjelm, G. (2002), "Is Private Consumption Growting Higher (Lower) During Periods of Fiscal Contractions (Expansions)?", *Journal of Macroeconomics*, vol.24, pp.17-39.

Ilzetzki, E. & C. A.Vegh (2008), "Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?", *NBER Working Paper*, no.14191.

Johnson, K. (2004). "Fiscal Policy Regimes and Household Consumption", *Working Paper*, no.2004:12, Department of Economics, Lund University.

Kaminsky, G., C. Reinhart & C. Vegh (2004), "When It Rain, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies", *NBER Macroeconomics Annual 2004*. vol.19.

Lane, P. R. (2003), "The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence From The OECD", *Journal of Puplic Economics*, vol.87, pp.2661-2675.

Lansing, K. J. (1998), "Optimal Fiscal Policy in A Business Cycle Model With Public Capital", *The Canadian Journal of Economics*, vol.31, no.2, pp.337-364.

Lozano, I. (2010), "Fiscal Policy in Colombiaand A prospective Analysis After The 2008 Financial Crisis", *Borradores de Economia Working Paper*, no.596.

Michael, M. (2008), "Determinants of Cyclicality of Fiscal Surpluses In The OECD Countries", *MPRA Paper*, no.16034.

Onodje, M. A. (2009), "An Insight into The Behavior of Nigeria,s Private Consumer Spending", *African Journal of Business Management*, vol.3, pp.383-389.

Archive of SID

www.SID.ir

Perotti, R. (1999), "Fiscal Policy in Good Times and Bad", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.114, pp.1399-1436.

Schclarek, A. (2007), "Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries", *Journal of Macroeconomics*, vol.29, pp.912-939.

Stein, E.; E. Talvi & A. Grisanti (1999), "Institutional Arrangements and Fiscal Performance: The Latin American Experience" *NBER Macroeconomics*, pp.103-134.

Tagkalakis, A. (2008), "The Effects of Fiscal Policy on Consumtion in Recessions and Expansions", *Journal of Public Economics*, vol.92, pp.1486-1508.

Talvi, E. & C. A. Vegh (2000), "Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries", *NBER Working Paper*, no.W799.

Thornton, J. (2008), "Explaining Procyclical Fiscal Policy in Africa Countries", *Journal of African Economics*, vol.17, pp.451-464.

Woo, J. (2009), "Why Do More Polarized Countries Run More Procyclical Fiscal Policy?", *The Review of Economics and Statistics*, vol.91, pp.850-870.

Archive of SID

www.SID.ir