

## برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران: کاربردی از مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری و مارکوف سوئیچینگ

حسن خداویسی<sup>۱</sup>

احمد عزتی شورگلی<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۳/۲۶

### چکیده

با توجه به نقش سیاست مالی در کاهش بحران‌ها و تغییر اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری، تعیین اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی پس از بحران جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ به یکی از چالش برانگیزترین موضوعات در حوزه سیاست مالی تبدیل شد. در یک تقسیم‌بندی کلی، اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی طبق دیدگاه کینزی، بزرگ‌تر از یک و بر مبنای دیدگاه نئوکلاسیکی، کوچک‌تر از یک برآورد شده است. این تفاوت در اندازه ضریب فزاینده، از آنجا نشأت می‌گیرد که اقتصاددانان معتقدند که ضریب فزاینده سیاست مالی تحت تأثیر درجه باز بودن اقتصادی، رژیم نرخ ارز، نحوه اعمال سیاست پولی و ادوار تجاری قرار می‌گیرد. اختلاف فکری مکاتب و اقتصاددانان در مورد اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی، علاوه بر بعد نظری، در مطالعات تجربی نیز نمایان است. این مقاله در این راستا، با استفاده از روش بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002) در قالب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و روش ارائه‌شده توسط هال (Hall, 2009) در قالب مدل چرخشی مارکوف با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره (۱۳۹۶:۲-۱۳۶۹:۱) به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته است. نتایج حاصل از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، نشان داد که ضریب فزاینده آنی و تجمعی تا ده فصل و تجمعی بلندمدت تا بیست فصل برای مخارج دولت به ترتیب، برابر با ۰/۲۸۱، ۰/۳۰۴ و ۰/۴۴۵ است. همچنین ضریب فزاینده آنی و تجمعی آتی تا ده فصل و تجمعی بلندمدت تا بیست فصل برای مالیات به ترتیب، برابر با ۰/۰۷۹، ۰/۱۰۷ و ۰/۱۷۱ است. از آنجا که ضریب فزاینده سیاست مالی متناسب با شرایط اقتصادی تغییر می‌کند، نتایج حاصل از مدل غیرخطی چرخشی مارکوف نشان داد که ضریب فزاینده مخارج دولت در دوره رکود برابر با ۰/۸۲۸ و بزرگ‌تر از ضریب فزاینده دوره رونق (۰/۱۰۸) بوده و از سویی دیگر، ضریب فزاینده مالیات در دوره رونق (۰/۱۹۴) بزرگ‌تر از دوره رکود (۰/۰۹۲) است.

**واژگان کلیدی:** مخارج دولت، مالیات، ضریب فزاینده سیاست مالی، مدل مارکوف سوئیچینگ، ادوار تجاری

طبقه‌بندی JEL: E62, E32, H53

۱. دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) h.khodavaisi@urmia.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد بین الملل دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه ahmetezzati@gmail.com

## ۱. مقدمه

پژوهش‌های تجربی متعدد، نشان داده که بعد از کاهش شدید مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی به‌طور معنی‌داری افزایش یافته است (Blanchard & Peroti, 2002). نتیجه گیج‌کننده تجربی فوق را نمی‌توان بر مبنای تئوری‌های سنتی کینز و طرفدارانش توجیه کرد. بر مبنای مطالب فوق و ناتوانی تئوری کینز، مکتب نئوکلاسیک، نظریه خصوصی‌سازی و خروج دولت از اقتصاد را پیش کشید و به آن بال و پر داد. با توجه به اختلاف فکری مکاتب اقتصادی در مورد میزان ضریب فزاینده و کارآیی سیاست مالی، موضوع نقش سیاست مالی در خروج از بحران‌ها (اثربخشی بیشتر سیاست مالی نسبت به سیاست پولی در دوران رکود) و تغییر یافتن اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی متناسب با شرایط اقتصادی، محققان زیادی را در سراسر جهان با چالشی دوباره مواجه کرد که به برآورد دوباره ضریب فزاینده سیاست مالی بپردازند.

بدین منظور، محققان از سه روش اصلی بهره‌جسته‌اند، برخی از محققان به تبعیت از بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002) از روش خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده کرده، در روش دوم، با مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته- اند و روش سوم، مبتنی بر برآورد رابطه سیاست مالی و تولید ناخالص داخلی در قالب رگرسیون و استخراج ضریب فزاینده سیاست مالی است. نتایج برآوردهای جدید از اندازه ضریب فزاینده مخارج دولت از مقادیر منفی تا اعداد مثبت (تا چهار) را در برمی‌گیرد (Riera-Crichton, Vegh & Vuletin, 2015).

مطالعه اورباچ و قورودنیچنکو (Auerbach & Gorodnichenko, 2012)، به‌عنوان یکی از مهم-ترین مطالعات در حوزه برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی تلقی می‌شود. آنها با به‌کارگیری مدل خود رگرسیون برداری انتقال ملایم برای کشور آمریکا، نشان دادند که ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود، بزرگ‌تر از دوره رونق است. بعد از این مطالعه، محققان متعددی، موضوع مذکور را با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی برای کشورهای متعددی مورد آزمون قرار دادند؛ به‌عنوان مثال، آراین، کورای و سپاگنولو (Arin, Koray & Spagnolo, 2015) به‌منظور برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری، از مدل چرخشی مارکوف استفاده کرده‌اند.

با توجه به حجم مطالعات تجربی انجام‌گرفته در زمینه برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در سطح بین‌الملل، مطالعه خاصی در این حوزه در اقتصاد ایران صورت نگرفته است، لذا با توجه به اهمیت سیاست مالی به‌عنوان یک ابزار تثبیت‌کننده اقتصادی و کاهش نوسانات اقتصادی، برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران، یکی از اولویت‌های پژوهشی می‌باشد که در مطالعه

حاضر، قصه‌هدف آن است که ابتدا به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در قالب روش ارائه‌شده توسط بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002) پرداخته شود.

از آنجاکه یکی از عوامل مهم در اثرگذاری بر میزان ضریب فزاینده سیاست مالی، ادوار تجاری است و ضریب محاسبه‌شده در روش قبلی، بدون در نظر گرفتن ادوار تجاری است، به‌منظور بررسی میزان اثرگذاری ادوار تجاری اقتصاد ایران در کاهش و یا افزایش ضریب فزاینده، با استفاده از روش ارائه‌شده توسط آراین و همکاران (Arin *et al.*, 2015) به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران طی ادوار تجاری پرداخته می‌شود.

در ادامه این مقاله، در بخش دوم، مبانی نظری؛ بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام‌شده؛ بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق؛ بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه‌شده است.

## ۲. مبانی نظری

مبانی نظری مطالعه حاضر، از دو قسمت تشکیل شده است؛ که ضریب فزاینده کینزی و انتقادات وارده بر آن، مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مشخص شود که دیدگاه مکاتب اقتصادی در رابطه با ضریب فزاینده سیاست مالی چیست؟ در قسمت بعدی، به تشریح این موضوع پرداخته می‌شود که ضریب فزاینده سیاست مالی تحت تأثیر چه عواملی است؟ با توجه به موضوع مطالعه حاضر که به دنبال برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری است، در بخش آخر، به مطالعه اهمیت و نقش رکود و رونق در تغییر اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی، خواهیم پرداخت.

### ۲-۱. دیدگاه کینزی و نئوکلاسیکی از ضریب فزاینده سیاست مالی

اثربخشی سیاست مالی به‌عنوان یک ابزار کارآمد برای مدیریت اقتصاد کلان، به‌طور گسترده‌ای مورد بحث قرار گرفته است، به‌نحوی که مطالعات تجربی انجام‌گرفته در حوزه اثربخشی سیاست مالی، نتایج متفاوت و گاهی متناقض را نشان می‌دهد؛ در حالی که در ادبیات نظری نیز این اختلاف‌نظر همچنان وجود دارد؛ به‌نحوی که مکتب کینزی، معمولاً ادعا می‌کند که ضریب فزاینده مخارج دولت بیشتر از یک است؛ اما در مقابل، طرفداران نئوکلاسیک‌ها، معتقد به ضریب فزاینده کوچک‌تر از یک هستند. در جدول شماره ۱، خلاصه‌ای از دیدگاه‌های مختلف در مورد مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی منعکس شده است.

## جدول ۱. دیدگاه‌های مختلف ضریب فزاینده سیاست مالی

سناریو	مقدار ضریب فزاینده
<b>۱- کینزین‌ها</b>	
۱-۱- ضریب فزاینده مخارج دولت در تئوری استاندارد کینز	$> 1$
۱-۲- ضریب فزاینده مالیات در چارچوب تئوری استاندارد کینز	$> 1$ یا $< 1$
<b>توسعه مدل ساده کینزی</b>	
۲-۱- سیاست پولی مناسب <sup>۱</sup>	$> 1$
۲-۲- دام نقدینگی <sup>۲</sup>	$> 1$
۲-۳- نرخ ارز شناور <sup>۳</sup>	$< 1$
۲-۴- نرخ ارز ثابت <sup>۴</sup>	$> 1$
۲-۵- اقتصاد بسیار باز <sup>۵</sup>	$< 1$
<b>۲- نئوکلاسیک‌ها</b>	
۳-۱- مدل نئوکلاسیک	$< 1$
<b>با لحاظ موارد زیر</b>	
۴-۱- برابری ریکاردویی کامل <sup>۶</sup>	$= 0$
۴-۲- پایداری بدهی و مالی <sup>۷</sup>	$< 1$
۴-۳- گسترش سیاست مالی انقباضی <sup>۸</sup>	$< 0$

مأخذ: Tang, Liu & Cheung, 2013

در قسمت اول جدول شماره ۱ و در قسمت دیدگاه‌های توسعه مدل ساده کینزی مشاهده می‌شود که ضریب فزاینده سیاست مالی در مکتب کینزی نیز همیشه بزرگ‌تر از یک نیست و متناسب با

1. Accommodative Monetary Policy
2. Liquidity Trap
3. Flexible Exchange Rates
4. Pegged Exchange Rates
5. Highly Open Economy
6. Complete Ricardian Equivalence
7. Debt/Fiscal Sustainability Issues
8. Expansionary Fiscal Contractions

شرایط و عوامل مختلفی از جمله: درجه ماندگاری سیاست پولی، وضعیت بازار مالی، وضعیت نظام نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد، تغییر می‌کند. به‌عنوان مثال، در یک نظام نرخ ارز شناور، ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر از یک است، به‌نحوی که در نتیجه افزایش شدید مخارج دولت، نرخ بهره افزایش می‌یابد و به علت این افزایش، ارزش پول ملی تقویت می‌شود و همین موضوع، باعث می‌شود که واردات، افزایش و صادرات، کاهش یابد. به‌طور مشابه نیز در یک اقتصاد باز، اثرات افزایش مخارج دولت از طریق واردات نشت می‌یابد و ضریب فزاینده نیز کوچک‌تر می‌شود (Tang et al., 2013).

قسمت دوم جدول شماره ۱، مربوط به دیدگاه مکتب نئوکلاسیک از ضریب فزاینده سیاست مالی است. طبق این دیدگاه، ضریب فزاینده سیاست مالی، صرفاً در کوتاه‌مدت، مثبت و کوچک‌تر از یک است و در بلندمدت، به سمت صفر میل می‌کند. دلیل کوچک‌تر شدن ضریب فزاینده طبق این دیدگاه، اضافه شدن فرض مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های آینده‌نگر و حداکثر سازی مطلوبیت بین دوره‌ای در مدل‌های نئوکلاسیک است که باعث می‌شود که با افزایش مخارج دولت، مصرف‌کنندگان، پیش‌بینی می‌کنند که دولت به‌منظور تأمین این افزایش مخارج در آینده، مالیات‌ها را افزایش خواهد داد و در نتیجه، نرخ بهره افزایش خواهد یافت و این موضوع، باعث می‌شود که مصرف‌کنندگان، مقداری از درآمد خود را پس‌انداز کنند و کمتر مصرف کنند. این موضوع که در ادبیات اقتصاد کلان، به اثر جایگزینی جبری<sup>۱</sup> معروف است، منجر به کوچک‌تر شدن ضریب فزاینده سیاست مالی نسبت به ضریب فزاینده استاندارد کینزی می‌شود (Hall, 2009).

در قسمت دوم جدول و با اضافه شدن مواردی دیگر به مباحث نئوکلاسیک، دو حالت افراطی قابل تصور است و این مربوط به حالتی است که یا ضریب فزاینده صفر و یا منفی است. ضریب فزاینده صفر، منتج از نظریه برابری کامل ریکاردویی است که بر مبنای آن، این استنباط حاصل می‌شود که مخارج دولت، هیچ تأثیری بر تولید ندارد، زیرا مصرف‌کنندگان می‌دانند که افزایش مخارج دولت با افزایش مالیات در آینده تأمین خواهد شد؛ بنابراین، افزایش مخارج فعلی، هیچ تأثیری بر تولید فعلی ندارد.

همچنین ادبیات نظری مربوط به ضریب فزاینده منفی سیاست مالی با مطالعات فیاوازی و پاقانو (Giavazzi & Pagano, 1990)، آلسینا و آرداگانا (Alesina & Ardagna, 1998; 2009) و آلسینا و پروتی (Alesina & Perotti, 1997) شکل گرفت. محققان، با مطرح کردن چندین ایده اصلی همانند، اعتبار سیاست مالی، عدم اطمینان و پایداری بدهی دولت، نشان دادند که ضریب فزاینده سیاست مالی، می‌تواند منفی نیز باشد (Tang et al., 2013).

## 1. Crowding Out

## ۲-۲. عوامل و متغیرهای مؤثر بر ضریب فزاینده سیاست مالی با تأکید بر ادوار تجاری

مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی، بستگی به شرایط اقتصادی کشور، زمان و عوامل خاص دارد. ضریب فزاینده تحت سه عامل زیر بزرگتر می‌شود.

**الف)** چنانچه وضعیت مالی دولت- از لحاظ کسری یا مازاد بودجه- پس از اعمال سیاست اقتصادی باثبات باشد، ضریب فزاینده نیز بزرگتر خواهد بود؛ زیرا ثبات مالی باعث می‌شود که بدهی‌های دولت اثر ناچیزی بر نرخ بهره در بلندمدت داشته باشد؛

**ب)** شرایط پولی اقتصاد مناسب باشد. یعنی هیچ افزایشی در نرخ بهره به‌عنوان پیامد انبساط مالی رخ ندهد. شرایط پولی اقتصاد زمانی مساعد است که اولاً، مقدار اسمی نرخ بهره در واکنش به انبساط مالی افزایش نیابد؛ به‌طوری‌که اثر جایگزینی جبری بسیار کوچک باشد؛ ثانیاً، نرخ ارز ثابت باشد. بنابراین شرایط مساعد پولی می‌تواند با استفاده از ۲ یا ۳ عامل، ضریب فزاینده را افزایش دهد و چنانچه سیاست پولی، تورم و درآمد اسمی را مورد هدف قرار دهد، ضریب فزاینده به صفر میل خواهد کرد.

**ج)** نشستی جریان اقتصاد کم باشد. به عبارتی، مقدار کمی از جریان درآمد، پس‌انداز یا جهت واردات، مصرف شود. نشستی از جریان درآمد کاهش می‌یابد، چنانچه، ۱- بسته سیاستی دولت، حاوی مخارج دولتی بیشتر نسبت به کاهش مالیات‌ها باشد؛ زیرا مخارج دولتی بر تقاضا بلافاصله عمل می‌کند، درحالی‌که ممکن است افراد، کاهش مالیات را (تا مقداری) پس‌انداز کنند؛ ۲- میل نهایی به مصرف بزرگ باشد؛ ۳- مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی مواجه باشند؛ ۴- مصرف‌کنندگان افزایش در مالیات‌های آینده را برای جبران افزایش بدهی، موردتوجه قرار ندهند که می‌تواند به دلیل ملاحظات محدود زندگی یا نزدیک‌بینی ساده باشد (یعنی مصرف‌کنندگان پس‌انداز کنونی را افزایش ندهند)؛ ۵- میل نهایی به واردات کوچک باشد؛ ۶- شکاف تولید بزرگ باشد که به‌موجب آن، مقام پولی بتواند تقاضا را بدون نیاز به افزایش نرخ بهره، افزایش دهد (Batini, Eyraud & Weber, 2009 and Spilimbergo, Schindler & Symansky, 2014).

در قسمت قبلی، دیدگاه مکاتب و اقتصاددانان در مورد ضریب فزاینده مورد بررسی قرار گرفت، همچنین مشخص شد که ضریب فزاینده سیاست مالی تحت تأثیر عوامل و متغیرهای کلان اقتصادی مختلفی است که تشریح نقش هر یک از آنها در افزایش و کاهش ضریب فزاینده سیاست مالی، از موضوع مطالعه حاضر خارج است که به‌صورت کلی، در قسمت بالا توضیح داده شد، اما از آنجاکه یکی از اهداف اصلی تحقیق حاضر، برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری است، لذا از بین عوامل مؤثر بر ضریب فزاینده، نقش ادوار تجاری به‌صورت اجمالی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در حالت کلی، رابطه ضریب فزاینده سیاست مالی<sup>۱</sup>، تحت تأثیر دو عامل اصلی است که عبارتند از: میل نهایی به مصرف و میل نهایی به واردات. در قسمت بعدی، به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که میل نهایی به واردات و مصرف طی ادوار تجاری، چگونه تغییر می‌یابند تا بر این اساس، نحوه تأثیر ادوار تجاری بر ضریب مذکور نیز مشخص گردد.

### الف: نقش ادوار تجاری در افزایش یا کاهش میل نهایی واردات و تأثیر آن بر ضریب فزاینده سیاست مالی

به‌منظور بررسی در تغییرات میل نهایی به واردات، از روش پالی (Palley, 2009) استفاده می‌شود؛ که واردات، درصد خاصی از هریک از اجزای تقاضای کل را تشکیل می‌دهد. پس داریم:

$$y = (1 - \alpha)C + (1 - \beta)I + (1 - \gamma)G + (1 - \delta)X \quad (1)$$

بنابراین، میل متوسط به واردات به ۴ بخش (مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات) تقسیم می‌شود.

$$Y = cy + I + G + X - my \quad (2)$$

$$m = \alpha \frac{c}{y} + \beta \frac{I}{y} + \gamma \frac{G}{y} + \delta \frac{X}{y} \quad (3)$$

$$\alpha = \frac{c_m}{m}, \beta = \frac{I_m}{I}, \gamma = \frac{G_m}{G}, \delta = \frac{X_m}{X} \quad (4)$$

بنابراین،  $c_m, I_m, G_m$  و  $X_m$  به ترتیب، عبارت‌اند از واردات کالاهای مصرفی، واردات کالاهای سرمایه‌ای، واردات توسط دولت، و وارداتی که متضمن صادرات است.

بوسی‌یر، کالگاری، گیرونی، سستیری و یامانو (Bussière, Callegari, Ghironi, Sestieri & Yamano, 2013)، با محاسبه هر چهار پارامتر بالا برای کشورهای OECD، بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ به این نتیجه رسیدند که مقدار عددی واردات کالاهای سرمایه‌ای و واردات با محتوای صادرات، بیشتر از واردات کالاهای مصرفی و دولتی است. به‌عبارتی‌دیگر،  $I_m > X_m > G_m > C_m$  و بنابراین، صادرات و سرمایه‌گذاری نسبت به مصرف و مخارج دولتی، تمایل بیشتری برای ترکیب با واردات دارند. در حقیقت، همین تفاوت بین اجزاء مختلف واردات، به این منجر می‌شود که طی دوره رکود، میل نهایی واردات کاهش یابد. برای مشخص شدن بحث، تئوری اصل شتاب سرمایه‌گذاری که توسط آفتالیون و کلارک (Aftalion, 1908 & Clark, 1917)، مطرح شده‌اند را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

$$I_t = A(Y_t - Y_{t-1}) \quad , \quad A = \frac{k}{y} > 1 \quad \leftrightarrow \quad \frac{\Delta I}{I} > \frac{\Delta Y}{y} \quad (5)$$

۱. ضریب فزاینده مخارج دولت برای یک اقتصاد باز عبارت است از:  $k = \frac{dy}{dG} = \frac{1}{1-c+m}$

رابطه ۵ که حالت اولیه از اصل شتاب در اقتصاد است، این مفهوم را بیان می‌کند که نرخ تغییر سرمایه‌گذاری بزرگ‌تر و بیشتر از نرخ تغییر تولید است. بنابراین، با توجه به اینکه در دوره رکود، تولید کاهش می‌یابد و طبق اصل شتاب نیز کاهش سرمایه‌گذاری بیشتر از کاهش تولید است، پس نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، کاهش می‌یابد و از آنجا که، سرمایه‌گذاری نسبت به مصرف، صادرات و مخارج دولتی، بیشترین نشی واردات را به خود اختصاص داده است، در نتیجه به‌طور متوسط، میل نهایی به واردات، کاهش و ضریب فزاینده در دوره رکود نیز افزایش می‌یابد.

همچنین در مورد پارامتر وارداتی که متضمن صادرات ( $X_m$ ) است، می‌توان عنوان کرد که احتمالاً در دوره رکود، صادرات کاهش یابد، بنابراین، نشی واردات به سمت صادرات نیز کاهش می‌یابد، و از این رو، میل به واردات کاهش و در نتیجه، ضریب فزاینده افزایش می‌یابد. بنابراین، علاوه بر جزء سرمایه‌گذاری واردات، بخش نشی واردات به صادرات نیز در دوره رکود، به بزرگ‌تر شدن ضریب فزاینده منجر می‌شود.

#### ب) نقش ادوار تجاری در افزایش یا کاهش میل نهایی به مصرف و تأثیر آن بر ضریب فزاینده سیاست مالی

با وجود اینکه جزء اول ضریب فزاینده (میل نهایی به واردات) در دوره رکود کاهش می‌یابد و به بزرگ شدن ضریب فزاینده منجر می‌شود، اما جزء دیگر ضریب فزاینده، یعنی میل نهایی به مصرف در طول دوره رکود، ثابت نیست. طبق شواهد تجربی از بحران اقتصادی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ در کشورهای فرانسه، ایتالیا و آلمان، میل نهایی به مصرف در سال اول به شدت افزایش یافت، اما بعد از ادامه رکود در سال‌های بعد، میل نهایی به مصرف کاهش یافت. همچنین در کشورهای اسپانیا، دانمارک و ایسلند، میل نهایی به مصرف به شدت کاهش یافت و در آمریکا و انگلستان طی دوره رکود نیز تقریباً ثابت ماند.

کینز (Keynes, 1936) معتقد است که میل نهایی به مصرف کارگران و ثروتمندان یکی نیست. به نظر ایشان، کارگران (قشر فقیر جامعه) به علت محدودیت بودجه، تمایل دارند که درآمد خود را تا حد زیادی مصرف کنند، اما قشر ثروتمند جامعه این توانایی را دارند که مقداری از درآمد خود را پس‌انداز کنند. بنابراین، میل نهایی مصرف، به سطح درآمد افراد بستگی دارد. چنانچه رکود به کارگران و قشر فقیر جامعه (از طریق افزایش بیکاری) نسبت به قشر ثروتمند جامعه (از طریق کاهش سود) بیشتر آسیب رساند، در این حالت، نابرابری در جامعه افزایش می‌یابد و میل نهایی به مصرف، کاهش می‌یابد. اما چنانچه وقوع رکود به درآمد مالی ثروتمندان آسیب رساند، ممکن است میل نهایی به مصرف، افزایش یابد. علاوه بر عامل توزیع درآمد که بر میل نهایی به مصرف تأثیرگذار است، عواملی دیگری نیز بر این پارامتر تأثیرگذار هستند، از جمله، چنانچه اصل شتاب سرمایه‌گذاری عمل کند، با



وقوع رکود، صادرات و سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت و طبق اصل حسابداری، برای برقراری رابطه تقاضا و عرضه کل می‌باید مخارج و مصرف افزایش یابند. محیط و شرایط سازمانی، عامل دیگری است که بر میل نهایی به مصرف تأثیرگذار است.

همچنین رفتار مصرفی قشر فقیر و ثروتمند جامعه، یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر میل نهایی به مصرف است. فرانک، لوین و دیچک (Frank, Levine & Dijk, 2014)، معتقدند که در سنت نهادگرای آمریکا، تأکید هنجارهای اجتماعی بر مخارج مصرفی، بسیار قوی و شدید است. وبلن و دوزنبری (Veblen, 1899 & Duesenberry, 1949)، معتقدند که خانوارها در یک رقابت شدید از طریق مخارج مصرفی با یکدیگر درگیر هستند. بنابراین با ایجاد یک رکود اقتصادی، قشر پایین جامعه (از لحاظ درآمدی) با وجود کاهش درآمدشان، قادر به کاهش مخارج مصرفی خود نمی‌باشند، در نتیجه، به منظور حفظ و یا افزایش مخارج مصرفی خود، متوسل به بدهی می‌شوند، اما قشر ثروتمند جامعه، به منظور حفظ خود در رقابت مصرفی جامعه، متوسل به پس‌اندازهای خود در دوره رونق می‌شود و میل نهایی به پس‌اندازشان کاهش می‌یابد. در حقیقت، به علت همین هنجار اجتماعی که افراد و خانوارها را مجبور به حفظ و یا افزایش مصرف خود در دوره رکود می‌کند، به این منجر می‌شود که رفتار مصرفی جامعه نامتقارن باشد؛ به نحوی که با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش می‌یابد، اما با کاهش درآمد، مصرف کاهش نمی‌یابد. از سوی دیگر، این امکان نیز وجود دارد که طی دوره رکود، میل نهایی به مصرف کاهش یابد که دلیل این امر می‌تواند این موضوع باشد که در چشم‌انداز یک رکود طولانی، خانوارها به علت عدم اطمینان و عدم خوش‌بینی از آینده و عدم رغبت بانک‌ها به وام دادن - به خانوارهای مقروض - خود را برای صرفه‌جویی بیشتر آماده کنند.

بنابراین، نحوه تأثیرگذاری میل نهایی به مصرف بر ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود دقیقاً مشخص نیست؛ در حالی که در مورد میل نهایی به واردات، اتفاق نظر در مورد کاهش آن طی دوره رکود وجود دارد. شواهد تجربی از بحران اقتصادی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ نشان داد که میل نهایی به واردات، تقریباً ۸۵ درصد رشد ضریب فزاینده و میل نهایی به مصرف، تقریباً ۱۵ درصد رشد ضریب فزاینده سیاست مالی را توضیح می‌دهد. بنابراین در دوره رکود، می‌توان انتظار افزایش ضریب فزاینده سیاست مالی را داشت. البته لازم به ذکر است که مقدار عددی ضریب فزاینده سیاست مالی با توجه به اندازه کشور، وضعیت اقتصادی، میزان اولیه پس‌انداز و ... برای هر اقتصادی می‌تواند اندازه متفاوتی داشته باشد (Palley, 2009; Charles, Dallery; Marie, 2015).

### ۳. پیشینه تحقیق

#### ۳-۱. مطالعات خارجی

مطالعات انجام گرفته در حوزه ضریب فزاینده سیاست مالی، در دو بخش کلی قابل بررسی است. بخش اول مطالعات، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی بدون در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصادی پرداخته‌اند، اما بخش دوم تحقیقات مذکور، با در نظر گرفتن شرایط مختلف اقتصادی (رژیم‌های ارزی، درجه باز بودن اقتصادی، ادوار تجاری و اعتباری و ...)، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند.

#### ۳-۱-۱. بخش اول مطالعات: محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی بدون در نظر گرفتن

##### شرایط خاص اقتصادی

بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002)، با استفاده از داده‌های فصلی کشور آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۷-۱۹۹۷ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته، و ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات را به ترتیب، برابر با ۰/۹ و ۰/۷ برآورد نمودند.

هال (Hall, 2009)، با استفاده از داده‌های کشور آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۲۸-۲۰۰۸ و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، به برآورد ضریب فزاینده مخارج مصرفی در آمریکا پرداخته و ضریب فزاینده آمریکا را مابین ۰/۷ تا ۱ برآورد کرده است.

باررو و ردلیک (Barro & Redlick, 2011)، با استفاده از داده‌های کشور آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۱۴ تا ۲۰۰۶ و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته، و نشان داده‌اند که ضریب فزاینده مخارج موقت نظامی دولت آمریکا، تقریباً بین ۰/۴ تا ۰/۵ است، اما چنانچه افزایش مخارج نظامی به صورت دائمی باشد، ضریب فزاینده مخارج نظامی تا ۰/۶ نیز افزایش می‌یابد.

آکونسیا، کورستی و سیمونلی (Acconcia, Corsetti & Simonelli, 2014)، با استفاده از داده‌های استانی کشور ایتالیا و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و با تأکید بر قانون وضع شده در ایتالیا جهت مبارزه با فساد و نفوذ مافیا در اداره‌ها، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در کشور مذکور پرداخته‌اند. نتایج مطالعه مذکور نشان داده که ضریب فزاینده مخارج دولت در ایتالیا بزرگ‌تر از یک و تقریباً برابر با ۱/۵ است.

جیو، لیو و ما (Guo, Liu & Ma, 2016)، با استفاده از داده‌های استانی کشور چین طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ و با به‌کارگیری حداقل مربعات معمولی، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی

در کشور چین پرداخته‌اند. نتایج مطالعه مذکور نشان داد که ضریب فزاینده برای کشور چین ۰/۶ است.

چپی (Çebi, 2017)، با استفاده از داده‌های فصلی کشور ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۴ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته و ضریب فزاینده آنی مخارج دولت را برابر با ۱/۵ برآورد نموده، به‌نحوی که ضریب فزاینده از فصل دوم به بعد، رو به کاهش بوده است.

### ۲-۱-۳. بخش دوم: محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی با در نظر گرفتن عوامل تأثیرگذار بر ضریب مذکور

اورباچ و قورودنیچنکو (Auerbach & Gorodnichenko, 2012)، با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۴۷، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته، و در مطالعه خود با ارائه یک روش جدید و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری انتقال ملایم، ضریب فزاینده سیاست مالی را طی ادوار تجاری برآورد کرده‌اند. پس از مطالعه محققین مذکور، پژوهشگران مختلفی جهت برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری در کشورهای متعددی، از این روش استفاده کردند. لازم به ذکر است که نتایج مطالعه مذکور، نشان داد که ضریب فزاینده سیاست مالی در دوره رونق، نزدیک به صفر است، اما با وارد شدن به دوره رکود ضریب فزاینده سیاست مالی، افزایش می‌یابد.

سیمادمو و بنسی گوئر (Cimadomo & Bénassy-Quéré, 2012)، با استفاده از داده‌های سه کشور آمریکا، انگلستان و آلمان طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۱ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری عامل تعمیم یافته، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که ضریب فزاینده سیاست مالی در طی زمان، متغیر است و متناسب با شدت رکود و شوک‌های وارد شده بر اقتصاد تغییر می‌کند، درحالی که در آلمان، به‌طور متوسط، ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات باهم برابر و تقریباً ۰/۵ است، اما در کشورهای انگلستان و آمریکا ضریب فزاینده مخارج دولت، بزرگ‌تر از مالیات است.

ایلزت‌زکی، مندوزا و ویق (Ilzetzki, Mendoza & Végh, 2012)، با استفاده از داده‌های فصلی ۴۱ کشور مختلف جهان طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری پانلی ساختاری، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته و به این نتیجه دست یافته‌اند که ضریب فزاینده سیاست مالی با توجه به یک‌سری ویژگی‌های اقتصاد (از جمله درجه توسعه‌یافتگی، رژیم ارزی کشور، درجه باز بودن اقتصاد و میزان بدهی دولت) از کشوری به کشور دیگر، تغییر

می‌کند. ضریب فزاینده برای کشورهای با اقتصاد باز نسبت به کشورهای با اقتصاد بسته، کوچک‌تر، و از همه مهم‌تر، ضریب فزاینده برای کشورهای با دارای میزان بالای بدهی هستند، منفی است. قروویچ قنیپ (Grdović Gnip, 2014)، با استفاده از داده‌های فصلی کشور کرواسی طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۱ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری انتقال ملایم ساختاری ارائه‌شده توسط اورباچ و قورودنیچنکو، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته و به این نتیجه دست‌یافته که میانگین ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات تا هشت دوره در دوره رکود، به ترتیب، برابر با  $2/12$  و  $-0/02$  و در دوره رونق، به ترتیب،  $0/40$  و  $-0/02$  بوده است.

کرراس (Karras, 2014)، با استفاده از داده‌های ۶۱ کشور مختلف جهان طی دوره ۱۹۵۲ تا ۲۰۰۷ و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت و تصادفی، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته به این نتیجه دست یافته که ضریب فزاینده در دوره رکود، بزرگ‌تر از دوره رونق است.

آرین و همکاران (Arin et al., 2015)، با استفاده از داده‌های فصلی کشور آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۹ تا ۲۰۰۶ و با به‌کارگیری مدل چرخشی مارکوف، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته، و نشان داده‌اند که ضریب فزاینده مخارج و مالیات، به ترتیب، در رکود و رونق، بزرگ‌تر است.

ریرا کریچتون و همکاران (Riera-Crichton et al., 2015)، با استفاده از داده‌های ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۶ و با به‌کارگیری مدل غیرخطی ارائه‌شده توسط اورباچ و قورودنیچنکو در قالب یک مدل پانلی، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که، ضریب فزاینده آنی سیاست مالی در دوره رکود ( $0/73$ ) بزرگ‌تر از دوره رونق ( $0/09$ ) است، همچنین عدم تقارن بین ضریب فزاینده سیاست مالی انبساطی و انقباضی نیز وجود دارد.

باران آوسکی، کراجوسکی، ماسکویچ و شیمانسکا (Baranowski, Krajewski, Mackiewicz & Szymańska, 2016)، با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای اروپای شرقی و مرکزی طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که در کشورهای مورد مطالعه، ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود، بزرگ‌تر از دوره رونق است، همچنین ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رونق، منفی و نقش غیرکینزی دارد.

بیولسی (Bilosì, 2017)، با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا و کانادا طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۴۷ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی

پرداخته و نشان داده که با در نظر گرفتن نرخ بیکاری (که نشان دهنده ادوار تجاری در اقتصاد است) به‌عنوان متغیر آستانه، ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود، بزرگ‌تر از دوره رونق است. پراقیدیس، تسینت‌زوس و پلاکانداراس (Pragidis, Tsintzos & Plakandaras, 2018)، با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای آمریکا طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۴ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری و مالی پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که حداکثر ضریب فزاینده شوک مثبت مخارج دولت طی رکود و رونق، به ترتیب، برابر با ۲/۲۹ و ۰/۸۵ بوده، همچنین زمانی که وضعیت مالی بخش خصوصی (نسبت بدهی بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی) زیاد (بحران مالی) و زمانی که این نسبت کم باشد، ضریب فزاینده سیاست مالی، به ترتیب، برابر با ۱/۱۹ و ۰/۵ است.

بورسی (Borsi, 2018)، با استفاده از داده‌های ۲۳ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی طی دوره ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری انتقال ملایم ساختاری ارائه‌شده توسط اورباج و قورودنیچنکو، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در قالب مدل پانلی طی ادوار اعتباری (وام‌دهی بانکی به بخش خصوصی) پرداخته، و به این نتیجه دست یافته که ضریب فزاینده مخارج دولت طی دوره رکود اعتباری، بزرگ‌تر از دوره رونق اعتباری است.

### ۲-۳. مطالعات داخلی

صمیمی، میلا علمی و زروکی (۱۳۹۲)، با استفاده از داده‌های استانی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۹ و با به‌کارگیری مدل پویای پانلی (گشتاورهای تعمیم‌یافته)، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد ایران پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که در اقتصاد ایران، ضریب فزاینده مخارج دولت در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تقریباً برابر با ۰/۶۳ و ۲/۱۱ بوده، همچنین این مقدار برای مالیات در کوتاه‌مدت و بلندمدت، برابر با ۰/۴۴ و ۱/۴۸ است.

غلامی و هژبر کیانی (۱۳۹۴)، با استفاده از داده‌های سالانه ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، به بررسی نحوه تأثیر سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که در اقتصاد ایران، مخارج دولت در دوره رکود و مالیات در دوره رونق، مؤثرتر عمل می‌کنند.

### ۳-۳. جمع‌بندی مطالعات انجام‌شده و تشریح نوآوری‌های مطالعه حاضر

طبق مبانی نظری، ضریب فزاینده سیاست مالی متناسب با شرایط اقتصادی تغییر می‌کند، و مطالعات تجربی انجام گرفته در این حوزه، مبین همین موضوع است؛ زیرا محققان، متناسب با روش اقتصادسنجی، دوره زمانی، کشور مورد مطالعه و بعضاً با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصادی (رژیم

ارزی، دوران رکود و رونق، وضعیت بدهی، درجه باز بودن اقتصادی و ...، هر یک مقدار عددی متفاوتی را برای ضریب فزاینده در کشور مورد مطالعه به دست آورده‌اند.

تحقیقات اولیه در این حوزه با مطالعه بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002) گسترش یافت. از آنجا که مطالعه مذکور بر پایه مدل خودرگرسیون برداری ساختاری است، دارای یک نکته قوت و ضعف است، نکته قوت این روش، آن است که در محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی، محقق را قادر می‌سازد که انواع ضریب فزاینده سیاست مالی به تفکیک آنی و تجمعی را محاسبه کند، اما از آنجا که ضریب فزاینده تحت شرایط مختلف، مقدار عددی متفاوتی به خود می‌گیرد، در نتیجه، روش مذکور که یک روش خطی است، نمی‌تواند برای شرایط مختلف اقتصادی، ضریب متفاوتی به دست آورد. این ایراد در مطالعات بعدی موردتوجه محققان قرار گرفت تا به تکیه بر مدل‌های غیرخطی از جمله روش خود رگرسیون برداری انتقال ملایم (اورباج و قورودنیچنکو (Auerbach & Gorodnichenko, 2012)، قروویچ قنیپ (Grdović Gnip, 2014)، ریرا کریچتون و همکاران (Riera-Crichton et al., 2015)، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (بیلوسی (Bilosi, 2017)، پراقیدیس و همکاران (Pragidis, Tsintzos & Plakandaras, 2018)) و مدل چرخشی مارکوف (آرین و همکاران، ۲۰۱۵)، به محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی تحت شرایط مختلف اقتصادی بالأخص دوران رکود و رونق بپردازند. در نتیجه در مطالعه حاضر، ابتدا براساس روش بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002) ضریب فزاینده آنی و تجمعی سیاست مالی را محاسبه، و سپس جهت بررسی نحوه تأثیر ادوار تجاری بر ضریب فزاینده سیاست مالی، از مدل چرخشی مارکوف استفاده می‌کند.

لذا مطالعه حاضر، برخلاف مطالعات خارجی مشابه که یا ضریب فزاینده آنی و تجمعی و یا صرفاً ضریب فزاینده غیرخطی را محاسبه کرده‌اند، از هر دو روش جهت محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی استفاده می‌کند تا، هم ضریب فزاینده سیاست مالی به صورت آنی و تجمعی محاسبه شود و هم، مشخص شود که تحت شرایط ادوار تجاری اقتصاد ایران، ضریب فزاینده سیاست مالی چگونه تغییر می‌کند تا استنباط درست و دقیق‌تری از اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران انجام شود.

#### ۴. روش انجام تحقیق، معرفی مدل و داده‌ها

۴-۱. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری ارائه شده توسط بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002) جهت محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی

##### ۴-۱-۱. معرفی مدل خودرگرسیون برداری ساختاری

مدل خودرگرسیون برداری که بلانچارد و پروتی جهت برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی معرفی کردند، به صورت زیر است.

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + CD + U_t \quad (۶)$$

در معادله بالا،  $y_t$  بردار متغیرهای درونزای سیستم است که شامل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم درآمدهای مالیاتی و لگاریتم مخارج دولت می‌باشد. ماتریس  $A$  نیز شامل پارامترهایی است که رابطه متغیرهای درونزا و وقفه‌های این متغیرها را نشان می‌دهد، همچنین ماتریس  $D$  شامل متغیرهای غیر تصادفی مدل (عرض از مبدأ و متغیر روند) بوده، و از سوی، ماتریس  $U$  بردار باقیمانده-های فرم حل شده مدل است.

حال فرم خلاصه شده و ساختاری مدل ۶ به صورت زیر قابل تصریح است.

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i^* y_{t-i} + C^* D + B \varepsilon_t \quad \varepsilon_t = N(0, I_k) \quad (۷)$$

ماتریس  $B$  (در مطالعه حاضر یک ماتریس  $3 \times 3$ ) ضرایب شوک‌های ساختاری و  $\varepsilon$  نیز بردار شوک‌های ساختاری مدل است. رابطه بین باقیمانده مدل‌های شماره ۶ و ۷ به صورت زیر است.

$$AU_t = B\varepsilon_t \rightarrow U_t = A^{-1}B\varepsilon_t \quad (۸)$$

جهت برآورد پارامترهای فرم ساختاری، لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای رگرسیون ۶ ( $U_t$ ) و جملات اخلاص سیستم معادلات ساختاری ( $\varepsilon_t$ ) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد. این محدودیت‌ها باید از ملاحظات نظری سرچشمه بگیرد. با توجه به قیدهای وضع شده، می‌توان مدل‌های SVAR را به سه حالت کلی دسته‌بندی کرد: حالت اول که در آن ماتریس  $B$  به صورت ماتریس واحد در نظر گرفته می‌شود و حداقل قیود مورد نیاز برای شناسایی سیستم، تعداد  $\frac{k(k-1)}{2}$  قید است که بر ماتریس  $A$  وضع می‌گردد. حالت دوم که در آن ماتریس  $A$  به صورت ماتریس واحد در نظر گرفته می‌شود و تعداد قیود لازم بر ماتریس  $B$ ، مانند حالت اول است و حالت سوم که محدودیت‌ها بر هر دو ماتریس  $A$  و  $B$ ، وضع می‌شود و حداقل قیود لازم برای شناسایی برابر با  $k^2 + \frac{k(k-1)}{2}$  است.

مدل SVAR مورد استفاده مطالعه حاضر، با پیروی از روش بلانچارد و پروتی (Blanchard & perroti, 2002)، ارتباط میان باقیمانده‌های فرم حل شده (جملات  $U_t$ ) و فرم ساختاری ( $\varepsilon_t$ ) برای

سه معادله مربوطه را با در نظر گرفتن محدودیت‌ها بر هر دو ماتریس A و B را به صورت زیر نشان می‌دهد:

$$u_t^T = a_{13}u_t^y + \varepsilon_t^T + b_{12}\varepsilon_t^g \quad (9)$$

$$u_t^g = a_{23}u_t^y + b_{21}\varepsilon_t^T + \varepsilon_t^g \quad (10)$$

$$u_t^T = a_{31}u_t^T + a_{32}u_t^g + \varepsilon_t^y \quad (11)$$

در معادلات بالا، T، g و y به ترتیب، نشان‌دهنده، درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی است. معادلات شماره ۹ تا ۱۱ رابطه بین شوک‌های ساختاری مدل ۷ و باقیمانده‌های مدل ۶ را نشان می‌دهد، به نحوی که طبق معادله شماره ۹ تغییرات غیرمنتظره در مالیات‌ها به علت شوک‌های ساختاری مالیات‌ها و مخارج دولت و تغییرات پیش‌بینی‌نشده در تولید است. همچنین مطابق با معادله شماره ۱۰، تغییرات غیرمنتظره در مخارج دولت به علت شوک‌های ساختاری مالیات‌ها و مخارج دولت و تغییرات پیش‌بینی‌نشده در تولید است، در حالی که طبق معادله شماره ۱۱ تغییرات غیرمنتظره در تولید به علت شوک ساختاری تولید و تغییرات پیش‌بینی‌نشده در مخارج دولت و مالیات‌ها است.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & a_{13} \\ 0 & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (12)$$

با توجه به اینکه هر معادله دارای سه متغیر است، بنابراین، حداقل ۱۲ محدودیت جهت برآورد مدل لازم است. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری معرفی شده در بالا، با وجود پارامترهای ناشناخته در ماتریس‌های A و B چندان مفید و جالب‌توجه نیست. بلانچارد و پروتی جهت حل مشکل مذکور، با استفاده از اطلاعاتی در مورد درآمد و مخارج دولت و با اعمال محدودیت‌هایی اقتصادی و نظری، رابطه بین شوک‌های ساختاری و شوک‌های خلاصه شده را تعیین کردند که به صورت زیر می‌باشد. با توجه به اینکه اولاً، داده‌ها فصلی هستند و ثانیاً، متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل حضور دارند، بلانچارد و پروتی، ضرایب  $a_{13}$  و  $a_{23}$  را به ترتیب، کشش درآمد مالیاتی و مخارج دولت نسبت به تولید عنوان کردند. لذا دو محدودیت اول به صورت زیر وارد ماتریس A می‌شود. محدودیت اقتصادی اول: چنانچه تولید فصلی تغییر کند، سیاست‌گذار اقتصادی قادر به تغییر مخارج دولت در همان فصل نیست، زیرا تغییر مخارج دولت تابع قوانین و مقررات است که زمان‌بر می‌باشد، بدین جهت،  $a_{23}$  مساوی صفر در نظر گرفته می‌شود.



محدودیت اقتصادی دوم: با توجه به رفتار ادواری مالیات‌ها، که با افزایش (کاهش) تولید در هر فصل، مالیات‌ها نیز افزایش (کاهش) می‌یابند، بلانچارد و پروتی جهت محاسبه کشش مالیات‌ها نسبت به تولید، از روش میانگین وزنی استفاده کردند که به صورت زیر می‌باشد.

$$a_{13}^i = \sum \eta^i * \frac{R_t^i}{R_t^T} \quad (13)$$

در معادله بالا، اندیس  $i$  نشان‌دهنده نوع مالیات (مالیات بر درآمد، مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر ثروت و مالیات غیرمستقیم) است، بنابراین،  $\eta^i$  کشش مالیات  $i$  ام را نشان می‌دهد و  $R_t^i$  درآمد مالیاتی نوع  $i$  ام در فصل  $t$  و  $R_t^T$  نیز مبین کل درآمدهای مالیاتی در فصل  $t$  است. حال به منظور محاسبه  $a_{13}$  کل مالیات‌ها از معادله زیر استفاده می‌شود.

$$a_{13} = \frac{1}{T} \sum a_{13}^i \quad (14)$$

که در آن،  $T$  تعداد کل مشاهدات است.

محدودیت اقتصادی سوم: در مرحله آخر باید وضعیت  $b_{12}$  و  $b_{21}$  مشخص شود، به نحوی که ضریب اولی، واکنش درآمدهای مالیاتی به شوک ساختاری واردشده بر مخارج دولت و دومی نیز واکنش مخارج دولت به شوک ساختاری درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد، از آنجاکه درآمدهای مالیاتی، بیشتر تابع وضعیت اقتصادی جامعه است، بنابراین با نوسانات مخارج دولت در هر فصل سال، نوسان نمی‌کند، اما اصولاً مخارج دولت متناسب با درآمدهایش، مشخص، و در نتیجه،  $b_{12}$  مساوی صفر در نظر گرفته می‌شود و  $b_{21}$  نیز از درون مدل محاسبه می‌شود (Blanchard & perroti, 2002; Tang et al., 2013).

## ۲-۱-۴. محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی

ضریب فزاینده آنی<sup>۱</sup>:

$$m_g^0 = \frac{\Delta y_0}{\Delta g_0} \quad (15)$$

ضریب فزاینده در افق زمانی  $n$ <sup>۲</sup>:

$$m_g^n = \frac{\Delta y_n}{\Delta g_0} \quad (16)$$

ضریب فزاینده تجمعی<sup>۳</sup>:

$$m_g^C = \frac{\sum_{t=0}^n \Delta y_t}{\sum_{t=0}^n \Delta g_t} \quad (17)$$

1. Impact Multiplier
2. The Multiplier in a Future Period  $n$
3. Cumulative Multiplier

با اعمال تغییر در مخارج دولت در همان لحظه (فصل یا سال) تغییری در تولید ایجاد می‌شود که تحت عنوان ضریب فزاینده آنی مخارج دولت مشهور است، همچنین پس از تغییر در مخارج دولت، شاید تأثیر این تغییر پس از گذشت مدت زمانی اثر خود را بر تولید نشان دهد که به‌عنوان ضریب فزاینده در افق زمانی  $n$  مشهور است، اما آنچه از اهمیت بالایی برخوردار است، محاسبه ضریب فزاینده تجمعی است که با استفاده از فرمول ضریب فزاینده تجمعی محاسبه می‌شود.

پس از مدل‌سازی و اعمال قیود در مدل خود رگرسیون برداری ساختاری مدل تخمین زده می‌شود، سپس توابع پاسخ ضربه محاسبه می‌شود، به‌نحوی که در روابط بالا،  $\Delta y$  میزان تغییر تولید در اثر شوک وارد شده به مخارج دولت و  $\Delta g$  پاسخ مخارج دولت به شوک مخارج دولت است، اما از آنجا که متغیرها به‌صورت لگاریتمی هستند، مقدار عددی به‌دست‌آمده در این حالت کشش تولید نسبت به مخارج دولت را نشان می‌دهد که به‌منظور تبدیل به ضریب فزاینده روابط بالا را در نسبت میانگین تولید به میانگین مخارج دولت ضرب می‌کنیم (ضریب فزاینده مالیات نیز از روش مذکور محاسبه می‌شود). به‌طور مثال ضریب فزاینده آنی مخارج دولت پس از تخمین مدل خود رگرسیون برداری ساختاری به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$m_g^0 = \frac{IRF_{y,g}}{IRF_{g,g}} * \frac{\bar{y}}{\bar{g}} \quad (18)$$

که در روابط بالا،  $IRF_{y,g}$  پاسخ تولید نسبت به شوک وارد شده از سمت مخارج دولت،  $IRF_{g,g}$  پاسخ مخارج دولت نسبت به شوک وارد شده از سمت مخارج دولت،  $\bar{y}$  میانگین تولید ناخالص داخلی در دوره موردبررسی،  $\bar{g}$  میانگین مخارج دولت در دوره موردبررسی،  $\bar{T}$  میانگین درآمدهای مالیاتی در دوره موردبررسی،  $m_g$  ضریب فزاینده مخارج دولت است (Grdović Gnip, 2014 and Caggiano, 2015). (Castelnuovo, Colombo & Nodari, 2015).

۲-۴. روش ارائه‌شده توسط هال ۲۰۰۹ جهت برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در قالب یک معادله رگرسیونی و تعمیم آن در قالب یک معادله چرخشی مارکوف: ارائه‌شده توسط آرین و همکاران ۲۰۱۵

هال جهت برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در قالب یک معادله رگرسیونی، رابطه زیر را معرفی کرد.

$$\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = m_z \frac{g_t - g_{t-1}}{y_{t-1}} + k_z + \varepsilon_t \quad (19)$$

در معادله بالا  $y_t$  تولید ناخالص داخلی،  $g_t$  مخارج دولت،  $k_z$  نیز جزء ثابت مدل و  $m_z$  نیز ضریب فزاینده مخارج دولت است.

محققان متعددی در قالب روش‌های متعددی (حداقل مربعات معمولی، مدل‌های پانلی و مدل‌های غیرخطی) معادله شماره ۱۹ که توسط هال معرفی شده را تخمین زده‌اند، اما آراین و همکاران (Arin et al., 2015) به‌منظور برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری معادله شماره ۱۹ را در قالب یک معادله چرخشی مارکوف تصریح کردند که به‌صورت زیر می‌باشد.

$$y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^n \gamma(s_t) y_{t-i} + m_g(s_t) \frac{g_t - g_{t-1}}{y_{t-1}} + m_T(s_t) \frac{T_t - T_{t-1}}{y_{t-1}} + \varepsilon_t(s_t) \quad (20)$$

در معادله بالا،  $y_t$  برابر با  $\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}$  است که نشان‌دهنده رشد اقتصادی است، از سویی  $\mu(s_t)$  نیز میانگین رشد اقتصادی است که به‌عنوان عرض از مبدأ وارد مدل شده است که تابعی از متغیر پنهان  $s_t$  است. متغیر پنهان  $s_t$  قابلیت رژیم‌ی کردن مدل را دارد و وابسته به رشد اقتصادی است، یعنی با توجه به وضعیت رشد اقتصادی، حداقل دو حالت (رکود و رونق) به خود می‌گیرد و قابلیت رژیم‌ی کردن قسمت‌های مختلف معادله را دارد، به‌نحوی که قسمت خودرگرسیون معادله  $(y_{t-i})$ ، ضریب فزاینده‌ها ( $m_T$  و  $m_g$ ) و واریانس جزء اخلاص ( $\sigma_\varepsilon$ ) می‌تواند تابعی از رژیم‌ها و متغیر پنهان باشند. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ با توجه به اینکه کدام قسمت مدل خودرگرسیون تابعی از رژیم‌های مختلف است می‌توان به انواع مختلف تقسیم‌بندی کرد. در یک تقسیم‌بندی کلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ را می‌توان به چهار حالت کلی تقسیم‌بندی کرد. الف، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در عرض از مبدأ (MSI)، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در پارامترهای مدل خودرگرسیون (MSA)، و مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در واریانس جزء اخلاص (MSH).

یکی از مشکلات اصلی در مدل‌سازی معادلات چرخشی مارکوف مربوط به این موضوع است که کدام قسمت و یا قسمت‌ها بایستی تابعی از رژیم‌ها باشد که بدین منظور از استراتژی انتخاب مدل بهینه در مدل چرخشی مارکوف استفاده می‌شود.

**استراتژی انتخاب مدل بهینه:** (تلخیص شده از کلگنی و مانرا (Cologni & Manera, 2006))

۱. آزمون غیرخطی بودن روابط بین متغیرها: بدین منظور از آزمون توسعه‌یافته شده توسط آنگ و بکارت (Ang Bekaert, 1998)، استفاده می‌شود. در حقیقت فرض صفر این مدل، عدم وجود انتقالات رژیم‌ی در مدل است و چنانچه فرض صفر رد شود نشان‌دهنده وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای موردتحقیق است. البته این آزمون به‌صورت توزیع کای دو ( $\chi^2(q)$ ) می‌باشد که در آن  $q$  تعداد پارامترهای محدودیتی است که تحت آزمون صفر تعریف نشده‌اند.

۲. تعیین تعداد رژیم: پساراداسکی و سپاگنولو (Psaradakis & Spagnolo, 2003)، استفاده از معیار آکائیک را برای انتخاب رژیم بهینه معرفی کرده‌اند، همچنین آزمایش‌های مونت کارلو نشان داد که معیار آکائیک، در انتخاب رژیم بهینه تا حد زیادی موفقیت‌آمیز است.

۳. تعیین تعداد وقفه بهینه مدل: بدین منظور از معیارهای آکائیک و ارزش لگاریتم تابع راستنمایی استفاده می‌شود که برای این منظور در داخل یکی از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ با استفاده از معیارهای گفته‌شده وقفه بهینه انتخاب می‌شود.

۴. مقایسه انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ: پس از تخمین مدل‌های مختلف با استفاده از رژیم‌ها و تعداد وقفه‌های متفاوت، بر اساس معیارهای زیر مدل مناسب را انتخاب می‌کنیم.

الف. عدم نقض فروض کلاسیک؛ ب. ارزش تابع حداکثر راستنمایی (هر چه بزرگ‌تر باشد مدل مناسب‌تر است)؛ ج. ارزش میانگین و عرض از مبدأ محاسبه‌شده برای رژیم‌های مختلف؛ د. احتمالات انتقال بین رژیم‌های مختلف.

لازم به ذکر است که دو مورد ج، د و همچنین ضرایب تخمینی به‌دست آمده برای پارامترهای مدل بایستی با اصول اقتصاد کلان هم‌خوانی داشته باشند.

#### ۳-۴. داده‌های مورد استفاده

تمامی داده‌های این مطالعه از بانک مرکزی، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی گردآوری شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت فصلی و در بازه‌ی زمانی ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۶:۲ می‌باشند، همچنین تمامی متغیرهای تحقیق به قیمت پایه‌ی سال ۱۳۸۳ می‌باشند و تمامی داده‌ها تحقیق با استفاده از روش TRAMO/SEATS که توسط گومز و مراول (Gomez & Maravall, 1997) ارائه شده است، تعدیل فصلی شده‌اند که بدین منظور از نرم‌افزار 10 eviews استفاده شده است.

#### ۵. نتایج تجربی تحقیق

##### ۵-۱. نتایج حاصل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری ساختاری

قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری ساختاری<sup>۱</sup> و محاسبه توابع پاسخ ضربه، بایستی وضعیت ماتریس‌های A و B که قبلاً توضیح داده شد، مشخص گردد، بدین منظور بر اساس معادلات شماره ۱۳ و ۱۴، ضریب  $a_{13}$  برای اقتصاد ایران محاسبه می‌گردد.

۱. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و کا پی اس اس نشان می‌دهد که هر سه متغیر مورد استفاده در تحقیق، دارای درجه انباشتگی یک هستند، به‌منظور بررسی رابطه هم‌انباشتگی متغیرها از آزمون یوهانسون-یوسیلیوس استفاده شد که نتایج آزمون مذکور نیز مبین وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها است که جهت اضافه نشدن حجم مقاله از گزارش نتایج آزمون‌های انباشتگی و هم‌انباشتگی خودداری شده است.

جدول شماره ۲. محاسبه کشش مالیات‌ها نسبت به تولید و برآورد پارامتر  $a_{13}$

مالیات	$\eta^i$	$a_{13}^i$	$a_{13}$
مالیات اشخاص حقوقی	۰/۲۲	۸/۰۴	۰/۲۱۲
مالیات بر درآمد	۰/۱۳۴	۲/۹۸	
مالیات بر ثروت	۰/۲۰۳	۱/۸۵۰	
مالیات غیرمستقیم	۰/۲۱۹	۷/۹۸	

مأخذ، نتایج تحقیق

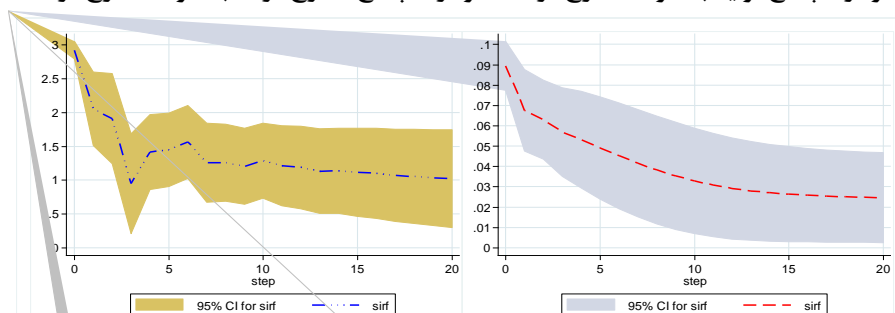
پس از محاسبه پارامتر  $a_{13}$  مدل خودرگرسیون برداری ساختاری تخمین زده شد و پارامترهای  $(a_{31}, a_{32}, b_{21})$  برای اقتصاد ایران در مدل مورداستفاده محاسبه شدند که در ماتریس‌های پایین گزارش شده‌اند (قابل ذکر است که هر سه پارامتر محاسبه شده در سطح ۵ درصد معنادار است).

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0.212 \\ 0 & 1 & 0 \\ -0.105 & 0.302 & 1 \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0.005 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (۲۱)$$

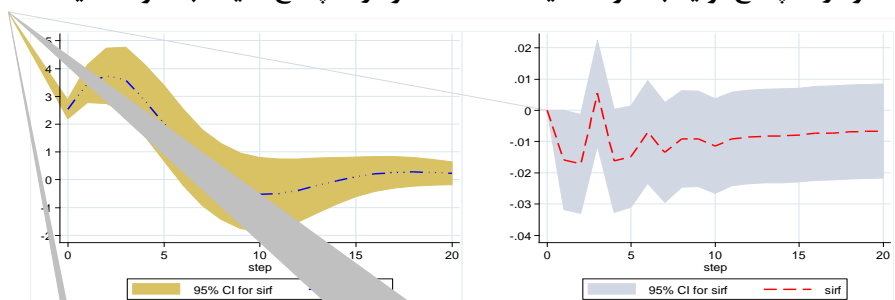
با توجه به نتایج حاصل در ماتریس‌های  $A$  و  $B$  می‌توان نتیجه گرفت که کشش تولید نسبت به مالیات برابر با  $(a_{31} = -0.105)$  و کشش تولید نسبت به مخارج دولت برابر با  $(a_{32} = 0.302)$  است، نتایج به‌دست‌آمده مطابق با تئوری‌های اقتصاد است، همچنین با توجه به اینکه ضریب  $b_{21}$  در سطح ۵ درصد معنادار است، مبین این موضوع است که مخارج دولت در اقتصاد ایران متأثر از شوک‌های مالیات است، البته میزان این اثرپذیری ضعیف ارزیابی می‌شود. نتایج حاصل با نتیجه مطالعه بلانچارد و پروتی و سایر مطالعات که از روش خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده کرده‌اند مطابقت دارد، زیرا بلانچارد و پروتی نیز کشش تولید نسبت به مالیات را برابر با  $(a_{31} = -0.868)$  و کشش تولید نسبت به مخارج دولت را برابر با  $(a_{32} = 0.956)$  به دست آوردند، همچنین بلانچارد و پروتی با محاسبه  $b_{12}$  و  $b_{21}$  برای کشور آمریکا ادعان کردند که از آنجا که هم شوک مخارج دولت و هم شوک مالیات به ترتیب اثر ضعیفی بر مالیات و مخارج دولت دارند بنابراین انتخاب اینکه کدام یک در ماتریس  $B$  صفر باشد نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه را به مقدار بسیار کمی تحت تأثیر قرار می‌دهد که نتایج مطالعه حاضر نیز حاکی از کوچک بودن ضریب  $b_{21}$  است (قابل ذکر است که در مطالعه حاضر ماتریس  $B$  برای اقتصاد ایران بار دیگر با فرض  $b_{21} = 0$  محاسبه شد و ضریب  $b_{12} = 0.001$  حاصل شد که هم‌راستا با نتایج مطالعه بلانچارد و پروتی است که در نهایت با توجه به کوچک‌تر بودن ضریب  $b_{12}$  از  $b_{21}$ ،  $b_{12}$  صفر در نظر گرفته شد).

پس از برآورد مدل خود رگرسیون برداری و تعیین درون‌زای پارامترهای مجهول در ماتریس‌های A و B، توابع پاسخ ضربه ساختاری محاسبه می‌شود تا بر اساس مقادیر حاصل‌شده از این توابع و متناسب با معادلات معرفی شده در قسمت‌های قبلی، ضریب فزاینده سیاست مالی محاسبه گردد. نمودارهای شماره ۱ و ۲ نشان می‌دهد که در نتیجه شوک واردشده به مخارج دولت، تولید ناخالص داخلی و مخارج دولت کاهش می‌یابد، به نحوی که اثر شوک واردشده به تولید ناخالص داخلی با شیب نسبتاً تندی رو به کاهش است، اما اثر همین شوک بر روی مخارج دولت تا سه دوره شدیداً رو به کاهش است، اما بعد از گذشت سه دوره با شیب بسیار ضعیفی اثر این شوک در حال از بین رفتن است. همچنین با توجه به نمودارهای شماره ۳ و ۴ شوک واردشده از سمت مالیات تأثیر منفی و ضعیفی بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما خود مالیات شدیداً تحت تأثیر شوک واردشده از سمت خود است. حال با توجه به توابع پاسخ ضربه حاصل‌شده و با استفاده از معادلات شماره ۱۵ تا ۱۸، ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران محاسبه می‌شود که نتایج آن در جدول ۳ گزارش شده است (قابل ذکر است که نتایج حاصل از توابع پاسخ ضربه هم مطابق با انتظار است هم با نتایج مطالعه بلانچارد و پروتی ۲۰۰۲ و چبی ۲۰۱۷ مطابقت دارد).

#### نمودار ۱. پاسخ تولید به شوک مخارج دولت نمودار ۲. پاسخ مخارج دولت به شوک مخارج دولت



#### نمودار ۳. پاسخ تولید به شوک مالیات



جدول ۳. ضریب فزاینده سیاست مالی

	ضریب فزاینده آنی	بزرگ‌ترین ضریب فزاینده در افق زمانی	ضریب فزاینده تجمعی تا فصل ۱۰	ضریب فزاینده تجمعی تا فصل ۲۰
مخارج دولت	۰/۲۸۱	۰/۸۶ (فصل ۳)	۰/۳۰۴	۰/۴۴۵
مالیات	-۰/۰۷۹	-۰/۲۳۳ (فصل ۶)	-۰/۱۰۷	-۰/۱۷۱

مأخذ، نتایج تحقیق؛ نسبت  $\frac{\bar{y}}{g}$  و  $\frac{\bar{y}}{T}$  برای دوره مورد بررسی است.

با توجه به نتایج حاصل در جدول شماره ۳ ذکر چند نکته ضروری به نظر می‌رسد. نکته اول، ضریب فزاینده مخارج دولت مثبت و مالیات منفی است که مطابق با تئوری‌های اقتصاد است، نکته دوم ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر از مالیات (هم به صورت آنی و هم به صورت تجمعی) است. به نحوی که ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات پس از گذشت ۲۰ فصل به ترتیب به رقم ۰/۴۴۵ و ۰/۱۷۱- می‌رسد، این در حالی است که بلانچارد و پروتی ۲۰۰۲ با محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات برای فصل‌های متعدد، بزرگ‌ترین ضریب مذکور را برای کشور آمریکا به ترتیب ۲/۵ و ۰/۴۹- به دست آوردند، اورباج و قورودنیچنکو ۲۰۱۲ با محاسبه ضریب فزاینده تجمعی مخارج دولت تا ۲۰ فصل به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزاینده تجمعی (۲۰ فصل) مخارج دولت برای کشور آمریکا طی دوره رونق و رکود به ترتیب برابر با ۰/۳۳ و ۲/۲۴ است، قروویچ قنیپ ۲۰۱۴ برای کشور کرواسی ضریب فزاینده آنی مخارج دولت و مالیات را به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۰۳- به دست آورد، همچنین ضریب فزاینده تجمعی تا ۲۰ فصل برای مخارج دولت و مالیات را به ترتیب برابر با ۲/۶۶ و ۰/۶۵ محاسبه کرد. چبی ۲۰۱۷ برای کشور ترکیه نشان داد که ضریب فزاینده آنی و تجمعی (تا ۱ فصل) مخارج دولت برابر با ۱ و ۰/۹ است. در حالت کلی برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی مطالعه حاضر برای اقتصاد ایران حاکی از آن است که مطابق با سایر مطالعات انجام گرفته در حوزه مذکور، ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر از مالیات است، همچنین ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات به ترتیب مثبت و منفی است، همچنین با توجه به ویژگی‌ها و ساختار هر اقتصادی، ضریب فزاینده سیاست مالی تغییر می‌کند. از سویی همواره این بحث در ادبیات نظری و تجربی ضریب فزاینده سیاست مالی وجود دارد که مقدار ضریب فزاینده بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از یک است که مطابق با نتایج حاصل، ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران کوچک‌تر از یک است.

ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل خطی (خودرگرسیون برداری ساختاری) تعیین شد، اما آنچه بعد از بحران جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ محققان زیادی را در مورد ضریب

فزاینده سیاست مالی به چالش کشید، پاسخ به این سؤال بود که آیا در دوره رکود ضریب فزاینده مخارج دولت افزایش می‌یابد؟. پاسخ به این سؤال که حجم نسبتاً زیادی از تحقیقات حوزه سیاست مالی را بعد از بحران مذکور به خود اختصاص داد، هم‌چنان در اقتصاد ایران بررسی نشده است، لذا قسمت دوم نتایج تجربی تحقیق به دنبال بررسی موضوع مذکور است.

#### ۵-۲. یافته‌های حاصل از مدل چرخشی مارکوف

زمانی الگوی مارکوف سوئیچینگ، مدل مناسبی برای بررسی روابط بین متغیرها است که رابطه بین متغیرهای مورد تحقیق به صورت غیرخطی باشد که بدین منظور از آزمون نسبت راستنمایی استفاده شده است، به نحوی که فرض  $H_0$  این آزمون، عدم وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها است، از آنجاکه مطابق با جدول ۴، مقدار آماره آزمون بزرگ است و احتمال مربوط به این آماره نیز بسیار کوچک است، بنابراین فرض صفر آزمون رد می‌شود که بیانگر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد تحقیق است.

جدول ۴. نتایج آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها (LR)

آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال
۱۷/۴۱ ***	۱۶	۰/۰۰۰

\*\*\*؛ \*\*؛ \* : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از اطمینان از اینکه مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ نسبت به مدل‌های خطی مدل مناسبی برای بررسی برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی است، مدل‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ تخمین زده شد و بر اساس معیار آکائیک، رژیم بهینه و بر اساس معیار آکائیک و ارزش لگاریتم حداکثر راستنمایی وقفه بهینه در داخل هر یک از مدل‌های مارکوف انتخاب شد. سپس به مقایسه انواع مدل‌های تخمین زده شده بر اساس، (الف. عدم نقض فروض کلاسیک؛ ب. ارزش تابع حداکثر راستنمایی (هر چه بزرگ‌تر باشد مدل مناسب‌تر است)؛ ج. ارزش میانگین و عرض از مبدأ محاسبه شده برای رژیم‌های مختلف؛ د. احتمالات انتقال بین رژیم‌های مختلف)، پرداخته شد، به نحوی که نتایج به دست آمده نیز مطابق با اقتصاد کلان باشد، در نتیجه مدل بهینه و مناسبی که انتخاب شد، مدل



MSMAH<sup>1</sup>(2) - AR(2) با دو رژیم و دو وقفه بهینه می‌باشد که نتایج حاصل از تخمین مدل موردنظر در جدول ۵ گزارش شده است. لازم به ذکر است که تصریح مدل چرخشی مارکوف برای برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران متناسب با مدل MSMAH(2) - AR(2)، در معادله زیر آمده است.

$$y_t = \mu(s_{0,1}) + \gamma_1 y_{t-1}(s_{0,1}) + \gamma_2 y_{t-2}(s_{0,1}) + m_g(s_{0,1}) \frac{g_t - g_{t-1}}{y_{t-1}} + m_T(s_{0,1}) \frac{T_t - T_{t-1}}{y_{t-1}} + \varepsilon_t(s_{0,1}) \quad (22)$$

در معادله بالا،  $y_t$  رشد اقتصادی است، همچنین  $\mu$ ، میانگین رشد اقتصادی؛  $\gamma$ ، وقفه متغیر رشد اقتصادی؛  $m_g$  ضریب فزاینده مخارج دولت؛  $m_T$  ضریب فزاینده مالیات و  $\varepsilon_t$  جزء اخلال معادله است که همگی از متغیر پنهان ( $s$ ) که دارای دو وضعیت (0,1) است، تبعیت می‌کنند. با توجه به نتایج جدول ۵ و رابطه ۲۲، میانگین رشد اقتصادی ( $\mu$ ) عرض از مبدأ معادله است، بنابراین عرض از مبدأ رژیم صفر (0)  $\mu$ ، برابر با  $-2/3$ ، و عرض از مبدأ رژیم یک (1)  $\mu$ ، برابر با  $4/47$  می‌باشد. این بدین معنا است که میانگین رشد اقتصادی در رژیم صفر منفی و در رژیم یک مثبت است، بنابراین رژیم صفر، رژیم رکودی و رژیم یک، رژیم رونق را تشکیل می‌دهند. اما آنچه در این تحقیق مدنظر است، مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی در رژیم‌های رکودی و رونق است که مطابق با نتایج حاصل شده، ضریب فزاینده مخارج دولت در دوران رکود ( $m_g(0)$ )،  $0/828$  و برای دوره رونق ( $m_g(1)$ )  $0/108$  است، همچنین ضریب فزاینده مالیات برای دوره رکود ( $m_T(0)$ ) و رونق ( $m_T(1)$ ) به ترتیب برابر با  $-0/092$  و  $-0/194$  است. (1)

جدول شماره ۵. نتایج تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ: متغیر وابسته رشد اقتصادی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
$\gamma_1(0)$	۱/۱۱ ***	۰/۱۲۱	۹/۱۶
$\gamma_1(1)$	۰/۸۲ ***	۰/۱۶۵	۵/۰۲
$\gamma_2(0)$	۰/۴۶ ***	۰/۱۶۶	۲/۷۸
$\gamma_2(1)$	۰/۰۶۵	۰/۱۸۵	۱/۳۰
$\mu(0)$	-۲/۱۳ ***	۰/۶۱۳	-۳/۴۷

۱. مدل چرخشی مارکوف با رژیمی بودن میانگین متغیر وابسته، ضرایب قسمت خودرگرسیون و واریانس جزء اخلال با وجود دو رژیم به نحوی که دارای دو وقفه بهینه در قسمت خودرگرسیون است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
$\mu$ (1)	۴/۴۷ ***	۱/۱۳	۳/۱۷
$m_g$ (0)	۰/۸۲۸ ***	۰/۲۴۲	۳/۴۱
$m_g$ (1)	۰/۱۰۸ ***	۰/۰۳۵	۳/۰۲
$m_T$ (0)	-۰/۰۹۲ *	۰/۰۵۳	-۱/۷۱
$m_T$ (1)	-۰/۱۹۴ ***	۰/۰۷۱	۲/۷۰
$\sigma$ (0)	۰/۰۲۲ ***	۰/۰۰۴	۵/۱۱
$\sigma$ (1)	۰/۰۲۹ ***	۰/۰۰۶	۴/۴۳
P{0 0}	۰/۶۶ ***	۰/۰۷۲	۹/۰۵
P{0 1}	۰/۲۰ **	۰/۰۹۲	۲/۱۷

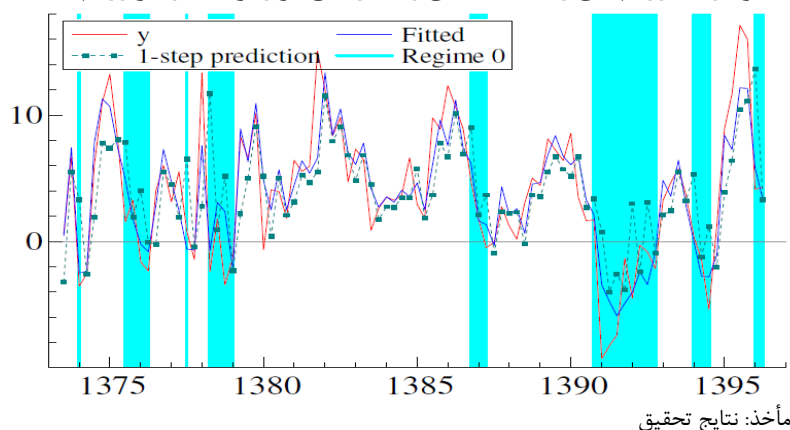
مأخذ: نتایج تحقیق؛ \*\*\*؛ \*\*؛ \* : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

از سویی دیگر مطابق با مبانی نظری و پیشینه تحقیق، چنین دیدگاهی در مورد ضریب فزاینده وجود دارد که ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری نامتقارن است، بنابراین در این مطالعه نیز به بررسی این فرضیه در اقتصاد ایران پرداخته شد و نتایج حاصل نشان از تأیید این فرضیه در اقتصاد ایران دارد. ضریب فزاینده مخارج دولت در دوره رکود و ضریب فزاینده مالیات در دوره رونق بزرگتر است. این نتایج قابل مقایسه با نتایج مطالعاتی مانند اورباچ و قورودنیچنکو ۲۰۱۲، قروویچ قنیپ ۲۰۱۴، کرراس ۲۰۱۴، آرین و همکاران ۲۰۱۵، ریرا کریچتون و همکاران ۲۰۱۵، باران آوسکی و همکاران ۲۰۱۶، بیولسی ۲۰۱۷ و پراقیدیس و همکاران ۲۰۱۸ است. نتایج همه این مطالعات حاکی از آن است که ضریب فزاینده مخارج دولت طی دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است و این ضریب برای مالیات در دوره رونق بزرگتر از دوره رکود است، البته مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی با توجه به کشور و دوره زمانی مورد مطالعه برای هر یک از تحقیقات متفاوت است به طور مثال اورباچ و قورودنیچنکو ۲۰۱۲ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری انتقال ملایم به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزاینده مخارج کل دولت برای دوره رونق در کشور آمریکا بین ۰ تا ۰/۵ قرار دارد و این مقدار برای دوره رکود بین ۱ تا ۱/۵ قرار دارد. آرین و همکاران ۲۰۱۵ نیز با استفاده از مدل چرخشی مارکوف مقدار ضریب فزاینده مخارج دولت برای کشور آمریکا در دوره رکود و رونق به ترتیب برابر با ۲/۹۰ و ۰/۱۳۱ به دست آوردند و این مقدار برای مالیات برای دوره رکود و رونق به ترتیب برابر با ۰/۱۹۴- و ۰/۶۶۳- به دست آمد. قابل ذکر است که با توجه به نتایج تجربی ضریب فزاینده سیاست مالی در کشور آمریکا نسبت به سایر کشورها بزرگتر است به نحوی که ضریب فزاینده مخارج دولت

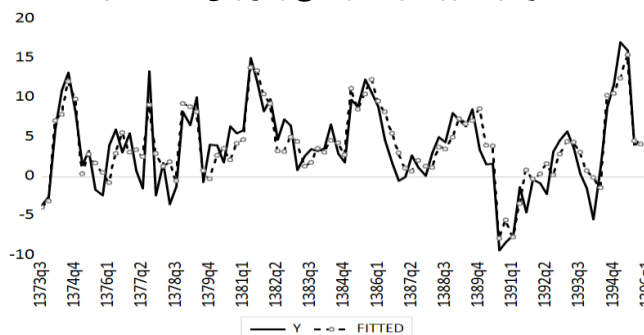
در آمریکا برای دوره رکود بزرگ‌تر از یک است اما این مقدار برای کشورهای اروپایی و در حال توسعه اکثراً کوچک‌تر از یک محاسبه شده است به‌طور مثال نتایج مطالعه ریرا کریچتون و همکاران ۲۰۱۵ برای ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نشان داد که ضریب فزاینده سیاست مالی در کشورهای مذکور کوچک‌تر از یک است. از آنجاکه ایران یک کشور در حال توسعه و با اقتصاد باز و نفتی است، انتظار داریم ضریب فزاینده مخارج دولت (همانند اکثر مطالعات قبلی انجام شده برای کشورهای در حال توسعه) کوچک‌تر از یک باشد که محقق شد. همچنین انتظار داریم که (همانند اکثر مطالعات قبلی انجام شده برای کشورهای در حال توسعه) ضریب فزاینده مخارج دولت در اقتصاد ایران طی دوره رکود بزرگ‌تر از دوره رونق و برای مالیات این موضوع برعکس باشد که این انتظار هم برآورده شد.

شکل ۵ احتمالات قرار گرفتن هر فصل در دوره رکود یا رونق و شکل ۶ تفاوت مقادیر واقعی و برآوردی رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. به‌نحوی که،  $(y)$  روند تغییرات رشد اقتصادی را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد و (FITTED) نشان‌دهنده برآورد مدل از رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی است که مطابق با شکل ۶ از آنجاکه روند برازش شده رشد اقتصادی به‌خوبی روند تغییرات رشد واقعی اقتصاد را پوشش داده است، مدل به‌خوبی برآورد گردیده است. هم‌چنین با بررسی شکل ۵ می‌توان دو رژیم مختلف را از یکدیگر تشخیص داد و تفکیک کرد، زیرا رژیم صفر (احتمالات هموار شده پرننگ) مربوط به فصل‌هایی است که رشد اقتصادی ایران یا منفی و یا روند کاهشی دارد و رژیم یک (احتمالات هموار شده سفیدرنگ) مربوط به فصل‌هایی است که تغییرات رشد مثبت و یا روند صعودی دارد که با دقت در رژیم‌های استخراجی، برآورد خوب مدل چرخشی مارکوف بهینه انتخاب شده در استخراج ادوار تجاری نیز مشخص می‌شود، زیرا به‌خوبی واقعیت اقتصادی ایران را از لحاظ دوران رکود و رونق توصیف می‌کند.

نمودار ۵. رژیم‌های رشد اقتصادی و فصل‌های قرارگرفته در هر رژیم



نمودار ۶. روند رشد واقعی و برازش شده مدل



مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۶. ویژگی‌های رژیم

نوع رژیم	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم
رژیم صفر	۲۷	۲۹/۰۳ درصد	۲/۷۰ فصل
رژیم یک	۶۶	۷۰/۹۷ درصد	۶/۶۰ فصل

مأخذ، نتایج تحقیق

جدول ۶ نیز ویژگی‌های مربوط به هر رژیم را نشان می‌دهد که مطابق با نتایج حاصل شده، از کل ۹۳ فصل اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۲:۳-۱۳۹۶:۲، ۲۷ فصل در دوره رکود و ۶۶ فصل در دوره رونق قرارگرفته است. از سویی میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم یک بیشتر از رژیم صفر است. همچنین احتمال قرار گرفتن در رژیم یک نیز بیشتر از رژیم دیگر است. همچنین مطابق با نتایج جدول ۷ احتمال ماندن در رژیم صفر برابر با ۶۶ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک برابر با ۸۰ درصد می‌باشد. بنابراین طی دوره موردبررسی تعداد فصل‌های رونق بیشتر از دوره رکود است و ماندگاری رونق نیز بیشتری از رکود است.

جدول ۷. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

رژیم صفر	رژیم یک	
۰/۶۶	۰/۲۰	رژیم صفر
۰/۳۴	۰/۸۰	رژیم یک

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۸ نیز آزمون‌های تشخیصی مدل تخمینی را نشان می‌دهد، به‌طور خلاصه می‌توان گفت که در سطح معنی‌داری یک درصد، اجزاء اخلاص به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند و دارای خودهمبستگی سریالی نیستند و همچنین واریانس اجزاء اخلاص به‌صورت همسان می‌باشند.

جدول ۸. آزمون‌های تشخیصی مدل شماره

احتمال	آماره آزمون	آزمون
۰/۸۶	۵/۳۴	همبستگی سریالی Ljung – Box Portmanteau Test
۰/۷۸	۰/۰۷	ناهمسانی واریانس ARCH - test
۰/۲۴	۲/۴۵	نرمال بودن اجزاء اخلاص Jarque–Bera Test

مأخذ: نتایج تحقیق

#### ۶. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در راستای برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی با به‌کارگیری روش ارائه‌شده توسط بلانچارد و پروتی ۲۰۰۲ در قالب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات محاسبه شد، اما از آنجاکه بعد از بحران جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ نقش بحران‌ها و رکودهای اقتصادی در تعیین اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی شدیداً مورد توجه پژوهشگران و اقتصاددانان قرار گرفت، بنابراین با استفاده از روش ارائه‌شده توسط هال (Hall, 2009) و با گسترش همین روش توسط آربین و همکاران (Arin et al., 2015) در قالب مدل چرخشی مارکوف سوئیچینگ به بررسی و برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته شد که بدین منظور از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ استفاده شد.

نتایج توابع واکنش ضربه حاصل از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری نشان داد که شوک وارد بر مخارج دولت، منجر به افزایش تولید و مخارج دولت می‌شود، همچنین تأثیر شوک مالیات بر تولید و مالیات به ترتیب منفی و مثبت است، با توجه به مقدار عددی توابع واکنش ضربه، مقدار ضریب فزاینده آبی مخارج دولت برای کل دوره و در حالت خطی و بدون در نظر گرفتن ادوار تجاری مقدار ۰/۲۸۱، به صورت تجمعی و پس از گذشت ۱۰ فصل مقدار ۰/۳۰۴ و پس از گذشت ۲۰ فصل مقدار ۰/۴۴۵ برآورد گردید، همچنین ضریب فزاینده مالیات نیز به‌صورت آبی ۰/۰۷۹-، تجمعی تا ۱۰ فصل ۰/۱۰۷- و تجمعی تا ۲۰ فصل مقدار ۰/۱۷۱- برآورد گردید.

نتایج حاصل از مدل چرخشی مارکوف نشان داد که فرضیه عدم تقارن ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری در اقتصاد ایران صادق است، به نحوی که ضریب فزاینده سیاست مخارج دولت طی دوره رکود بزرگ‌تر از دوره رونق است، از سویی دیگر ضریب فزاینده مالیات طی ادوار تجاری، منفی و از لحاظ قدر مطلق طی دوره رونق بزرگ‌تر از دوره رکود است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان عنوان کرد که یکی از موضوعات حوزه سیاست مالی که هم از لحاظ نظری و هم از لحاظ تجربی در مورد آن اختلاف نظر وجود دارد، مقدار عددی ضریب فزاینده سیاست مالی است. در یک تقسیم‌بندی کلی، ضریب فزاینده یا بزرگ‌تر از یک، یا صفر، یا کوچک‌تر از یک و یا کوچک‌تر از صفر است. نتایج این مطالعه نشان داد که دیدگاه کینزین‌ها که معتقد به ضریب فزاینده بزرگ‌تر از واحد هستند در اقتصاد ایران هم به صورت خطی و هم برای دوره رکود و رونق صادق نیست و ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران کوچک‌تر از واحد است. از سویی سیاست مالی در اقتصاد ایران می‌تواند ابزار مناسبی برای کاهش نوسانات اقتصادی باشد، به شرط اینکه ابزار مناسب در زمان مناسب استفاده شود.

## منابع و مأخذ

- جعفری صمیمی، احمد؛ میلا علمی، زهرا و زروکی، شهریار (۱۳۹۲). بررسی اثر بخشی ابزارهای سیاست مالی دولت در استان ها با داده های ترکیبی پویا و روش GMM سیستمی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۱): ۶۱-۷۹.
- غلامی، الهام و هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۹۴). بررسی آثار برنامه‌های محرک مالی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل TVAR. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۳): ۱۲۷-۱۴۳.
- Acconcia, A.; Corsetti, G., & Simonelli, S. (2014). Mafia and public spending: Evidence on the fiscal multiplier from a quasi-experiment. *American Economic Review*, 104(7): 2185-2209.
- Alesina, A., & Ardagna, S. (1998). Tales of fiscal adjustment. *Economic policy*, 13(27): 488-545.
- Alesina, A., & Ardagna, S. (2009). Large changes in fiscal policy: taxes versus spending, *NBER Working Paper*, No. 15438.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1997). Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. *Staff Papers*, 44(2): 210-248.
- Arin, K. P.; Koray, F., & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers in good times and bad times. *Journal of Macroeconomics*, 44: 303-311.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*: 4(2): 1-27.
- Baranowski, P.; Krajewski, P.; Mackiewicz, M., & Szymańska, A. (2016). The effectiveness of fiscal policy over the business cycle: a CEE perspective. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(8): 1910-21.
- Barro, R. J., & Redlick, C. J. (2011). Macroeconomic effects from government purchases and taxes. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1): 51-102.
- Batini, N.; Eyraud, L., & Weber, A. (2014). A simple method to compute fiscal multipliers, *IMF Working Paper*: No. 14/93.
- Biolsi, C. (2017). Nonlinear effects of fiscal policy over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 78: 54-87.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 117(4): 1329-68.
- Borsi, M. T. (2018). Fiscal multipliers across the credit cycle. *Journal of Macroeconomics*, 56: 135-151.
- Bussière, M.; Callegari, G.; Ghironi, F.; Sestieri, G., & Yamano, N. (2013). Estimating trade elasticities: Demand composition and the trade collapse of 2008-2009. *American economic Journal: macroeconomics*, 5(3): 118-51.
- Caggiano, G.; Castelnuovo, E.; Colombo, V., & Nodari, G. (2015). Estimating Fiscal Multipliers: News From A Nonlinear World. *The Economic Journal*, 125(584): 746-776.

- Çebi, C. (2017). The Government Spending Multiplier in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(5): 1184-98.
- Charles, S.; Dallery, T., & Marie, J. (2015). Why the Keynesian multiplier increases during hard times: A theoretical explanation based on rentiers' saving behaviour. *Metroeconomica*, 66(3): 451-473.
- Cimadomo, J., & Bénassy-Quéré, A. (2012). Changing patterns of fiscal policy multipliers in Germany, the UK and the US. *Journal of Macroeconomics*, 34(3): 845-873.
- Cologni, A., & Manera, M. (2006). The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov-Switching analysis for the G-7 countries. *Economic Modelling*, (1): 1-29.
- Deskari-Škrbić, M., & Šimović, H. (2017). The effectiveness of fiscal spending in Croatia, Slovenia and Serbia: the role of trade openness and public debt level. *Post-Communist Economies*, 29(3): 336-358.
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries. *NBER macroeconomics annual*, 5: 75-111.
- Grdović Gnip, A. (2014). The power of fiscal multipliers in Croatia. *Financial theory and practice*, 38(2): 173-219.
- Guo, Q.; Liu, C., & Ma, G. (2016). How large is the local fiscal multiplier? Evidence from Chinese counties. *Journal of Comparative Economics*, 44(2): 343-352.
- Hall, R. E. (2009). By how much does GDP rise if the government buys more output? . *National Bureau of Economic Research*. No. w15496.
- Ilzetzki, E.; Mendoza, E. G., & Végh, C. A. (2013). How big (small?) are fiscal multipliers?. *Journal of monetary economics*, 60(2): 239-254.
- Karras, G. (2014). Is Fiscal Policy more Effective during Cyclical Downturns?. *International Economic Journal*, 28(2): 255-271.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, UK: Palgrave Macmillan.
- Palley, T. I. (2009). Imports and the income-expenditure model: implications for fiscal policy and recession fighting. *Journal of Post Keynesian Economics*, 32(2): 311-322.
- Pragidis, I. C.; Tsintzos, P., & Plakandaras, B. (2018). Asymmetric effects of government spending shocks during the financial cycle. *Economic Modelling*, 68: 372-387.
- Riera-Crichton, D.; Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2015). Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: Evidence from OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 52: 15-31.
- Riguzzi, M., & Wegmueller, P. (2017). Economic openness and fiscal multipliers. *International Economic Journal*, 31(1): 1-35.



- Robert H. Frank, Adam Seth Levine and Oege Dijk (2014). Expenditure Cascades, *Review of Behavioral Economics*: 1(1-2): 55-73.
- Shen, W.; Yang, S., & Zanna, L. F. (2018). Government spending effects in low-income countries. *Journal of Development Economics*, 133: 201-219.
- Spilimbergo, M. A.; Schindler, M. M., & Symansky, M. S. A. (2009). Fiscal multipliers. *International Monetary Fund*, No. 2009-2011.
- Tang, H. C.; Liu, P., & Cheung, E. C. (2013). Changing impact of fiscal policy on selected ASEAN countries. *Journal of Asian Economics*, 24: 103-116.