



Original Research Article

The Impact of Indirect Tax Revenue Shocks on GDP Growth With an Approach to Estimating the Time-Varying Multiplier

Mehdi Mohammadi Dereshki¹ , Tahereh Akhoondzadeh Yousefi^{*2} ,
Mehdi Rostamzadeh³ , Mohammad Sokhanvar²

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran

2. Assistant Professor, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran

3. Assistant Professor, Department of Economics, Salmas Branch, Islamic Azad University, Salmas, Iran

Received: 09 August 2024

Accepted: 04 October 2024

Abstract

The idea that gained traction in economics with Keynesian theories (1936) pertains to the potential differential effects of fiscal policy on macroeconomic variables during periods of economic recession and boom. This concept has garnered significant attention from economists in both theoretical and empirical aspects over the past few years. Policymakers and statesmen in advanced economies and emerging markets tend to increase public spending or reduce taxes when confronted with economic recessions. Questions arise concerning the sign, magnitude, and channels through which these decisions impact GDP. There is no theoretical consensus on this matter. Tax reductions and increased public spending boost aggregate demand, leading to higher demand for labor, resulting in increased wages and employment. Higher income stimulates consumption, which further increases aggregate demand, leading to higher levels of investment and employment, thus creating a multiplier effect on income, consumption, and overall economic activity. The substitution effect implies that an increase in government spending is partially offset by a reduction in consumption and investment. These analyses, based on the assumptions of forward-looking consumers and firms maximizing intertemporal utility in neoclassical models, suggest a lower fiscal policy multiplier. According to Ricardian analysis within this framework, the fiscal policy multiplier could even be zero.

Keywords: Monetary Policy Index, Multiplier, Consumption and Sales Tax, Import Tax, TVP-Favar Model.

JEL Classification: E62, E32, C24

* **Corresponding Author:** Tahereh Akhoondzadeh Yousefi **E-mail:** t.akhoondzadeh@iaurmia.ac.ir **Tel:** +9143480604

How To Cite: Mohammadi Dereshki, M., Akhoondzadeh Yousefi, T., Rostamzadeh, M. & Sokhanvar, M. (2025). The Impact of Indirect Tax Revenue Shocks on GDP Growth Iran With an Approach to Estimating The Time-Varying Multiplier. *Economic Policies and Research*, 4(1), 53-84. DOI: 10.22034/jepr.2024.141855.1159

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63461.html?lang=en



Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

The idea that gained traction in economics with Keynesian theories (1936) pertains to the potential differential effects of fiscal policy on macroeconomic variables during periods of economic recession and boom. This concept has garnered significant attention from economists in both theoretical and empirical aspects over the past few years. Policymakers and statesmen in advanced economies and emerging markets tend to increase public spending or reduce taxes when confronted with economic recessions. Questions arise concerning the sign, magnitude, and channels through which these decisions impact GDP, employment, and investment. There is no theoretical consensus on this matter. According to the Keynesian view, tax reductions and increased public spending boost aggregate demand, leading to higher demand for labor, resulting in increased wages and employment. Higher income stimulates consumption, which further increases aggregate demand, leading to higher levels of investment and employment, thus creating a multiplier effect on income, consumption, and overall economic activity.

However, subsequent economists have shown that the Keynesian multiplier is influenced by various factors, including liquidity trap conditions, business cycle phases, exchange rate regimes, and the degree of economic openness. Consequently, the size of the Keynesian fiscal policy multiplier can vary under different conditions. Conversely, from a neoclassical perspective, the substitution effect implies that an increase in government spending is partially offset by a reduction in consumption and investment. These analyses, based on the assumptions of forward-looking consumers and firms maximizing intertemporal utility in neoclassical models, suggest a lower fiscal policy multiplier. According to Ricardian analysis within this framework, the fiscal policy multiplier could even be zero.

A review of theoretical perspectives and empirical studies on the impact of fiscal policy on macroeconomic variables, especially GDP, reveals a lack of theoretical consensus, with sometimes contradictory study results. Several domestic studies have attempted to estimate the policy multiplier in Iran's economy. However, as noted, the fiscal policy multiplier is influenced by various economic variables and conditions, making it unfeasible to estimate a single figure for the entire period under review to address the challenges of implementing the country's fiscal policies. Moreover, most domestic studies have focused on estimating the government spending multiplier, whereas tax revenues play a crucial role in funding Iran's economy. Tax revenues are also a significant tool of fiscal policy, and determining their magnitude and influential factors can greatly assist macroeconomic policymakers.

Therefore, the present article consists of two sections: (1) First, using the TVP-FAVAR-SV model, the time-varying multipliers of indirect taxes, specifically import taxes and consumption and sales taxes, will be estimated. (2) In the subsequent section, after estimating the time-varying multipliers of indirect tax revenues for their respective components, the study will employ historical variance decomposition techniques to identify and quantify the impact of key factors influencing the numerical value of the multipliers.

Methodology

The state-space models have specific applications in the field of control engineering and navigation issues. These models are also being used in Econometrics. Because in the factors effective on economic issues, there are some specific features like unobserved variable, rational expectations, measurement errors, missing observations, permanent income, unobservable components (in trends), etc. TVP-VAR models can enter structural failures and cyclic changes to models in time series in the form of variable time; therefore, they have the ability to estimate the response of a variable due to the shock introduced by other variables over time. In this research two vectors have been specified for estimating vector auto-regression model with an added factor with time varying parameters: 1. A vector including macroeconomic variables and, 2. A vector including variables for modeling and extracting the hidden variable of monetary policy.

To estimate the multiplier of indirect taxes according to its types, first of all the hidden variable of implementing monetary policy and impulse response functions of variable have been calculated

and extracted in time. Then the time-varying multipliers of consumption and sales and import taxes were estimated and calculated. Then, the factors effective on the numerical value of the multiplier of taxes have been ascertained in the form of historical variance analysis technique; besides, the data of this research have been extracted from website of the central bank of the Islamic Republic of Iran seasonally and in the period of 1991 to 2021.

Results and Discussion

In this research, first of all, the combined and latent index of monetary policy was extracted. According to the estimations done, this variable's trend in Iran has been U shaped during 1993 to 2021. Then the multipliers of consumption and sales and import taxes were calculated in the form of time-varying estimations. In the third stage, using the variance analysis technique, the factors effective on multiplier of indirect tax policies were ascertained. The results indicated that from among 2 tools for indirect tax policies, the greatest impact multiplier was related to consumption and sales taxes. Furthermore, the imports to GDP, the openness and gdp gap have the highest efficiency and explanatory power of multiplier fluctuations of consumption and sales taxes.

Conclusion

Studying the effect of the fiscal policy based on government expenditures and taxes, with the aim of knowing the numerical value of the multiplier of fiscal policy, has been always the concern of macroeconomic policy makers. Some researches done in the context of estimating the multiplier of fiscal policy within the country, have been linear and regardless of different economic conditions; and some other researches have been with specific regard to different economic conditions, including business cycles or credit cycles. Thus, according to the recent researches done outside the country, such as the study of Glocker et al (2019), it's been proved that the multiplier of fiscal policy is not remained fix over time. From a theoretical point of view, this factor is influenced by different factors, and with change in every factor the mentioned coefficient changes either.

The estimation of impact and cumulative multipliers of indirect tax revenues showed that: first of all, the multiplier of direct tax revenues have been varying over time and different in various economic conditions. Second, from among two types of indirect tax revenues, the greatest multiplier is related to consumption and sales taxes. The results related to the historic variance analysis of the multiplier of indirect tax revenues showed that the greatest power to explain the fluctuations of the multiplier of consumption and sales income taxes is related to import gdp.

If an economic and fiscal policy maker intends to stimulate production using indirect taxes, they must consider that various factors influence the effectiveness of indirect taxes on GDP through the multiplier effect. The instantaneous and cumulative multipliers of indirect taxes can be either positive or negative. Specifically, the instantaneous multiplier of consumption and sales taxes is negative, and its cumulative multiplier is approximately zero. The Impact of consumption and sales taxes is most significantly affected by three variables: the import-to-GDP ratio, the degree of economic openness, and the output gap. These factors play the largest role in the relationship between indirect taxes and GDP growth.

Acknowledgments

The authors thank the journal administrators and referees.

Conflict of interest

The authors declare that there are no conflicts of interest for this research.

Author Contributions

The authors participated in the conceptualization and writing of the article. All authors approved the content of the article and agreed on all aspects of the work.

اثر شوک‌های در آمد مالیات‌های غیر مستقیم بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران با رویکرد بر آورد ضریب فزاینده زمان متغیر

مهدی محمدی درشکی^۱، طاهره آخوندزاده یوسفی^{۲*}، مهدی رستم‌زاده^۳، محمد سخنور^۲

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
۳. استادیار، گروه اقتصاد و مدیریت، واحد سلماس، دانشگاه آزاد اسلامی، سلماس، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۱۹

چکیده

بررسی نتایج مطالعات پیشین در مورد برآورد ضریب فزاینده سیاست‌های مالی نشان می‌دهد که ضریب فزاینده سیاست‌های مالی در طول زمان ثابت نبوده و متغیر است. این یافته‌ها حاکی از این هستند که ضریب فزاینده تحت تأثیر عوامل متعددی قرار دارد و با تغییر این عوامل، مقدار ضریب فزاینده نیز تغییر می‌کند. در مطالعه حاضر از مدل (الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان و رویکرد عامل افزوده (TVP-FAVAR) به عنوان ابزاری قوی برای برآورد پاسخ یک متغیر به شوک‌های وارده از سوی سایر متغیرها در طول زمان، استفاده شده است. با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۹، ضریب فزاینده رشد مالیات بر واردات و رشد مالیات بر کالاها و خدمات در ایران به صورت زمان متغیر برآورد شد. برآوردها نشان می‌دهند که ضریب فزاینده آنی رشد مالیات بر کالاها و خدمات بزرگتر از ضریب فزاینده رشد مالیات بر واردات است. این بدان معناست که اثر کوتاه مدت این نوع مالیات بر تولید و مصرف بیشتر است. از سویی، ضریب فزاینده تجمعی مالیات بر واردات بزرگتر از مالیات بر کالاها و خدمات می باشد که نشان می‌دهد در طول زمان، مالیات بر واردات تأثیر تجمعی بیشتری بر اقتصاد دارد. دلیل این یافته می‌تواند وابستگی بیشتر اقتصاد به واردات و تأثیرات بلندمدت نوسانات تجارت خارجی باشد که به تدریج بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

واژگان کلیدی: شاخص سیاست پولی، ضریب فزاینده، مالیات بر کالاها و خدمات، مالیات بر واردات، مدل TVP-FAVAR.

طبقه‌بندی JEL: E24، E32، E62

* نویسنده مسئول: طاهره آخوندزاده یوسفی آدرس رایانامه: t.akhondzadeh@iaurmia.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۴۳۴۸۰۶۰۴

استناد به مقاله: محمدی درشکی، مهدی، آخوندزاده یوسفی، طاهره، رستم‌زاده، مهدی و سخنور، محمد. (۱۴۰۴). اثر شوک‌های درآمد مالیات‌های غیر مستقیم بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران با رویکرد بر آورد ضریب فزاینده زمان متغیر. فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، (۱)۴، ۵۳-۸۴. DOI: 10.22034/jepr.2024.141855.1159

https://jepr.uok.ac.ir/article_63461.html

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:

۱. مقدمه

به دنبال بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸، ابزارهای سیاست مالی^۱ توجه بسیاری از دولت‌ها و محققان سراسر جهان را به دلیل نقش آن‌ها در کاهش اثرات منفی بحران‌ها بر رشد اقتصادی به خود جلب کردند. این بحران مالی باعث شد تا سیاست‌گذاران به جای مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی عمدتاً به بسته‌های محرک مالی توجه بیشتری داشته باشند (Woldu & Szakálné Kanó, 2023). در ادبیات اقتصاد کلان، سیاست‌های مالی به‌عنوان ابزاری حیاتی برای تعدیل نوسانات اقتصادی و دستیابی به اهداف رشد پایدار مطرح می‌شوند. یکی از مسائل کلیدی در این زمینه، میزان اثرگذاری مالیات‌ها بر رشد تولید ناخالص داخلی است (Romer, & Romer, 2010). مالیات‌های غیرمستقیم^۲، شامل مالیات بر کالاها و خدمات و مالیات بر واردات، سهم قابل‌توجهی از درآمدهای دولت را تشکیل می‌دهند و نقش مهمی در مدیریت بودجه و سیاست‌های اقتصادی کشورها ایفا می‌کنند. بااین‌حال، میزان تأثیرگذاری این نوع مالیات‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری، بسته به شرایط اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های جاری، می‌تواند متفاوت باشد.

در کشورهایی مانند ایران که به دلیل نوسانات درآمدهای نفتی و تحریم‌های اقتصادی، با مشکلاتی نظیر ناپایداری منابع درآمدی و کسری بودجه مواجه هستند، نقش مالیات‌های غیرمستقیم برجسته‌تر شده است. دولت ایران در دهه‌های اخیر به دلیل کاهش درآمدهای نفتی و نیاز به ایجاد منابع درآمدی پایدار، به طور فزاینده‌ای بر مالیات‌ها، از جمله مالیات‌های غیرمستقیم، تکیه کرده است. این تغییر رویکرد، ضرورت بررسی دقیق اثرات این نوع مالیات‌ها بر رشد اقتصادی را بیش‌ازپیش نمایان می‌کند. یکی از شاخص‌های کلیدی در این زمینه، ضریب فزاینده مالیاتی^۳ است که نشان می‌دهد تغییرات در مالیات‌ها چه تأثیری بر تولید ناخالص داخلی خواهد داشت. بررسی دیدگاه نظری و مطالعات تجربی انجام‌گرفته در حوزه اثرگذاری سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بالاخص تولید ناخالص داخلی حاکی از این موضوع است که هیچ توافق نظری در این زمینه وجود ندارد و گاهی نتایج مطالعات در تناقض با یکدیگر هستند. چندین مطالعه داخلی سعی در برآورد ضریب فزاینده سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران کرده‌اند. اما آن‌گونه که عنوان شد، ضریب فزاینده سیاست مالی تحت تأثیر متغیرها و شرایط مختلف اقتصادی است و برآورد یک عدد مشخص برای کل دوره موردبررسی نمی‌تواند پاسخگوی سؤالات مربوط به نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی کشور باشد. یکی از فرضیات کلیدی این پژوهش این است که ضریب فزاینده مالیاتی در طول زمان ثابت نبوده و تحت تأثیر عوامل متعددی، از جمله شرایط اقتصادی (رکود یا رونق)، وضعیت تجارت خارجی، و نوع سیاست‌های پولی و ارزی، تغییر می‌کند. از سوی دیگر، باتوجه‌به پیچیدگی‌های موجود در اقتصاد ایران، از جمله وابستگی بالای اقتصاد به واردات و تأثیر مستقیم نوسانات ارزی بر آن، انتظار می‌رود که تأثیر مالیات بر واردات و مالیات بر کالاها و خدمات بر رشد اقتصادی نیز متفاوت باشد. این موضوع، تحلیل عمیق‌تر و به‌کارگیری روش‌هایی را می‌طلبد تا بتوان میزان و جهت اثرات این مالیات‌ها بر رشد اقتصادی را در شرایط مختلف ارزیابی کرد.

1. Fiscal Policy Tools

2. Indirect Tax

3. Tax Multiplier

مطالعات پیشین در زمینه ضریب فزاینده مالیاتی بیشتر بر اثرات مخارج دولتی تمرکز داشته‌اند و کمتر به مالیات‌های غیرمستقیم توجه کرده‌اند. همچنین، اغلب این مطالعات، ضریب فزاینده را به صورت ثابت در نظر گرفته‌اند و به تغییرات آن در طول زمان توجه کافی نداشته‌اند. این در حالی است که مطالعات اخیر نظری و تجربی نشان دادند که ضریب فزاینده به طور قابل توجهی تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و شرایط دوره‌های مختلف است؛ بنابراین، تحقیق حاضر با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان، به دنبال پر کردن این شکاف مطالعاتی است و تلاش دارد تا با به کارگیری الگوی مذکور، ضریب فزاینده مالیات‌های غیرمستقیم را به صورت پویا و در طول زمان برآورد کند؛ لذا مقاله حاضر از دو بخش تشکیل شده است، ابتدا با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری عامل افزوده با ضرایب زمان متغیر و نوسانات تصادفی^۱ ضریب فزاینده زمان متغیر مالیات‌های غیرمستقیم به تفکیک مالیات بر واردات و مالیات بر کالاها و خدمات برآورد خواهد شد. در قسمت بعدی پس از تفکیک ضریب فزاینده درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم به اجزاء آن با استفاده از تکنیک تجزیه واریانس تاریخی، نقش عوامل تأثیرگذار بر مقدار عددی آن مشخص خواهد شد. در ادامه و در بخش دوم مروری بر پیشینه پژوهش و مبانی نظری، در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش، در بخش چهارم، نتایج تجربی و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

در قسمت مبانی نظری ابتدا عوامل مؤثر بر ضریب فزاینده سیاست مالی تشریح می‌شود. به نحوی که در یک تقسیم‌بندی کلی ضریب فزاینده تحت تأثیر سه عامل اصلی (نشتی از جریان درآمد، هماهنگی سیاست پولی با سیاست مالی و ثبات و پایداری وضع مالی دولت) قرار می‌گیرد. سپس در ادامه نقش سیاست مالی و جایگاهی که مکاتب اقتصادی به نقش آن در اقتصاد با توجه به ضریب فزاینده سیاست مالی قائل هستند و در قسمت آخر مبانی نظری، الگوی نظری مطالعه حاضر که برگرفته از مطالعه چارلز و همکاران^۲ (۲۰۱۵) است، توضیح داده می‌شوند.

۲-۱-۱. عوامل مؤثر بر مقدار عددی ضریب فزاینده سیاست مالی

میزان عددی ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات‌ها تحت تأثیر سه عامل کلی به صورت زیر است:

الف) نشتی از جریان درآمد

به میزانی که با اعمال سیاست مالی، نشتی از درآمد و تولید صورت می‌گیرد که متناسب با اندازه ضریب فزاینده هست. این در حالی است که این نشتی تابع موارد زیر است.

۱- میل نهایی به مصرف: مقدار بزرگ‌تر به معنای نشتی بیشتر جریان درآمد است.

1. Time Varying Parameters Factor Augmented Vector Autoregression with Stochastic Volatility (TVP-FAVAR-SV)

2. Charles et al.

- ۲- میل نهایی به واردات^۱: مقدار کوچک‌تر به معنای نشتی بیشتر درآمد از جریان تولید است (Thomakos, 2012) که خود باعث افزایش ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات‌ها خواهد شد.
- ۳- موانع و عوارض تجاری: موانع و عوارض تجاری مانع واردات و در نتیجه نشتی کمتر جریان درآمد از سمت واردات می‌شود که این موضوع منجر به افزایش، ضریب فزاینده سیاست مالی می‌شود (Hory, 2016).
- ۴- محدودیت نقدینگی مصرف‌کنندگان: وجود محدودیت نقدینگی توانایی افزایش پس‌انداز را از مصرف‌کنندگان هنگام اعمال سیاست مالی انقباضی^۲ خواهد گرفت، لذا مصرف به سمت پس‌انداز نشت خواهد کرد و از این طریق ضریب فزاینده سیاست مالی افزایش خواهد یافت (Spilimbergo et al., 2009).
- ۵- محدودیت در وام‌دهی بانکی: کانال اثرگذاری این عامل نیز از طریق مورد الف -۴ اتفاق می‌افتد، به نحوی که زمانی که وضعیت تسهیلات بانکی در رکود باشد، مصرف‌کنندگان به راحتی نمی‌توانند قرض بگیرند لذا دارای محدودیت نقدینگی می‌شوند (عزتی شورگلی و صحرایی، ۱۳۹۷).
- ۶- درجه توسعه یافتگی بازارهای مالی: هر چه در یک اقتصاد میزان توسعه یافتگی بازارهای مالی کمتر باشد، طبق تحلیل دو کانال قبلی محدودیت نقدینگی ایجاد می‌شود و ضریب فزاینده سیاست مالی و به تبع آن اثربخشی سیاست مالی کاهش می‌یابد (Thomakos, 2012).
- ۷- اندازه تثبیت‌کننده خودکار: به میزانی که تثبیت‌کننده‌های خودکار در اقتصاد ضعیف و کوچک باشند، اثر اولیه افزایش مخارج دولت و یا کاهش مالیات‌ها در اقتصاد قوی‌تر و اثرگذاری سیاست مالی نیز بیشتر خواهد بود (Deskar-Škrbić and Šimović, 2017).
- ۸- شرایط اقتصادی از لحاظ رکود یا رونق: باتوجه به اینکه نشتی جریان درآمد در دوره رکود کمتر از دوره رونق است، لذا طبق تحلیل‌های محققان متعدد در این زمینه، ضریب فزاینده سیاست مالی بایستی در دوره رکود بزرگتر از دوره رونق باشد.
- ۹- ترکیب بسته سیاست مالی متشکل از مخارج و مالیات: در بسته سیاست مالی که توسط دولت جهت تثبیت اقتصادی^۳ استفاده می‌شود، چنانچه مخارج دولت وزن بیشتر از مالیات داشته باشد، ضریب فزاینده این بسته سیاستی بزرگتر خواهد شد. علت این موضوع از آنجا نشأت می‌گیرد که ممکن است مصرف‌کنندگان با مشاهده کاهش مالیات‌ها شروع به پس‌انداز و افزایش نشتی جریان درآمد و کاهش اثرگذاری سیاست مالی شوند (Hory, 2016).

(ب) هماهنگی سیاست پولی:

سیاست پولی در حالت حدی حتی می‌تواند اثر یک سیاست مالی را به طور کامل خنثی کند. این موضوع از کانال تورم و نرخ بهره قابل بررسی است که اعمال سیاست پولی، تورم و نرخ بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ لذا تا زمانی که سیاست پولی تابعی از سیاست مالی نباشد و با آن هماهنگ نباشد اثربخشی سیاست مالی کاهش خواهد یافت (Vlasov & Deryugina, 2018).

1. Marginal propensity to import
2. Contractionary fiscal policy
3. Economic Stabilization

ج) ثبات و پایداری وضع مالی و بدهی دولت:

به میزانی که دولت بدهی زیادی داشته باشد، و با فرض اینکه نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی نیز افزایش یابد و دولت نیز توانایی پرداخت این بدهی را نداشته باشد، وضع مالی دولت نیز ناپایدار می‌گردد و ضریب فزاینده سیاست مالی کاهش می‌یابد (هوری^۱، ۲۰۱۶، فلاحی و همکاران، ۱۳۹۶ و فتاحی و همکاران، ۱۳۹۳).

۲-۱-۲. دیدگاه مکاتب اقتصادی در رابطه با مقدار عددی ضریب فزاینده سیاست مالی

در این قسمت، نخست دیدگاه کینزین‌ها و کینزین‌های جدید و در ادامه دیدگاه نئوکلاسیک‌ها^۲ در رابطه با در زمینه مقدار عددی ضریب فزاینده سیاست مالی مورد کنکاش قرار می‌گیرد.

الف) دیدگاه کینزین‌ها و کینزین‌های جدید در زمینه ضریب فزاینده سیاست مالی

طبق الگوی کینزی که ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر از یک و ضریب فزاینده مالیات‌ها هم منفی و مقدار قدرمطلق آن باتوجه به میل نهایی به مصرف می‌تواند عددی بزرگ‌تر از یک و یا عددی بین صفر تا یک باشد. با توسعه الگوی کینزی مشخص شد که هنگام وجود هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی، وجود دام نقدینگی و رژیم نرخ ارز ثابت در اقتصاد، می‌توان انتظار ضریب فزاینده بزرگ‌تر از یک را داشت. اما در شرایطی که نرخ ارز شناور^۳ و یا درجه باز بودن^۴ در اقتصاد بزرگ باشد؛ در این صورت ضریب فزاینده سیاست مالی کوچک‌تر از یک خواهد بود. علت این امر از آنجا نشئت می‌گیرد که در یک نظام نرخ ارز شناور و یا یک اقتصاد باز، اثرات افزایش مخارج دولت از طریق نشستی از واردات و در نتیجه مقدار ضریب فزاینده کاهش می‌یابد (Tang et al., 2013).

ب) دیدگاه نئوکلاسیک‌ها در زمینه ضریب فزاینده سیاست مالی

دیدگاه نئوکلاسیک‌ها ابتدا بایستی از دو جنبه موردبررسی قرار گیرد.

۱- دوره کوتاه‌مدت: در این دوره ضریب فزاینده عددی بین صفر تا یک است و افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات‌ها می‌تواند از کانال ضریب فزاینده سیاست مالی، تولید را تحریک کند.

۲- دوره بلندمدت: تحلیل نئوکلاسیک‌ها در دوره بلندمدت بر این پایه استوار است که در یک دوره نسبتاً بلندمدت، مصرف‌کنندگان با پیش‌بینی این موضوع که هر افزایشی در مخارج دولت با افزایش مالیات‌ها در آینده همراه است، لذا جهت پرداخت این مالیات مصرف‌کنندگان قسمتی از درآمد خود را پس‌انداز خواهند کرد تا پاسخگوی افزایش مالیات‌ها در آینده باشند. لذا، با افزایش مخارج دولت، مردم بیشتر پس‌انداز و کمتر مصرف خواهند کرد، در نتیجه، اثر جایگزینی اتفاق می‌افتد و مقداری از اثر افزایش مخارج دولت با کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری خنثی می‌شود، این تحلیل‌ها که مبتنی بر فرض مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های آینده‌نگر و حداکثر سازی مطلوبیت بین دوره‌ای در مدل‌های نئوکلاسیک است، کاهش ضریب فزاینده سیاست مالی را در پی دارد. باین‌حال دو حال حدی ضریب فزاینده صفر و ضریب فزاینده منفی هم در این مکتب مورد تحلیل قرار می‌گیرد (Hall, 2009).

1. Hory
2. Neoclassical
3. Floating Exchange Rate
4. Degree of Openness

ضریب فزاینده صفر طبق اصل برابری ریکاردویی در این مکتب تحلیل می‌شود، به‌نحوی که به اعتقاد ریکاردو^۱ مصرف خصوصی تحت تأثیر نحوه تأمین مالی دولت قرار نمی‌گیرد. این دیدگاه که در سال ۱۹۷۴ توسط بارو^۲ تکمیل شد به‌نحوی که سیاست مالی و تغییر مخارج دولت و مالیات‌ها تأثیری بر تولید از کانال مصرف و سرمایه‌گذاری ندارد. ریکاردو معتقد است که با ایجاد تغییر در مخارج دولت و کاهش مالیات‌ها، زمانی که محدودیت در استقرار نباشد، مصرف خصوصی به دلیل عدم وجود توهّم مصرف‌کننده تغییر نخواهد کرد؛ تحلیل وی بر این پایه استوار است که با توجه به اینکه مصرف‌کنندگان در این تحلیل آینده‌نگر هستند و خرید اوراق قرضه دولتی را به‌عنوان افزایش ثروت تلقی نمی‌کنند، لذا چنانچه دولت با کاهش مالیات‌ها و افزایش کسری بودجه بخواهد تولید را تحریک کند، به دلیل عدم تغییر مصرف بخش خصوصی، نرخ بهره و در نتیجه سرمایه‌گذاری، ضریب فزاینده سیاست مالی صفر خواهد بود (De Castro & Fernández, 2013).

ضریب فزاینده منفی سیاست مالی توسط مطالعات آلسینا و آرداگون^۳ (۱۹۹۵ و ۲۰۱۰)، قیلاوازان^۴ (۱۹۹۰) و آلسینا و پروتی^۵ (۱۹۹۷) وارد ادبیات اقتصاد کلان شده است، به‌نحوی که محققین 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).

۲-۱-۳. الگوی نظری ضریب فزاینده زمان متغیر^۶

چارلز و همکاران (۲۰۱۵) درآمد ملی را به‌صورت رابطه زیر در نظر گرفته‌اند:

$$pY = wL + \Pi \quad (۱)$$

در رابطه بالا Y درآمد ملی، w دستمزدهای اسمی، L تعداد نیروی کار و Π سطح سود ناخالص را نشان می‌دهند. شرکت‌ها قیمت را بر اساس قاعده مارک آپ تعیین می‌کنند:

$$p = (1 + z)wl \quad (۲)$$

در رابطه بالا z مارک آپ و l نسبت نیروی کار به تولید و هر دو مثبت هستند. مقدار سود برابر است با $\Pi = zwL$ با بازنویسی روابط ۱ و ۲، رابطه سهم ناخالص سود به دست می‌آید ($0 < \pi < 1$).

$$\pi = \frac{\Pi}{pY} = 1 - \left(\frac{w}{p}\right)l = \frac{z}{1 + z} \quad (۳)$$

نرخ ناخالص سود π به‌صورت نسبت سود به ذخیره اسمی سرمایه تعریف می‌شود:

$$r = \frac{\Pi}{pK} = \frac{\Pi Y}{pYK} = \pi u \quad (۴)$$

در رابطه بالا، u نسبت تولید به سرمایه را نشان می‌دهد که معیار سنجش استفاده از ظرفیت اقتصاد است (Taylor, 1983). بر اساس رابطه (۵) عرضه کل برابر با تقاضای کل در سطح اسمی است:

1. Ricardo

2. Baro

3. Alesina & Ardagna

4. Giavazzi & Pagano

5. Alesina & Perotti

۶. مطالب این قسمت از مطالعه چارلز و همکاران (۲۰۱۵) تلخیص شده است.

$$pY = pC + pI + pG + pX - ep \times M \quad (۵)$$

در رابطه بالا تولید کل برابر مصرف C ، بعلاوه سرمایه‌گذاری ناخالص I ، به‌علاوه مخارج دولت G ، به‌علاوه صادرات X و منهای واردات M بر اساس ارزش پول داخلی است (e نرخ ارز واقعی است). همچنین، طبق رابطه زیر جمع مصرف و پس‌انداز برابر با درآمد قابل تصرف است:

$$pC + pS = pY - pT \quad (۶)$$

در رابطه (۶) مقدار کل پس‌انداز و T مقدار کل مالیات بر درآمد را نشان می‌دهد. از برابری رابطه (۴) و (۵) و تقسیم طرفین به انباشت اسمی سرمایه pK و با فرض اینکه نرخ ارز واقعی برابر با یک است، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$g^s = g^d + g^G - t + x - m \quad (۷)$$

در رابطه بالا $g^s = S/K$ ، $g^d = I/K$ ، $g^G = G/K$ ، $t = T/K$ ، $x = X/K$ ، $m = M/K$ است. لذا رابطه (۶) نشان دهنده تعادل در بازار کالا است. همچنین، پس‌انداز دارای تابع زیر است:

$$g^s = s_c(1 - t_c)r = s_c(1 - t_c)\pi u \quad (۸)$$

s_c میل نهایی به پس‌انداز و t_c نرخ مالیات بر درآمد سرمایه‌هاست. تابع سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها به فرم رابطه (۹) است:

$$\frac{I}{K} = g^d = g_0 + g_u u + g_r(1 - t_c)r \quad (۹)$$

در رابطه بالا، g_0 نشان‌دهنده نا اطمینانی بوده و g_u هم مثبت است. هنگامی که نرخ سود جاری پس از کسر مالیات بالا باشد، بنگاه جهت دستیابی به سود بیشتر درآینده، تشویق به سرمایه‌گذاری با نرخ بالاتری خواهند شد که این موضوع هم مثبت بودن g_r را توجیه می‌کند. جمع انباشت خالص سرمایه و نرخ استهلاک، برابر انباشت ناخالص سرمایه‌هاست.

$$\frac{I}{K} = g + \delta \quad (۱۰)$$

واردات وابسته به استفاده از ظرفیت اقتصادی بوده و میل نهایی به واردات m_u ، بین صفر و یک قرار دارد.

$$m = (M/Y)(Y/K) = m_u u \quad (۱۱)$$

کل درآمد جمع‌آوری شده توسط دولت برابر $pT = t_w W + t_c \Pi$ هست (t_w ، نرخ مالیات بر کار و $W = wL$) که با تقسیم آن بر ذخیره اسمی سرمایه، رابطه زیر حاصل خواهد شد:

$$t = T/K = t_w(1 - \pi)u + t_c \pi u \quad (۱۲)$$

حال با جای‌گذاری رابطه (۸) تا (۱۱) در (۷) و جایگزینی r در رابطه (۸)، رابطه (۱۳) حاصل می‌شود.

$$g_0 + g_u u + g_r(1 - t_c)\pi u + g^G - [t_w + (t_c - t_w)\pi]u + x - m_u u - s_c(1 - t_c)\pi u = 0 \quad (۱۳)$$

رابطه بالا، رابطه مازاد تقاضا در بازار کالا هست که با حل آن برای u ، نرخ تعادلی استفاده از ظرفیت اقتصادی در کوتاه‌مدت به دست می‌آید:

$$u^* = \frac{g_0 + g^G + x}{[(s_c - g_r)(1 - t_c) + t_c - t_w]\pi - g_u + t_w + m_u} \quad (۱۴)$$

از آنجاکه u مثبت است، مخرج نیز در رابطه بالا باید مثبت باشد و برای مثبت بودن مخرج، باید تمایل به واردات خیلی کم نباشد، نرخ مالیات بر سود بزرگ‌تر از نرخ مالیات بر دستمزدها بوده و میل نهایی به پس‌انداز از سود و سهم سود از تولید هم به اندازه کافی بزرگ باشند. با قراردادن رابطه u در رابطه x ، نرخ ناخالص سود طبق رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$r^* = \frac{\pi(g_0 + g^G + x)}{[(s_c - g_r)(1 - t_c) + t_c - t_w]\pi - g_u + t_w + m_u} \quad (15)$$

نرخ خالص انباشت سرمایه نیز از رابطه (۷) و (۱۰) به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$g^* = g^S + m + t - (g^G + x) - \delta \quad (16)$$

حال با قراردادن r^* و u^* در رابطه بالا، رابطه (۱۷) حاصل می‌شود.

$$g^* = \frac{g_0[s_c(1 - t_c)\pi + (t_c - t_w)\pi + m_u + t_w] + (g^G + x)[g_r(1 - t_c)\pi + g_u]}{[(s_c - g_r)(1 - t_c) + t_c - t_w]\pi - g_u + t_w + m_u} - \delta \quad (17)$$

باتوجه به اینکه اقتصاد با ظرفیت مازاد عمل می‌کند، لذا با وارد کردن مکانیسم تعدیل کینزی رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$\dot{u} = \varphi(g^d + g^G - t + x - m - g^S) \quad (18)$$

در رابطه بالا φ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد که مثبت است؛ لذا با جاگذاری روابط (۸) تا (۱۲) در معادله بالایی، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\dot{u} = -\varphi\{[(s_c - g_r)(1 - t_c) + (t_c - t_w)]\pi - g_u + t_w + m_u\}u + \varphi(g_0 + g^G + x) \quad (19)$$

حال ضریب فزاینده سیاست مالی در چارچوب الگوی پسا کینزی با لحاظ میل نهایی به پس‌انداز درون‌زا، به صورت روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial u^*}{\partial g^G} = \frac{1}{\{(s_c - g_r)(1 - t_c) + t_c - t_w\}\pi - g_u + t_w + m_u} > 0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial u^*}{\partial t_c} = \frac{-\{(\pi(-s_c + g_r) + 1)(g_0 + g^G + x)\}}{(\{(s_c - g_r)(1 - t_c) + t_c - t_w\}\pi - g_u + t_w + m_u)^2} < 0 \quad (21)$$

رابطه شماره (۲۰) مقدار تغییرات نسبت تولید به سرمایه‌گذاری را در نتیجه تغییر مخارج دولت نشان می‌دهد و رابطه شماره (۲۱) نیز مقدار تغییرات نسبت تولید به سرمایه‌گذاری را در نتیجه تغییر مالیات بر درآمد را نشان می‌دهد، در معادلات مذکور عوامل متعددی در مقدار عددی ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات‌ها تأثیرگذار هستند، از جمله میل نهایی به پس‌انداز (s_c)، میل نهایی به سرمایه‌گذاری (g_r)، نرخ مالیات بر درآمد (t_c)، نرخ مالیات بر دستمزد (t_w)، نسبت سود به تولید (π)، نسبت واردات به تولید (m_u) است، این موضوع حاکی از آن است که ضریب فزاینده سیاست‌های مالیاتی دولت تحت تأثیر پارامترهای متعددی است و چنان‌چه فقط یکی از این پارامترها تغییر کند، ضریب فزاینده سیاست‌های مالی و مالیاتی هم تغییر خواهد کرد. با عنایت به این موضوع که شرایط اقتصادی دائم در حالت تغییر بوده و تحت تأثیر نوسانات اقتصادی، سیاست‌های داخلی و خارجی، اخبار و حوادث سیاسی و اقتصادی و ... قرار می‌گیرد، متغیرها و پارامترهایی هم‌چون پارامترهای معادلات شماره (۲۰) و (۲۱) هم در حال تغییر خواهند بود و با تغییر آن‌ها ضریب فزاینده سیاست مالیاتی نیز تغییر خواهد کرد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

ورهرامی و همکاران (۱۳۹۳) با بهره جستن از رهیافت تجزیه مویک و الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) به بررسی اثر شوک‌های مالیات بر سیکل‌های تجاری پرداخته‌اند. محققین نشان دادند که در کل دوره موردبررسی بخش ادواری یا سیکلی قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی یک متغیر پیشرو نسبت به ادوار مالیات بر درآمد محسوب می‌شود. از طرف دیگر، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بخش ادواری تولید ناخالص داخلی نشان داد که تکانه‌های مالیات بر درآمد، سهم اندکی را در توضیح سیکل‌های تجاری در ایران دارد. مالیات بر درآمد به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار، طی دو دوره زمانی متفاوت رفتار نامتقارنی را در تعدیل سیکل‌های تجاری از خود نشان داده است.

غفاری و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از الگوی رشد و اصل ماکزیمم برای اقتصاد ایران و داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۶ الی ۱۳۹۱ به بررسی سنجش کارایی نظام مالیاتی و اثر آن بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که افزایش مالیات‌ها دارای ضریب منفی بین ۰/۱۴ تا ۰/۱۶ بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد. حسین‌پور و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)^۱ برای اقتصاد ایران و داده‌های دوره زمانی ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۶ به محاسبه ضریب تکاثری سیاست مالی پرداخته‌اند. لذا محققین با در نظر گرفتن متغیرهای مخارج دولت، مالیات، تولید ناخالص داخلی، پرداخت‌های انتقالی و سرمایه‌گذاری خصوصی توابع پاسخ ضربه تولید را نسبت به شوک‌های مخارج دولت و مالیات برآورد نمودند. نتایج تخمین مدل برای اقتصاد ایران حاکی از این است که ضریب فزاینده آنی برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲، ۰/۰۰۴ و ۰/۰۰۵ است. ضریب فزاینده تجمعی (و یا ضریب فزاینده بلندمدت) برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی به ترتیب برابر ۰/۰۳۵، ۰/۰۰۸ و ۰/۰۰۶ است.

مکیان و همکاران (۱۳۹۸) با بهره جستن از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)^۲، به بررسی اثر شوک مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند. محققین نشان دادند که ایجاد یک شوک به میزان یک انحراف معیار در مالیات بر شرکت‌ها می‌تواند سبب کاهش ۰/۱۳ درصدی در تولید ناخالص داخلی شود، همچنین ایجاد یک شوک در مالیات بر درآمد نیروی کار به میزان یک انحراف معیار باعث می‌شود تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۰۷۴ درصد کاهش یابد.

عزتی شورگلی و همکاران (۱۴۰۰) با بهره جستن از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)^۳، مقدار ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات را برای ایران طی دوره رکود و رونق تعیین کرده‌اند. محققین نشان دادند که ضریب فزاینده مخارج عمرانی و جاری دولت در دوره رکود بزرگ‌تر از دوره رونق است. این موضوع برای مالیات برعکس است. همچنین، بزرگ‌ترین ضریب فزاینده در بین سه ابزار سیاست مالی مربوط به مخارج جاری دولت است.

1. Vector Autoregression

2. Dynamic stochastic general equilibrium

3. Threshold Vector Autoregression

حسینی و همکاران (۱۴۰۱) با بهره جستن از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، به بررسی اثر شوک‌های درآمد مالیاتی بر تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند. محققین نشان دادند که درآمدهای حاصل از مالیات بر ارزش افزوده تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف دارد. همچنین، یک شوک مالیاتی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی و مصرف دارد، اما در بلندمدت با افزایش در درآمدی مالیاتی میزان تولید ناخالص داخلی و به تبع آن مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد افزایش یافته است.

بابکی و عفتی (۱۴۰۱) با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۱ طی دوره زمانی ۱۳۵۷ الی ۱۳۹۹ به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی بر تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند. طبق نتایج اثر بار مالیاتی بر رشد اقتصادی منفی است. نتایج حاصل از برآورد اثر انواع مالیات‌ها بر رشد اقتصادی در مدل‌های جداگانه نشان می‌دهد که اثر مالیات بر اشخاص حقوقی، مالیات بر کالاها و خدمات، مالیات بر واردات کالاها و خدمات و مالیات بر ثروت بر رشد اقتصادی، منفی بوده؛ اما اثر مالیات بر درآمد بر رشد اقتصادی، مثبت بوده است.

مرادی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با بهره جستن از الگوی چرخشی مارکوف^۲، مقدار ضریب فزاینده تغییرات مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم را در ایران طی دوره رکود و رونق تعیین کرده‌اند. محققین با تصریح پنج الگوی متفاوت نشان داده شد که مالیات‌های مستقیم نسبت به مالیات‌های غیرمستقیم در اثرگذاری بر رشد اقتصادی بهتر عمل می‌کنند. همچنین، در بین سه ابزار سیاست مالی، بزرگ‌ترین ضریب فزاینده در دوره رکود مربوط به مخارج دولت و در دوره رونق مربوط به مالیات‌های مستقیم است. از سویی بسته سیاست مالی دولت که حاوی مخارج دولت و مالیات‌های غیرمستقیم باشد نسبت به بسته‌ای که حاوی مخارج و مالیات‌های مستقیم باشد در اثرگذاری بر رشد اقتصادی بهتر عمل می‌کند.

۲-۱. مطالعات خارجی

بلانچارد و پروتی^۳ (۲۰۰۲) با بهره جستن از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)^۴ مقدار ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات را در کشورهای آمریکا تعیین کرده‌اند. محققین الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری را بدین صورت طراحی کردند که تغییرات غیرمنتظره در رشد درآمدهای مالیاتی و رشد مخارج دولت به علت تغییرات غیرمنتظره در تولید و شوک‌های درآمد مالیاتی و مخارج دولت اتفاق می‌افتد، همچنین تغییرات غیرمنتظره در تولید نیز به علت تغییرات غیرمنتظره در رشد درآمدهای مالیاتی و رشد مخارج دولت و شوک‌های تولید است. براین‌اساس مقدار ضریب تکاثری مخارج دولت ۰/۹ و مقدار ضریب تکاثری مالیات ۰/۷ برآورد شد. ایواتا^۵ (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های کشور ژاپن، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند. محقق بدین منظور از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، بهره جسته است و نشان دادند که سیاست‌های مالیاتی که برای تثبیت بدهی در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ در ژاپن به کار گرفته شده بودند، نقشی مهمی در

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

2. Markov Switching Model

3. Blanchard & Perotti

4. Structural Vector Autoregression (SVAR)

5. Iwata

افزایش ضریب فزاینده کوتاه‌مدت داشته‌اند. با فرض اینکه سیاست پولی با سیاست مالی هماهنگ باشد، ضریب فزاینده مالی در تحریک تولید مؤثرتر می‌شود اگر ابتدا از طریق بدهی تأمین شود و اگر این بدهی به طور اصلی از طریق افزایش تدریجی مالیات بر سرمایه پرداخت شود.

میتنیک و سمملر^۱ (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های کشور ژاپن، به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند، محقق بدین منظور از الگوی خودرگرسیون وابسته به رژیم^۲ بهره جسته است و نشان دادند که ضریب فزاینده سیاست مالی با وضعیت توجه به ادوار تجاری متغیر است. برای ایالات متحده ضریب فزاینده در رژیم فعالیت اقتصادی پایین (دوره رکود)، بسیار بیشتر از دوره رژیم فعالیت اقتصادی بالا (دوره رونق) است.

برک^۳ (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۷۰ الی ۲۰۱۳ کشور آلمان، به برآورد ضریب فزاینده رشد مخارج دولت در طی زمان پرداخته است، محقق بدین منظور از الگوی زمان متغیر خودرگرسیون برداری (TVP-VAR)^۴ بهره جسته است و نشان دادند که ضریب فزاینده آنی رشد مخارج دولت در طی زمان ثابت نیست و روند آن در دوره زمانی موردبررسی همانند الگوی U است. همچنین، ضریب فزاینده رشد مخارج دولت در حوالی مقدار عددی ۲ در کشور آلمان نوسان می‌کند. از سویی نتایج مطالعه مذکور حاکی از این موضوع است که سیاست مالی مخارج دولت در طی ادوار تجاری بسیار مؤثر عمل می‌کند اما در زمان استرس مالی (بحران مالی) از کارایی آن کاسته می‌شود.

کلوکر و همکاران^۵ (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۶۶ الی ۲۰۱۵ کشور انگلستان، به برآورد ضریب فزاینده رشد مخارج دولت نسبت به رشد تولید ناخالص داخلی در طی زمان پرداخته‌اند، محققین بدین منظور از الگوی زمان متغیر خودرگرسیون برداری (TVP-VAR) بهره جسته‌اند و نشان دادند که ضریب فزاینده رشد مخارج دولت در طی زمان ثابت نیست و در کشور انگلستان رفتار ادواری دارد، همچنین ضریب فزاینده رشد مخارج دولت در دوره رکود و رونق به ترتیب از لحاظ عددی بزرگ‌تر و کوچک‌تر از یک است.

وان در ویلن^۶ (۲۰۲۰) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های کشورهای اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۶ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) به برآورد ضریب فزاینده سیاست‌های مالیاتی پرداخته است. محقق به این نتیجه دست یافت که ضریب فزاینده رشد درآمدهای مالیاتی بین ۱/۱- الی ۱/۹- قرار دارد، همچنین اثرات شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی در رشد درآمدهای مالیاتی اثرات قوی‌تر و بسیار سریع‌تری بر اقتصاد نسبت به همان اندازه شوک‌های قابل پیش‌بینی دارد.

جیمنز و همکاران^۷ (۲۰۲۳) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های فصلی کشور پرو طی دوره زمانی ۱۹۹۵ الی ۲۰۱۸ و با به‌کارگیری الگوی زمان متغیر خودرگرسیون برداری (TVP-VAR) به برآورد متغیر در زمان ضریب فزاینده سیاست مالی در کشور پرو پرداخته‌اند. محققین به این نتیجه دست یافتند که اثرات شوک‌های رشد

1. Mittnik & Semmler

2. Regime-Dependent Vector Autoregression

3. Berg

4. Time-Varying Parameter Vector Autoregression (TVP-VAR)

5. Glocker et al.

6. Van Der Wielen

7. Jiménez et al.

مخارج دولت و رشد مالیات‌ها بر رشد اقتصادی در طی زمان متغیر است و ضریب فزاینده رشد مخارج دولت نسبت به ضریب فزاینده رشد مالیات‌ها بزرگ‌تر است. همچنین در بین انواع ابزار سیاست مالی، رشد مخارج عمرانی دولت بزرگ‌ترین ضریب فزاینده را دارد.

دلیدی و همکاران^۱ (۲۰۲۳) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های منتخب کشورهای اروپایی دوره زمانی ۱۹۷۰ الی ۲۰۱۶ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی مخارج عمرانی دولت در کشورهای منتخب اروپایی پرداخته‌اند. محققین به این نتیجه دست یافتند که افزایش رشد مخارج عمرانی دولت اثر کینزی^۲ ایجاد می‌کند و اثرات مثبت و دائمی بر سطح ناخالص داخلی دارد. ضریب فزاینده رشد مخارج عمرانی دولت به‌صورت آنی تقریباً برابر ۱ است و در سال‌های پس از اجرای سیاست مالی مورد نیز حتی افزایش نیز می‌یابد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. روش برآورد

مدل‌های خودرگرسیون برداری معمولی و غیرخطی و رژیمی چون نمی‌تواند شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی را به‌صورت زمان متغیر در الگو وارد کند دارای ایراد اصلی هستند و انتقادات زیادی بر الگوهای مذکور وجود دارد. این در حالی است که مدل (TVP-FAVAR)^۳ مورد استفاده در این تحقیق این قابلیت را دارد که ضعف مذکور را برطرف کند و لذا امکان بررسی دقیق‌تر روابط بین متغیرهای مدل فراهم می‌شود. بسیاری از محققان بر این باورند که در مدل‌های عامل افزوده، ضرایب متغیر زمانی (TVP)^۴ منجر به نتایج دقیق‌تری می‌شوند (Stock & Watson, 2008).

در الگوی زمان متغیر عامل افزوده خودرگرسیون برداری فرض می‌شود X_t به ازای $t = 1, \dots, T$ یک بردار $1 \times n$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده موجود در مدل باشد. به علاوه y_t یک بردار $1 \times s$ از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجود در مدل باشد. مدل (TVP-FAVAR) به‌صورت رابطه زیر است (خضری و همکاران، ۱۳۹۷).

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \quad (22)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (23)$$

در رابطه فوق λ_t^y ضرایب رگرسیونی متغیرهای اقتصاد کلان^۵، f_t متغیر فاکتور پنهان، λ_t^f ضریب فاکتور پنهان و $(\dots, B_{t,p} B_{t,1})$ ضرایب VAR هستند. u_t و ε_t اجزای خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس Q_t و V_t می‌باشند.

1. Deleidi et al.

2. Keynesian Effect

3. Time Varying Parameters- Factor Augmented Vector Autoregressive

4. Time-Variation Coefficient

5. Macroeconomics

جزء اخلاص این معادله دارای نوسانات تصادفی است، یعنی ε_t شوک‌های ناشناخته با ماتریس کوواریانس متغیر در طی زمان است. ماتریس کوواریانس تصادفی جزء اخلاص (ε_t) به صورت زیر نمایش داده می‌شود.

$$var(\varepsilon_t) = \Omega_t = A_t^{-1} H_t (A_t^{-1})'; H_t = \sum_t \sum_t' \quad (24)$$

ماتریس قطری متغیر در طی زمان ($\sum_t$) و ماتریس پایین مثلثی متغیر در طی زمان (A_t) به صورت زیر نمایش داده می‌شوند (Baumeister et al., 2013)

$$\sum_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} A_t = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{n1,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (25)$$

ضرایب در حال بارگذاری $\lambda_t = ((\lambda_t^f)', (\lambda_t^y)')'$ و ضرایب مدل VAR بر طبق یک فرآیند گام تصادفی بر روی زمان استخراج می‌شوند.

$$\beta_t = (c_t', vec(B_{t,1})', \dots, vec(B_{t,p})') \quad (26)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad (27)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (28)$$

که در آن $v_t \sim N(0, W_t)$, $\eta_t \sim N(0, R_t)$ است. همه خطاها در تابع بالا با یکدیگر و بر روی زمان ناهمبسته هستند، بنابراین ساختاری به صورت زیر دارند (Koop & Korobilis, 2013).

$$\begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \\ v_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} V_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{bmatrix} \right) \quad (29)$$

با بازنویسی فشرده‌تر، روابط زیر برقرار است.

$$x_t = z_t \lambda_t + u_t u_t \sim N(0, V_t) \quad (30)$$

$$z_t = z_{t-1} \beta_t + \varepsilon_t \varepsilon_t \sim N(0, Q_t) \quad (31)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \eta_t \sim N(0, R_t) \quad (32)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t v_t \sim N(0, W_t) \quad (33)$$

در اینجا $\lambda_t = (\lambda_t^y, \lambda_t^f)'$ است. توجه شود که $\tilde{f}_t$ تخمین اجزای بنیادی استاندارد^۱ از f_t ، بر اساس x_t است. به طوری که $\tilde{z}_t = [\tilde{f}_t^y]$ و $z_t = [f_t^y]$ می‌باشد. به علاوه اگر a_i یک بردار باشد، $a_{i,t}$ عنصر i^{th} آن بردار است و اگر A_t یک ماتریس باشد، $A_{ii,t}$ عنصر $(i, i)^{th}$ آن ماتریس است. الگوریتم این تحقیق، بسط الگوریتم مطالعه دووز و همکاران^۲ (۲۰۱۳) برای TVP-FAVAR که شامل دو مرحله اصلی است و برای زمان‌های $t = 1, \dots, T$ تکرار می‌شود، می‌باشد (محمدی و همکاران، ۱۴۰۳).

1. Standard Principal Components

2. Doz et al

۲-۲. الگوی تجربی تحقیق

در تحقیق حاضر ابتدا بر اساس الگوی (TVP-FAVAR-SV) ضریب فزاینده رشد درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم برآورد و استخراج می‌شود و سپس در مرحله بعد به‌عنوان یک متغیر در کنار سایر متغیرهای اثرگذار بر ضریب فزاینده و در قالب یک سیستم تجزیه واریانس تاریخی به بررسی نقش عوامل مؤثر بر ضریب فزاینده رشد درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم پرداخته می‌شود. همانند جهت برآورد الگوی خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در زمان، بایستی دو بردار شامل متغیرهای کلان اقتصادی و برداری شامل متغیرهایی جهت مدل‌سازی و استخراج متغیر پنهان تصریح شود.

۳-۲-۱. تصریح الگوی شامل متغیرهای کلان اقتصادی

مدل تجربی مورد استفاده در تحقیق حاضر در قالب یک سیستم برداری برای متغیرهای کلان اقتصادی به صورت زیر تصریح می‌گردد.

$$y_t = [\text{exch}, \text{inf}, \text{indtax}, \text{gex}, \text{gdp}] \quad (34)$$

بردار y_t شامل متغیرهای کلان اقتصادی به ترتیب exch رشد نرخ ارز در بازار ارز غیررسمی، inf رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۰، indtax رشد درآمدهای واقعی مالیات‌های غیرمستقیم، gex رشد مخارج دولت به سال پایه ۱۳۹۰، gdp رشد تولید ناخالص داخلی به سال پایه ۱۳۹۰ است. در معادله بالا رشد مالیات‌های غیرمستقیم به انواع خود یعنی رشد مالیات بر واردات و رشد مالیات بر کالاها و خدمات تفکیک می‌شود و معادله شماره (۳۴) به تفکیک هر یک به صورت جداگانه برآورد می‌شود.

$$y_t = [\text{exch}, \text{inf}, \text{imptax}, \text{gex}, \text{gdp}] \quad (35)$$

$$y_t = [\text{exch}, \text{inf}, \text{cstax}, \text{gex}, \text{gdp}] \quad (36)$$

در معادلات تصریح شده (۳۵) و (۳۶)، imptax و cstax به ترتیب رشد مالیات بر واردات و رشد مالیات بر مالیات بر کالاها و خدمات است.

۳-۲-۲. تصریح الگوی شامل متغیرهای قابل مشاهده جهت برآورد متغیر غیرقابل مشاهده

همانگی سیاست پولی با سیاست مالی، اثر مهمی بر مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی دارد. به طور معمول به منظور بررسی شوک‌های سیاست پولی در ایران، از تغییر در حجم نقدینگی یا پول بهره جسته می‌شود. در ایران به دلیل حرام بودن فعالیت‌های ربوی از نرخ بهره نمی‌توان به‌عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کرد (البته بر اساس قوانین اسلامی، بانک مرکزی هرساله نرخ سودی را به‌عنوان نرخ سود بانکی اعلام می‌کند تا به سپرده‌گذاران بانکی مبلغی به‌عنوان سود پرداخت شود؛ ولی توانایی اثرگذاری به‌صورت آنی (شوگ) وجود ندارد). به همین جهت در ایران به منظور بررسی شوک‌های سیاست پولی از تغییر در حجم نقدینگی یا حجم پول بهره جسته می‌شود. بدین منظور در این مطالعه به تبعیت از نوفرستی (۱۳۸۴)، شریفی رنانی و همکاران (۱۳۸۸)، خداپرست شیرازی (۱۳۹۳) و آقانی و همکاران (۱۴۰۱) چهار متغیر شامل حجم نقدینگی، پایه پولی، بدهی بخش غیردولتی به

سیستم بانکی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان بخشی از پایه پولی که تحت کنترل بانک مرکزی است مورد استفاده قرار گرفته است. لذا در اقتصاد ایران از ۴ متغیر مذکور به عنوان متغیرهای ابزار سیاست پولی و قابل مشاهده، جهت استخراج متغیر غیرقابل مشاهده ابزارهای سیاست پولی استفاده می‌شود.

$$f_t = [liq, MB, Pdebt, bdebt] \quad (37)$$

متغیر پنهان ابزارهای سیاست پولی f_t تابعی از liq_t رشد حجم حقیقی پول، MB_t رشد پایه پولی حقیقی، $Pdebt_t$ رشد حقیقی بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی و $bdebt_t$ رشد حقیقی بدهی سیستم بانکی به بانک مرکزی می‌باشد.

۳-۲-۳. تصریح الگوی تجزیه واریانس تاریخی جهت ارزیابی عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده رشد درآمدهای مالیاتی

عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده درآمدهای مالیاتی طبق رابطه تنوریک زیر و طبق مطالعه کلوکر و همکاران (۲۰۱۹) مشخص شده‌اند:

$$m_{tax}^c = f(pcredit, s - gdp, im - gdp, open, Gcycle) \quad (38)$$

در معادله بالا؛ $pcredit$ ، رشد مقدار تسهیلات به بخش خصوصی؛ $s - gdp$ ، نسبت پس انداز به تولید ناخالص داخلی؛ $im - gdp$ ، نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی؛ $open$ ، درجه باز بودن اقتصادی؛ $Gcycle$ ، شکاف تولید و m_{tax}^c ضریب فزاینده رشد درآمدهای مالیاتی است. قابل ذکر است که در معادله و فرمول اولیه ضریب فزاینده سیاست مالی، این ضریب تحت تأثیر دو متغیر میل نهایی به واردات و میل نهایی به مصرف است. لذا جهت بررسی این موضوع در پژوهش‌های تجربی از متغیر نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر پراکسی برای میل نهایی به واردات و از متغیر نسبت پس انداز به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر پراکسی میل نهایی به مصرف استفاده می‌شود. همچنین در کنار این متغیرها از مقدار تسهیلات داده شده به بخش خصوصی، درجه باز بودن اقتصادی و نوسانات تولید به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر ضریب فزاینده استفاده می‌شود که در مطالعه حاضر نیز با جمع بندی سایر مطالعات، یک چنین رویکردی اتخاذ شده است.

۳-۳. داده‌های تحقیق

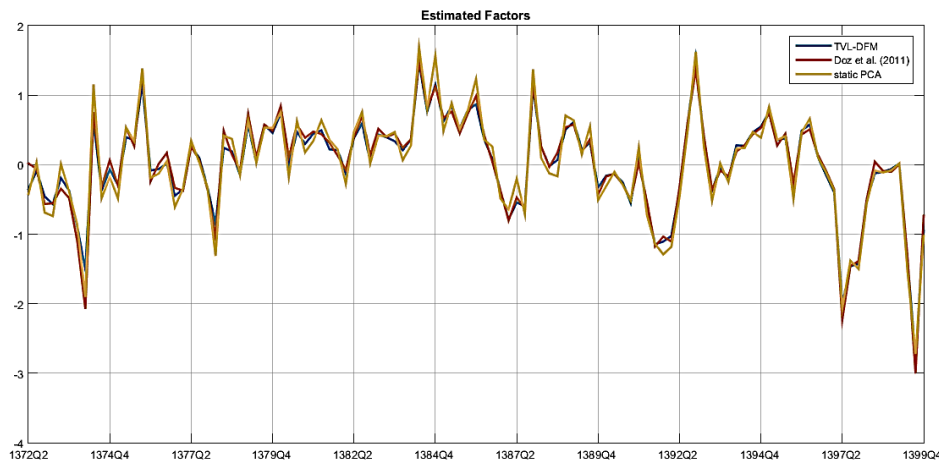
داده‌های این مطالعه به صورت فصلی و در بازه زمانی سال ۱۳۷۲ الی ۱۳۹۹ هستند. داده‌های مورد استفاده از بانک مرکزی (نماگرهای اقتصادی و بانک اطلاعات سری‌های زمانی) استخراج شده‌اند.

۴. یافته‌های پژوهش

جهت برآورد ضریب فزاینده رشد مالیات‌های غیرمستقیم به تفکیک آن، ابتدا متغیر پنهان ابزارهای سیاست مالی و توابع پاسخ ضربه متغیر در زمان محاسبه و استخراج می‌شود و سپس در ادامه بر اساس فرمول محاسبه ضریب فزاینده، مقدار عددی آن برای انواع مالیات‌های غیرمستقیم محاسبه می‌گردد و سپس در قالب تکنیک تجزیه واریانس تاریخی، عوامل مؤثر بر مقدار عددی ضریب فزاینده رشد مالیات‌های غیرمستقیم مشخص می‌گردد.

۴-۱. برآورد متغیر پنهان سیاست پولی

در شکل (۱) متغیر پنهان ابزارهای سیاست پولی استخراج شده است که نماینده چهار متغیر حجم نقدینگی، پایه پولی، بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در الگو است، به عنوان متغیری جایگزین و پراکسی سیاست‌های پولی در الگوی شماره (۲۳) در کنار سایر متغیرها وارد الگو می‌شود.



شکل ۱: استخراج شاخص سیاست پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. برآورد توابع پاسخ ضربه زمان متغیر و استخراج ضریب فزاینده

با اعمال تغییر در رشد مالیات‌های غیرمستقیم در همان زمان (فصل یا سال) تغییری در تولید ایجاد می‌شود که تحت عنوان ضریب فزاینده آنی مالیات‌های غیرمستقیم مشهور است. به منظور محاسبه ضریب فزاینده آنی بر اساس توابع پاسخ ضربه از فرمول زیر استفاده می‌شود. در فرمول (۴)، $(m_{tax}^0)_t$ ضریب فزاینده آنی درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم در زمان t (به طور مثال در فصل چهارم سال ۱۳۹۰) $(IRF^{n=1}_{y,tax})_t$ تابع پاسخ ضربه رشد تولید به شوک وارد شده بر رشد درآمدهای مالیاتی در افق زمانی $n = 1$ و در زمان t (به طور مثال در فصل چهارم سال ۱۳۹۰) $(IRF^{n=1}_{tax,tax})_t$ تابع پاسخ ضربه رشد درآمدهای مالیاتی به شوک وارد شده بر رشد درآمدهای مالیاتی در افق زمانی $n = 1$ و در زمان t ؛ $(\frac{y}{tax})_t$ نسبت تولید ناخالص داخلی به مالیات در زمان t است.

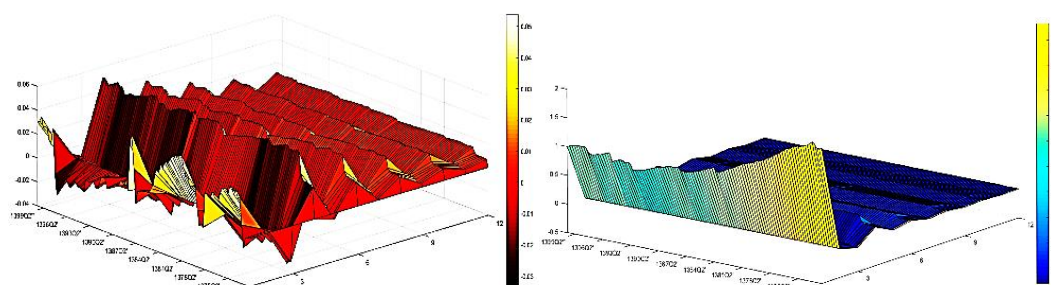
$$(m_{tax}^0)_t = \frac{(IRF^{n=1}_{y,tax})_t}{(IRF^{n=1}_{tax,tax})_t} * (\frac{y}{tax})_t \quad (39)$$

اما آنچه نیز از اهمیت بیشتر برخوردار است، محاسبه ضریب فزاینده تجمعی (تجمیعی) است. با توجه به اینکه در الگوهای خودرگرسیون برداری با اعمال شوک بر یکی از متغیرها، پاسخ آن شوک تا n دوره قابل برآورد و محاسبه است؛ لذا با جمع اثرات این شوک‌ها تا n دوره و با استفاده از فرمول شماره (۴۰) ضریب فزاینده تجمعی محاسبه می‌گردد. این ضریب نشان می‌دهد، اثر تجمیعی تغییر درآمدهای مالیاتی تا ۱۲ دوره (۱۲ فصل) بر رشد تولید تا چه اندازه است؟ که به عنوان ضریب فزاینده تجمیعی مشهور است.

در رابطه (۴۰)، $\sum_{t=1}^{12} IRF_{y,tax}$ مجموع و جمع پاسخ رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک وارد شده از سمت رشد درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم از دوره ۱ تا ۱۲؛ $\sum_{t=1}^{12} IRF_{tax,tax}$ جمع پاسخ رشد مالیات نسبت به شوک وارد شده از سمت خود از دوره ۱ تا ۱۲ است. همچنین $\frac{\bar{y}}{\bar{tax}}$ نسبت تولید ناخالص داخلی به مالیات (در کل دوره) است (Jiménez et al., 2013; Glocker et al., 2019).

$$m_{tax}^c = \frac{\sum_{t=1}^{12} IRF_{y,tax}}{\sum_{t=1}^{12} IRF_{tax,tax}} * \frac{\bar{y}_t}{\bar{tax}_t} \quad (40)$$

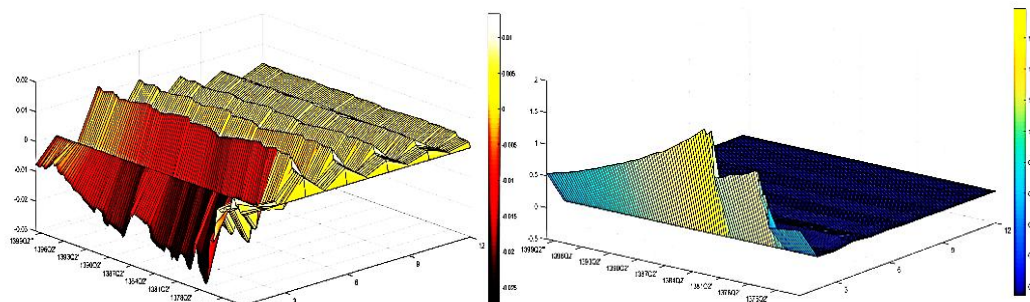
نمودار (۲)، نشان‌گر تابع پاسخ ضربه رشد مالیات بر واردات (سمت راست) و رشد تولید ناخالص داخلی (سمت چپ) نسبت به شوک وارد شده به رشد مالیات بر واردات را نشان می‌دهد. در بیشتر سال‌های موردبررسی پس از گذشت ۴ دوره اثرات شوک رشد درآمدهای مالیات بر واردات تأثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته است، همچنین پاسخ متغیر مالیات بر واردات بر شوک وارد شده بر خود در ابتدا درآمدهای مالیات بر واردات را افزایش می‌دهد. اما اثر این شوک با سرعت کاهش می‌یابد. به طور مثال با ایجاد یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در رشد درآمد مالیات بر واردات، بزرگترین واکنش مالیات بر واردات به این شوک در فصل ۳ سال ۱۳۷۲ اتفاق افتاده است که برابر با ۰/۳۲ درصد است (این بدان معنا است که این شوک، درآمد مالیات بر واردات را در فصل اول به میزان ۰/۲۳ درصد افزایش داده است) مقدار همین شوک بعد از ۱۲ فصل به ۰/۰۰۱ درصد رسیده است. همچنین با حرکت از سال ۱۳۷۲ به سال ۱۳۹۹، مقدار اثر گذاری این شوک بر رشد درآمد مالیات بر واردات از متوسط ۰/۳ درصد به ۰/۱۷ درصد کاهش می‌یابد.



شکل ۲: تابع پاسخ ضربه متغیر-زمان رشد اقتصادی و مالیات بر واردات به شوک واردشده به مالیات بر واردات
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار شکل (۳) تابع پاسخ ضربه مالیات بر کالاها و خدمات (سمت راست) و تولید ناخالص داخلی (سمت چپ) نسبت به شوک واردشده به مالیات بر کالاها و خدمات را نشان می‌دهد. در دوره اول تمامی سال‌های موردبررسی شوک درآمدهای مالیات بر مصرف و فروش تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته است، اما پس از گذشت تقریباً ۴ دوره تقریباً اثر مثبتی بر آن داشته است. همچنین پاسخ متغیر مالیات بر کالاها و خدمات بر شوک وارد شده بر خود در ابتدا درآمدهای مالیات بر کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. به طور مثال، در سال‌های ۱۳۷۲ الی ۱۳۷۵ با ایجاد یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در رشد مالیات بر کالاها و خدمات، به طور متوسط درآمد مالیات بر کالاها و خدمات، ۰/۳ افزایش می‌یابد. این در حالی است که از سال ۱۳۷۶ الی

۱۳۸۱ با ایجاد همین مقدار شوک، درآمد مالیات بر کالاها و خدمات تقریباً ۰/۶۷ درصد افزایش یافته است. در بین سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۳ این مقدار تقریباً برابر با ۱ درصد می‌باشد و این اثر رفته رفته کاهش یافته و در سال‌های آخر مورد بررسی تقریباً به ۰/۳ درصد رسیده است.



شکل ۳: تابع پاسخ ضربه متغیر-زمان رشد اقتصادی و مالیات بر کالاها و خدمات به شوک وارد شده به مالیات بر کالاها و خدمات

منبع: یافته‌های پژوهش

حال بر اساس معادلات شماره (۴۰) و (۴۱) و مقدار عددی توابع پاسخ ضربه ارائه شده در شکل‌های (۲) و (۳)، ضریب فزاینده آنی و تجمعی درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم برآورد می‌گردد، مقدار متوسط این مقدار برای هر چهار فصل سال در جداول (۱) و (۲) گزارش شده است (با وجود اینکه دوره زمانی مورد بررسی در مطالعه حاضر از فصل دوم سال ۱۳۷۲ الی فصل چهارم سال ۱۳۹۹ است، لذا به علت کامل نبودن فصل‌های سال ۱۳۷۲، میانگین‌گیری فصل‌ها از سال ۱۳۷۳ انجام شده است).

جدول ۱: متوسط ضریب فزاینده آنی مالیات‌های غیرمستقیم در ۴ فصل هر سال

مالیات بر کالاها و خدمات	مالیات بر واردات	سال	مالیات بر کالاها و خدمات	مالیات بر واردات	سال	مالیات بر کالاها و خدمات	مالیات بر واردات	سال
-۰/۱۵۳	-۰/۰۰۲	۱۳۹۱	-۰/۱۹۳	-۰/۰۱۲	۱۳۸۲	-۰/۲۸۴	-۰/۰۰۹	۱۳۷۳
-۰/۱۵۴	-۰/۰۰۷	۱۳۹۲	-۰/۱۷۲	-۰/۰۱۷	۱۳۸۳	-۰/۰۱۳	-۰/۰۳۱	۱۳۷۴
-۰/۰۹۱	-۰/۰۰۷	۱۳۹۳	-۰/۲۰۳	-۰/۰۱۱	۱۳۸۴	-۰/۱۲۱	-۰/۰۲۱	۱۳۷۵
-۰/۰۷۴	-۰/۰۱۱	۱۳۹۴	-۰/۱۴۶	-۰/۰۰۴	۱۳۸۵	-۰/۲۳۸	-۰/۰۱۲	۱۳۷۶
-۰/۰۵۴	-۰/۰۰۹	۱۳۹۵	-۰/۱۷۸	-۰/۰۰۴	۱۳۸۶	-۰/۱۷۱	-۰/۰۱۲	۱۳۷۷
-۰/۰۴۶	-۰/۰۰۹	۱۳۹۶	-۰/۳۱۷	-۰/۰۱۸	۱۳۸۷	-۰/۰۵۲	-۰/۰۰۲	۱۳۷۸
-۰/۰۳۸	-۰/۰۰۲	۱۳۹۷	-۰/۲۸۲	-۰/۰۰۴	۱۳۸۸	-۰/۱۳۵	-۰/۰۱۲	۱۳۷۹
-۰/۰۵۲	-۰/۰۲۶	۱۳۹۸	-۰/۲۴۹	-۰/۰۰۲	۱۳۸۹	-۰/۱۹۶	-۰/۰۱۶	۱۳۸۰
-۰/۰۲۴	-۰/۱۲۹	۱۳۹۹	-۰/۲۳۰	-۰/۰۰۲	۱۳۹۰	-۰/۲۵۶	-۰/۰۲۳	۱۳۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۱) ضریب فزاینده آنی درآمدهای مالیات بر کالاها و خدمات به جزء دو سال ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ موردبررسی در بقیه سال‌های (۱۳۷۵ الی ۱۳۹۹) منفی می‌باشد. در بین این سال‌ها بزرگترین ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات (از لحاظ قدرمطلق) مربوط به سال ۱۳۸۷ است که مقدار عددی ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات تقریباً برابر با ۰/۳۲ می‌باشد (این بدان معنا است که با افزایش ۱ درصدی مالیات بر کالاها و خدمات در سال ۱۳۸۷، رشد تولید ناخالص داخلی ۰/۳۲ درصد کاهش می‌یابد). همچنین با مقایسه قدرمطلق ضریب فزاینده آنی هر دو نوع درآمد مالیاتی، در بیشتر سال‌های موردبررسی ضریب فزاینده آنی مالیات بر کالاها و خدمات از لحاظ عددی کوچک است و این بدان معنا است که به‌صورت آنی، ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات به‌طور قابل توجهی از درآمد مالیات بر واردات بزرگتر است، از سویی طی دوره موردبررسی به جزء سال ۱۳۹۹ (مقدار عددی ضریب فزاینده مالیات بر واردات ۰/۱۲۹ است)، مقدار عددی ضریب فزاینده آنی درآمد مالیات بر واردات کوچک است.

بر اساس نتایج حاصل از جدول شماره (۲) ضریب فزاینده تجمعی درآمدهای مالیات بر کالاها و خدمات در برخی دوره‌ها مثبت و در برخی دوره‌ها منفی است. همچنین از لحاظ قدرمطلق، به جز سال‌های ۱۳۷۳ الی ۱۳۷۶، در بقیه سال‌های مقدار عددی آن بسیار کوچک است. مقدار عددی ضریب فزاینده تجمعی مالیات بر واردات در بیشتر سال‌های موردبررسی (به جز چند سال اول سال‌های موردبررسی) در سایر سال‌های ۱۳۷۶ الی ۱۳۹۹ بزرگتر از مقدار عددی ضریب فزاینده تجمعی مالیات بر کالاها و خدمات است (از لحاظ قدرمطلق). همچنین مقدار عددی ضریب فزاینده مالیات بر واردات در تمامی سال‌های ۱۳۷۳ الی ۱۳۹۹ مثبت است و بزرگترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۹۸ (با مقدار ۰/۵۳) است و کوچکترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۷۳ با مقدار ۰/۰۲ است.

جدول ۲: متوسط ضریب فزاینده تجمعی مالیات‌های غیرمستقیم در ۴ فصل هر سال

سال	مالیات بر واردات	مالیات بر کالاها و خدمات	سال	مالیات بر واردات	مالیات بر کالاها و خدمات	سال	مالیات بر واردات	مالیات بر کالاها و خدمات
۱۳۷۳	۰/۰۲۲	۰/۱۲۹	۱۳۸۲	۰/۰۶۶	-۰/۰۳۲	۱۳۹۱	۰/۱۵۲	-۰/۰۰۱
۱۳۷۴	۰/۰۷۰	۰/۱۸۹	۱۳۸۳	۰/۰۵۷	-۰/۰۱۳	۱۳۹۲	۰/۲۲۳	۰/۰۰۲
۱۳۷۵	۰/۱۰۶	۰/۲۲۰	۱۳۸۴	۰/۲۲۱	-۰/۰۱۵	۱۳۹۳	۰/۳۰۹	۰/۰۰۵
۱۳۷۶	۰/۰۵۶	۰/۱۰۳	۱۳۸۵	۰/۲۱۴	-۰/۰۰۱	۱۳۹۴	۰/۲۹۷	۰/۰۰۶
۱۳۷۷	۰/۰۴۷	-۰/۰۰۱	۱۳۸۶	۰/۲۷۹	۰/۰۰۵	۱۳۹۵	۰/۳۷۰	۰/۰۰۶
۱۳۷۸	۰/۰۵۳	-۰/۰۰۴	۱۳۸۷	۰/۲۲۳	۰/۰۰۷	۱۳۹۶	۰/۲۹۷	۰/۰۰۸
۱۳۷۹	۰/۰۴۴	-۰/۰۰۲	۱۳۸۸	۰/۱۱۳	۰/۰۰۴	۱۳۹۷	۰/۴۱۲	۰/۰۰۹
۱۳۸۰	۰/۰۶۶	-۰/۰۰۷	۱۳۸۹	۰/۰۸۹	-۰/۰۰۲	۱۳۹۸	۰/۵۳۳	۰/۰۱۵
۱۳۸۱	۰/۰۵۹	-۰/۰۱۱	۱۳۹۰	۰/۱۳۶	-۰/۰۰۲	۱۳۹۹	۰/۵۰۵	۰/۰۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد ضریب فزاینده آنی و تجمعی (بلندمدت) برای انواع رشد درآمدهای مالیات‌های غیرمستقیم نشان داد که ضریب فزاینده آنی مالیات‌های غیرمستقیم در برخی دوره‌ها مثبت و در برخی دیگر منفی بوده است. همچنین، ضریب فزاینده تجمعی رشد مالیات بر واردات در سال‌ها و فصل‌های بررسی شده مثبت بوده است. اما این مقدار برای مالیات بر کالاها و خدمات در برخی دوره‌ها مثبت و در برخی دیگر منفی بوده است. از دیدگاه نظری، انتظار می‌رود که ضریب فزاینده رشد مالیات‌ها منفی باشد، اما شرایط اقتصادی و تعاملات بین متغیرها و پارامترهای مؤثر می‌تواند مقدار ضریب فزاینده را از یک مقدار مثبت بزرگ به صفر یا حتی به یک مقدار منفی بزرگ تغییر دهد. این موضوع به ویژه در اقتصادهای در حال توسعه که بسیاری از نظریه‌های اقتصادی و روابط موجود در ادبیات اقتصاد کلان به صورت تجربی به چالش کشیده می‌شوند، بیشتر دیده می‌شود (شواهد تجربی متعددی وجود دارد که نظریه‌های اقتصادی را به چالش می‌کشند، مانند نظریه منحنی فیلپس^۱ که بر اساس آن انتظار می‌رود با افزایش نرخ بیکاری، تورم افزایش یابد، اما مطالعات تجربی در کشورهای مختلف این موضوع را رد یا حتی نتیجه‌ای عکس آن را نشان داده‌اند. این تناقض بین دیدگاه نظری و شواهد تجربی در حوزه‌های مختلفی مانند نظریات جهانی شدن^۲، نابرابری درآمدی^۳، باز بودن تجاری، و رابطه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری (معمای فلدشتاین و هوریکا^۴) مشاهده شده است). همچنین، در مطالعات داخلی و خارجی درباره ضریب فزاینده سیاست‌های مالیاتی نیز نتایجی به دست آمده که با انتظارات نظری متناقض هستند و به برخی از این موارد در ادامه اشاره می‌شود. با آوم و همکاران^۵ (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند که در ژاپن، ضریب فزاینده شوک مثبت مالیات‌ها در دوره‌های رکود و رونق مثبت است، اما در دوره رونق مقدار آن بیشتر از دوره رکود است. همچنین، آنها برای کشور انگلستان نتایج مشابهی یافتند و نشان دادند که ضریب فزاینده مالیات‌ها در دوره رکود مثبت و در دوره رونق صفر است. به علاوه، تأثیر مثبت درآمدهای مالیاتی بر تولید و رشد اقتصادی ایران نیز در مطالعات مختلف مشاهده شده است. به عنوان مثال، مطالعه ابونوری و زیوری مسعود (۱۳۹۳) نشان داد که با افزایش یک درصدی مالیات‌ها در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد. رحمانی و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند که در رژیم تورمی پایین، افزایش مالیات‌های مستقیم تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارد. چهرقانی و زراءنژاد (۱۳۹۸) دریافتند که مالیات بر ارزش افزوده از نرخ ۳ تا ۲۰ درصد تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. حسین‌پور و همکاران (۱۳۹۸) نیز ضریب فزاینده تجمعی یا ضریب فزاینده بلندمدت برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی را به ترتیب ۰/۰۳۵، ۰/۰۸ و ۰/۰۶ به دست آوردند.

شایان‌ذکر است که تفاوت اصلی این مطالعه با تحقیقات قبلی در این است که در مطالعات پیشین، ضریب فزاینده برای کل دوره به صورت یک مقدار ثابت برآورد شده است. اما در این مطالعه، این ضریب به صورت متغیر زمانی در نظر گرفته شده و برآورد گردیده است و نشان داده شده که در برخی دوره‌ها مثبت و در برخی دوره‌ها منفی بوده است. دلیل این تغییرات در ضریب فزاینده را می‌توان در الگوی نظری نیز جستجو کرد. زیرا طبق

-
1. Philips Curve
 2. Globalization
 3. Income inequality
 4. Feldstein-Horioka Puzzle
 5. Baum et al.

دیدگاه نظری، در این مطالعه نشان داده شده که ضریب فزاینده سیاست‌های مالی تحت تأثیر متغیرها و پارامترهای متعددی قرار دارد و تأثیر این پارامترها و واکنش و نتایج آنها می‌تواند باعث شود که ضریب فزاینده سیاست مالی از مقدار مثبت به صفر و منفی تغییر کند که این نتیجه نیز در این مطالعه حاصل شده است.

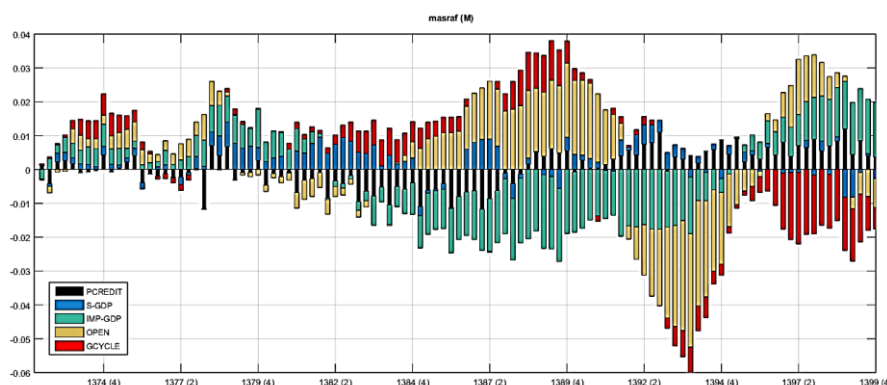
۴-۳. تعیین عوامل مؤثر بر ضریب فزاینده مالیات‌های غیرمستقیم به تفکیک انواع

مالیات‌های غیرمستقیم

در این بخش، پس از آنکه ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات و مالیات بر واردات محاسبه گردید. با در نظر گرفتن عوامل مهم و اثرگذار بر ضریب فزاینده مالیات شامل، رشد مقدار تسهیلات به بخش خصوصی، نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی، نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن اقتصادی و شکاف تولید، نقش هر یک از این عوامل در نوسانات ضریب فزاینده با استفاده از تکنیک تجزیه واریانس تاریخی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

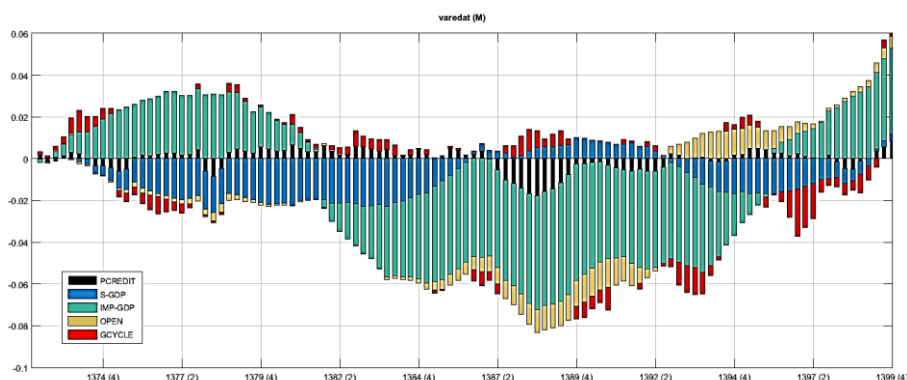
طبق نمودار شکل (۴) بیشترین قدرت توضیح دهنده نوسانات ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات مربوط به نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن و شکاف تولید است، به نحوی که نقش شکاف تولید طی چند سال اخیر بسیار پررنگ‌تر شده است. طبق نمودار شکل (۵) بیشترین نوسانات ایجاد شده در ضریب فزاینده مالیات بر واردات مربوط به نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی و نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی است.

به‌طور کلی، دو عامل اصلی میل نهایی به مصرف و میل نهایی به واردات بر ضریب فزاینده سیاست مالی تأثیر می‌گذارند. شواهد تجربی از بحران اقتصادی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ نشان دادند 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 (Charles et al., 2015). بنابراین، این موضوع در اقتصاد ایران نیز در رابطه با ضریب فزاینده رشد درآمدهای مالیات بر واردات و رشد درآمدهای مالیات بر کالاها و خدمات قابل مشاهده است.



شکل ۴: تجزیه واریانس تاریخی ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۵: تجزیه واریانس تاریخی ضریب فزاینده مالیات بر واردات

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در سه دهه گذشته، اقتصاد ایران دستخوش تغییرات زیادی شده است که شامل برنامه‌های تعدیل اقتصادی، یکسان‌سازی نرخ ارز، تحریم‌های اقتصادی، کاهش درآمدهای نفتی و افزایش وابستگی به درآمدهای مالیاتی بوده است. این تغییرات منجر به نوسانات قابل توجهی در رشد اقتصادی، تورم، نرخ ارز و درآمدهای مالیاتی شده است. سیاست‌های مالی و تأثیر آن‌ها بر ضریب فزاینده مالیات‌ها از مسائل کلیدی برای سیاست‌گذاران است. مطالعات اخیر نشان می‌دهند که ضریب فزاینده سیاست‌های مالی ثابت نیست و بسته به شرایط اقتصادی تغییر می‌کند. در این مطالعه، با استفاده از الگوی (TVP-FAVAR)، ضریب فزاینده مالیات‌ها در ایران طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۹ برآورد شده است. نتایج نشان داد که ضریب فزاینده درآمد مالیات بر کالاها و خدمات و مالیات بر واردات متغیر بوده و در شرایط مختلف اقتصادی متفاوت عمل می‌کند. به طور خاص، ضریب فزاینده آنی مالیات بر کالاها و خدمات منفی بوده و بیشترین ضریب فزاینده تجمعی مربوط به مالیات بر واردات است. همچنین، نوسانات ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات به عواملی مانند نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن اقتصاد و شکاف تولید وابسته است.

نتایج برآورد و محاسبه ضریب فزاینده آنی و تجمعی درآمد مالیات‌های غیرمستقیم به تفکیک اجزاء آن نشان داد که؛ اولاً، ضریب فزاینده درآمد مالیات بر کالاها و خدمات و مالیات بر واردات در طول زمان متغیر بوده و در شرایط مختلف اقتصادی متفاوت است. ثانیاً، در میان درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم، بزرگ‌ترین ضریب فزاینده آنی مربوط به مالیات بر کالاها و خدمات است و بیشترین ضریب فزاینده تجمعی مربوط به مالیات بر واردات است. همچنین، نتایج مربوط به تجزیه و تحلیل تغییرات تاریخی در ضریب فزاینده درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم نیز نشان داد که بیشترین نوسانات ضریب فزاینده مالیات بر کالاها و خدمات از طریق نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن و شکاف تولید ایجاد شده است. از سوی دیگر، نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی و نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی نوسانات ضریب فزاینده مالیات بر واردات را دارند.

باتوجه به نتایج تحقیق، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند از توصیه‌های زیر در تدوین و اجرای سیاست‌های مالیاتی استفاده کنند:

- (۱) **بهینه‌سازی مالیات بر کالاها و خدمات در کوتاه‌مدت:** باتوجه به ضریب فزاینده منفی مالیات بر کالاها و خدمات در کوتاه‌مدت، پیشنهاد می‌شود که دولت‌ها در دوره‌های رکود اقتصادی از افزایش این نوع مالیات خودداری کنند یا حداقل تلاش کنند تا اثرات منفی آن را با سایر سیاست‌های تحریک‌کننده مانند یارانه‌های نقدی یا کاهش مالیات‌بردرآمد جبران کنند. بهبود سیستم اخذ مالیات، شفافیت بیشتر و بهینه‌سازی نرخ‌های مالیاتی می‌تواند به کاهش اثرات منفی آن کمک کند.
- (۲) **تقویت تأثیرات مثبت مالیات بر واردات:** باتوجه به تأثیرات مثبت تجمعی مالیات بر واردات در بلندمدت، توصیه می‌شود که دولت این نوع مالیات را به‌عنوان یکی از منابع پایدار مالی برای تأمین هزینه‌های عمومی تقویت کند. با این حال، لازم است که سیاست‌های تجاری و ارزی هم‌راستا با سیاست‌های مالیاتی طراحی شوند تا اثرات منفی کوتاه‌مدت مالیات بر واردات به حداقل برسد.
- (۳) **هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی:** نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نوسانات سیاست‌های پولی تأثیر مستقیمی بر میزان اثرگذاری مالیات‌ها بر رشد اقتصادی دارد؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های پولی و مالی در سطح کلان با یکدیگر هماهنگ شوند. این هماهنگی می‌تواند از طریق کنترل نرخ ارز، تنظیم نرخ بهره و مدیریت نقدینگی به کاهش نوسانات و افزایش کارایی سیاست‌های مالیاتی کمک کند.
- (۴) **سیاست‌های حمایت از تولید داخلی:** باتوجه به اینکه مالیات بر کالاها و خدمات می‌تواند اثرات منفی بر مصرف و تولید داشته باشد، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌های حمایتی از تولید داخلی، این اثرات را کاهش دهد. تسهیلات مالیاتی برای شرکت‌های تولیدی و برنامه‌های تشویقی برای افزایش تولید و سرمایه‌گذاری داخلی می‌تواند به کاهش فشار مالیاتی بر بخش تولید کمک کند.
- (۵) **اصلاح نظام مالیاتی باتوجه به شرایط اقتصادی:** باتوجه به تغییرات ضریب فزاینده مالیات‌ها در طول زمان، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران به‌صورت دوره‌ای اثرات مالیات‌ها را ارزیابی کرده و در صورت لزوم اصلاحات لازم را در نظام مالیاتی اعمال کنند. این امر می‌تواند به افزایش انعطاف‌پذیری سیاست‌های مالیاتی و تطابق آن‌ها با شرایط اقتصادی کشور کمک کند.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

نویسندگان در مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند. همه نویسندگان محتوای مقاله را تأیید کردند و در مورد تمام جنبه‌های کار توافق داشتند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام کردند که هیچ‌گونه تضاد منافع برای این پژوهش وجود ندارد.

ORCID

Mehdi Mohammadi Dereshki		https://orcid.org/0009-0000-2879-8219
Tahereh Akhoondzadeh Yousefi		https://orcid.org/0000-0002-7957-3957
Mehdi Rostamzadeh		https://orcid.org/0009-0006-0790-1129
Mohammad Sokhanvar		https://orcid.org/0000-0002-7107-9508

منابع و مأخذ

- ابو نوری، عباسعلی و زیوری مسعود، سمیه. (۱۳۹۳). تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد. نشریه پژوهش‌نامه مالیات، ۲۲(۲۴)، ۶۳-۸۶. (URL of Article)
- آقانی، پریسا، حیدری، حسن و جهانگیری، شهاب. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر رشد اقتصادی و تورم در اقتصاد ایران: شواهد تجربی بر اساس مدل TVP-SFAVAR-SV. نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۹(۴)، ۶۱-۹۶. DOI: 10.22034/econj.2023.54417.3140
- بابکی، روح‌اله و عفتی، مهناز. (۱۴۰۱). اثر ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی ایران. نشریه پژوهش‌نامه مالیات، ۳۰(۵۴)، ۵۴-۲۹. DOI: 10.52547/taxjournal.30.54.29
- چهرقانی، احمد و زراء نژاد، منصور. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۹(۳۶)، ۱۰۹-۱۲۸. DOI: 10.30473/egdr.2019.5752
- حسین‌پور، مهناز، هژبرکیانی، کامبیز، زندی، فاطمه، دهقانی، علی و سعیدی، خلیل. (۱۳۹۸). برآورد ضرایب فزاینده مالی ایران در مقایسه تطبیقی با کشورهای منتخب منا. نشریه اقتصاد ملی، ۱۳(۴۸)، ۱۱۱-۱۴۶. DOR: 20.1001.1.25383833.1398.13.48.4.9
- حسینی، لطیف، میرزاپور باباجان، اکبر و اکبری مقدم، بیت‌اله. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر درآمدهای مالیاتی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی. نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۲(۴۶)، ۸۹-۱۰۴. DOI: 10.30473/egdr.2020.51679.5685
- خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۳۹۳). اندازه‌گیری اثرات شوک سیاست پولی در ایران: رویکرد خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته (FAVAR). نشریه اقتصاد مقداری، ۱۱(۱)، ۷۵-۱۰۱. (URL of Article)
- خضری، محسن، شجاعی، عبدالناصر و فطرس، محمد حسن. (۱۳۹۷). بررسی اثرات غیرخطی تعیین‌کننده‌های صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از مدل پارامترهای متغیر در طول زمان. TVP-VAR. نشریه اقتصاد مقداری، ۱۵(۴)، ۱۱۳-۱۳۴. DOI: 10.22055/jqe.2018.23814.1752
- رحمانی، تیمور، مهرآرا، محسن و مهاجرانی‌راد، یوسف. (۱۳۹۷). واکاوی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر تغییرات تولید در محیط‌های تورمی گوناگون. نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد کلان، ۱۳(۲۵)، ۱۰۳-۹۵. DOI: 10.22080/iejm.2018.2035
- شریفی رنانی حسین، کمیجانی، اکبر و شهرستانی، حمید. (۱۳۸۸). بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری. نشریه پژوهش‌های پولی - بانکی، ۱(۲)، ۱۴۵-۱۷۶. (URL of Article)
- عزتی شورگلی، احمد و صحرایی، پریسا. (۱۳۹۷). نقش اعتبارات بانکی در اثرگذاری سیاست مالی: کاربرد الگوی TVAR. نشریه پژوهش‌های پولی - بانکی، ۱۱(۳۸)، ۵۳۵-۵۶۴. DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0

- عزتی‌شورگلی، احمد، احمدی، تیرداد، صحرایی، پریسا و رحیمی، رامین. (۱۴۰۰). بررسی اثربخشی مخارج دولت و مالیات طی ادوار تجاری: کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *نشریه پژوهش‌نامه مالیات*، ۲۹(۵۰)، ۵۳-۲۷. DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27
- غفاری، هادی، نوری، معصومه و یونسی، علی. (۱۳۹۵). سنجش کارایی نظام مالیاتی و اثر آن بر رشد اقتصادی کشور. *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد کلان*، ۱۱(۲۱)، ۱۵۵-۱۷۷. DOI: 10.22080/iejm.2017.9777.1470
- فتاحی شهرام، حیدری، دیزگرانی، علی و عسکری، الناز. (۱۳۹۳). بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران. *نشریه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۲(۶)، ۸۶-۶۷. (URL of Article)
- فلاحی، علی، فتاحی، شهرام، حیدری دیزگرانی، علی و شکری، نعیم. (۱۳۹۶). بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در اقتصاد ایران. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۱(۴۱)، ۱۲۳-۱۵۴. DOR: 20.1001.1.25383833.1396.11.41.5.2
- مرادی، یوسف، شهبازی، کیومرث و فیضی ینگجه، سلیمان. (۱۴۰۲). نقش ادوار تجاری در تعیین مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی (با تأکید بر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم) مطالعه موردی اقتصاد ایران. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۷(۶۳)، ۱۱۷-۱۳۸. DOI: 10.30495/fed.2023.702187
- مکیان، سید نظام‌الدین، توکلیان، حسین و نجفی فرا شاه، سید محمد صالح. (۱۳۹۸). بررسی اثر شوک مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی و تورم در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۹)، ۴۶-۱. DOR: 20.1001.1.25383833.1398.13.49.1.8
- نوفرستی، محمد. (۱۳۸۴). بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۳)، ۲۹-۱. DOR: 20.1001.1.00398969.1384.40.3.1.1
- ورهرامی، ویدا و شهاب لواسانی، کیوان. (۱۳۹۳). بررسی مالیات بر درآمد به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار مالی و تعدیل سیکل‌های تجاری با استفاده از رهیافت تجزیه موجک. *نشریه اقتصاد و الگو سازی*، ۵(۱۷-۱۸)، ۱۷-۵۷. (URL of Article)

References

- Abounoori, A & Zivari Masoud, S. (2015). The Analysis of Tax Revenues Effect on Economic Growth and Income Distribution (In Iran and Selected OECD Countries). *Journal of Tax Research*, 22(24), 63-86. <http://taxjournal.ir/article-1-357-fa.html> [in Persian]
- Aghania, P., Heidari, H. & Jahangiri, S. (2023). Investigating the Impact of Monetary Policy Shocks on Economic Growth and Inflation in the Iranian Economy: Empirical Evidence Based on the TVP-TVP-SFAVAR-SV Model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(4), 61-96. <https://doi.org/10.22034/eoj.2023.54417.3140> [in Persian]
- Babaki, R. & Efati, M. (2022). The Effect of Tax Structure on Economic Growth in Iran. *J Tax Res*, 30 (54), 29-54. <http://dx.doi.org/10.52547/taxjournal.30.54.29> [in Persian]
- Baumeister, C., Liu, P. & Mumtaz, H. (2013). Changes in the effects of monetary policy on disaggregate price dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(3), 543-560. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2012.09.009>
- Berg, T. (2015). Time Varying Fiscal Multipliers in Germany. *Review of Economics*, 66(1), 13-46. <https://doi.org/10.1515/roc-2015-0103>.
- 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), 1329-1368. <https://doi.org/10.3386/w7269>

- 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. <https://doi.org/10.1111/meca.12075>
- Chehreghani, A. and ZaraNejhad, M. (2019). Investigating the Impact of Value Added Tax (VAT) on Iran's Economic Growth Using the Computable General Equilibrium Model (CGE). *Economic Growth and Development Research*, 9(36), 109-128. <https://doi.org/10.30473/egdr.2019.5752> [in Persian]
- De Castro, F. & Fernández, L. (2013). The effects of fiscal shocks on the exchange rate in Spain. *The Economic and Social Review*, 44(2), 151-180. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1923588>
- Deleidi, M., Iafrate, F. & Levrero, E. S. (2023). Government investment fiscal multipliers: evidence from Euro-area countries. *Macroeconomic dynamics*, 27(2), 331-349. <https://doi.org/10.1017/s1365100521000419>
- 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. <https://doi.org/10.1080/14631377.2016.1267972>
- Ezzati Shourgholi, A. & Sahraiee, P. (2019). The Role of Bank Credits on Effectiveness of Fiscal Policy: A TVAR Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 11(38), 564-535. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0> [in Persian]
- Ezzati Shourghouli, A., Ahmadi, T., Sahraiee, P., & Rahimi, R. (2021). Investigating The Effectiveness Of Government Expenditures And Taxes During Business Cycles: Application Of Threshold Vector Auto-Regression Model. *Journal Of Tax Research*, 29(50), 27-53. <https://doi.org/10.52547/taxjournal.29.50.27> [in Persian]
- Falahati, A., Fatahi, S., Heidari, D. A. & Shokri, N. (2018). An Investigation of Fiscal Sustainability and Fiscal Transitory Shocks in Iranian Economy. *Financial Economics*, 11(41), 123-145. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1396.11.41.5.2> [in Persian]
- Fattahi, S., Heydari Dizgarani, A. & Askari, E. (2014). The Study of Government Debt Sustainability in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 2(6), 67-86. <https://qjefp.ir/article-1-152-fa.html> [in Persian]
- Ghafari, H., Noori, M. & Younessi, A. (2016). Evaluating the efficiency of the tax system and its impact on economic growth. *Macroeconomics Research Letter*, 11(21), 155-177. <https://doi.org/10.22080/iejm.2017.9777.1470> [in Persian]
- Ghassibe, M. & Zanetti, F. (2022). State Dependence Of Fiscal Multipliers: The Source Of Fluctuations Matters. *Journal of Monetary Economics*, 132, 1-23. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3756128>
- Glocker, C., Sestieri, G. & Towbin, P. (2019). Time-Varying Government Spending Multipliers In The UK. *Journal of Macroeconomics*, 60, 180-197. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2019.02.003>
- Hall, R. E. (2009). By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output, *Brookings Papers On Economic Activity*, 183-231. <https://doi.org/10.1353/eca.0.0069>
- Hory, M. P. (2016). Fiscal multipliers in Emerging Market Economies: can we learn something from Advanced Economies?. *International Economics*, 146, 59-84. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2015.11.002>
- Hosseini, L., Mirzapour Babajan, A. & Akbari Moghaddam, B. (2022). Investigating the Impact of Tax Revenues on Macroeconomic Variables. *Economic Growth and Development Research*, 12(46), 104-89. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1401.12.46.5.0> [in Persian]

- Hosseinpur, M., Hozhabr Kiani, K., Zandi, F., Dehghani, A. & Saeedi, K. (2019). Estimating Of The Fiscal Multipliers In Iran's Economy And Selected Countries Of Mena. *Journal of Financial Economics (Financial Economics And Development)*, 13(48), 111-145. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1398.13.48.4.9> [in Persian]
- Iwata, Y. (2011). The Government Spending Multiplier and Fiscal Financing: Insights from Japan. *International Finance*, 14(2), 231-264. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2011.01285.x>
- Jiménez, A., Rodríguez, G. & Arellano, M. A. (2023). Time-varying impact of fiscal shocks over GDP growth in Peru: An empirical application using hybrid TVP-VAR-SV models. *Structural Change and Economic Dynamics*, 64, 314-332. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2023.01.005>
- Khezri, M., Shojaei, A. N. & fotros, M. H. (2019). Investigation of the Nonlinear Effects of Non-Oil Exports Determinants in Iran Using a Model with Variable Parameters over Time of TVP-VAR. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 15(4), 113-134. <https://doi.org/10.22055/jqe.2018.23814.1752> [in Persian]
- Khodaparast shirazi, J. (2014). Measuring the Effects of Monetary Policy Shock in Iran: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 11(1), 75-101. https://jqe.scu.ac.ir/article_11706.htm [in Persian]
- Koop, G. & Korobilis, D. (2013). Large time-varying parameter VARs. *Journal of Econometrics*, 177(2), 185-198. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.04.007>
- Makiyan, S., N., tavakolian, H. & Najafi Farashah S.M.S. (2020), Effects of Direct Tax Shock on GDP and Inflation in Iran in the Context of a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Financial Economics*, 13(49), 1-45. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1398.13.49.1.8> [in Persian]
- Mittnik, S. & Semmler, W. (2012). Regime dependence of the fiscal multiplier. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 502-522. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.02.005>
- Moradi, Y., Shahbazi, K. & Feizi Ganje, S. (2023). the role of business cycles in determining fiscal policy multiplier (with emphasis on direct and indirect taxes): a case study of the Iranian economy. *journal of financial economics (financial economics and development)*, 17(63), 117-138. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.702187> [in Persian]
- Nouferesti, M. (2005). impacts of monetary and exchange rate policies on the Iranian economy within a dynamic macro econometric model. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, -(70), 1-29. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1384.40.3.1.1> [in Persian]
- Rahmani, T. , Mehrara, M. , & Mohajerani Rad, Y. (2018). An examination of the effect of direct taxes on real output in different inflationary environments. *Macroeconomics Research Letter*, 13(25), 93-105. <https://doi.org/10.22080/iejm.2018.2035> [in Persian]
- Restrepo-Ángel, S., Rincón-Castro, H. & Ospina-Tejeiro, J. J. (2022). Multipliers of taxes and public spending in Colombia: SVAR and local projections approaches. *Latin American Journal of Central Banking*, 3(3), 100070. <https://doi.org/10.1016/j.lacsb.2022.100070>
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (2010). The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801. <https://doi:10.1257/aer.100.3.763>
- Sharifi Ranani, H., Komeijani, A. & Shahrestani, H. (2009), Investigating the monetary transmission mechanism in Iran: a structural vector autoregression approach. *journal of monetary and bankig research*, 2, 145-176. https://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=35&sid=1&slc_lang=fa [in Persian]
- Spilimbergo, M. A., Schindler, M. M. & Symansky, M. S. A. (2009) .Fiscal multipliers. *International Monetary Fund*, No. 2009-2011. <https://doi.org/10.5089/9781462372737.004>

- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts. *NBER Working Paper No.* 14322. <https://doi.org/10.3386/w14322>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.07.003>
- Thomakos, D. (2012). Fiscal multipliers in deep economic recessions and the case for a 2-year extension in Greece's austerity programme'. *Eurobank EFG Economic Research*, 8(4), 1-44.
- Van Der Wielen, W. (2020). The macroeconomic effects of tax changes: Evidence using real-time data for the European Union. *Economic Modelling*, 90, 302-321. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.03.007>
- Varahrami, V. & Shahab Lavasani, K. (2014). Investigate Income-tax as an automatic stabilizer and business cycles adjustment with Wavelet spectrum analysis approach. *Journal of Economics and Modelling*, 5(17-18), 17-57. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_53439.html [in Persian]
- Vlasov, S. A. & Deryugina, E. B. (2018). Fiscal multipliers in Russia. *Journal of Economic Theory Studies of the Russian Economy Issues of Economic Policy Hot Topic*, 2(38), 83-95.
- Woldu, G. T. & Szakálné Kanó, I. (2023). Fiscal multipliers and structural economic characteristics: Evidence from countries in sub-Saharan Africa. *The World Economy*, 46(8), 2335-2360. <https://doi.org/10.1111/twec.13405>
- Ziegenbein, A. (2024). When are tax multipliers large?. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 158, 104785. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4467272>

