- - Journal of Economic Research- - - - - -
Volume 23, Issue 88, Spring 2023, 203-239
joer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/joer.2024.77050.1174

ATU PRESS

Original Research Accepted: 5/2/2024 Review: 6/1/2024 Received: 3/12/2023 ISSN: 1735-210x eISSN: 6453-2476

Determinants of Tax Revenue and Estimation of Tax Effort Trend in Iran

Roghaye Shojaeddin — Ph.D. Candidate, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Majid Sameti* — Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Zahra Dehghan Shabani — Associate Professor, Department of Economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran

Abstract

The significance of tax revenue as the primary source of government finance underscores the importance of accurately measuring tax efforts using unbiased methodologies. This study employs a state-space model and the Kalman filter algorithm to estimate tax effort as an unobservable variable within the tax revenue equation in Iran from 1970 to 2021.The findings reveal a nuanced relationship between various factors and the tax ratio. Per capita income exhibits a positive impact, while the agriculture share in GDP exerts a negative influence. Interestingly, the coefficients of openness and monetization initially have negative elasticity but transition to positive after reaching a certain threshold, indicating a dynamic relationship with the tax ratio. Conversely, the services and industry share in GDP demonstrate a positive effect on the tax ratio before reaching a peak, after which their squared coefficients turn negative.Tax effort in Iran, throughout the studied period, has never been more than 0.25 highlighting a significant disparity between actual and potential tax revenue and underscores inefficiencies within the tax system.

1. Introduction

Due to dependence on oil and structural problems, attention to important tax indexes has been neglected in Iran's Economy.

* Corresponding Author: majidsameti@ase.ui.ac.ir
How to Cite: Shojaeddin, R., Sameti, M., & dehghan shabani, Z. (2024). The Determinants of Tax Revenue and Estimating Underlying Tax Effort Trend in Iran. Economics Research, 23(88), 203-239.

Therefore, in order to achieve more accurate results, a new approach has been taken by the research to estimate tax effort as an indicator that shows the ability of the government to enhance tax revenues.

Traditionally, tax effort is calculated by dividing actual tax revenue by potential tax revenue. However, this method is inherently biased as it fails to account for the influence of economic, social, and political factors on tax revenue collection, alongside tax effort itself. To address this limitation, the study employs the Kalman Filter estimation technique, which treats tax effort as an unobservable variable within the tax revenue function, alongside other economic variables.

2. Methods and Material

In literature, tax effort is calculated by estimating the following equation:

$$F_1 = \frac{\frac{T}{Y}}{\frac{\hat{T}}{Y}} = \frac{T}{\hat{T}} = \frac{F+Z\lambda+\omega}{Z\hat{\lambda}} \quad (1)$$

where T is tax share, F is tax effort, Z is a vector of other factors affecting tax share and ω is an error term. It is evident that the estimator F_1 is a biased estimator for tax effort F. Considering the effect of tax effort on tax revenue, the index should be included as a dependent variable in the tax revenue function. Referring to the study of Kim (2007) and in order to overcome the bias, the research suggests a state-space approach and Kalman Filter Algorithm. The structural time series method allows tax effort to be taken into consideration in the tax revenue function as an unobservable variable.

In this context, the tax revenue function considered a linear form incorporating variables such as per capita income, the share of agriculture, services and industry, openness, and monetization . However due to the low coefficient of determination and the results of Ramsey Reset test, adopting a quadratic function became imperative. Consequently,the final equation was changed as follows:

$$\begin{aligned} LT_t = F_t + \beta_1 LPY + \beta_2 LAGR + \beta_3\, LIND + \beta_4 LSEV + \beta_5 LOP \\ + \beta_6 LMO + \beta_7 (LPY)^2 + \beta_8 (LIND)^2 \\ + \beta_9 (LSEV)^2 + \beta_{10} (LOP)^2 + \beta_{11} (LMO)^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

3. Results and Discussion

In econometric analysis, the stationary test of data typically examined. However, According to Harvey, the stationary test holds less signifcance in the structural time series model.. The analysis of variables confirms that all variables exibite statistical normality. The

results of estimating equation 3 are reported in Table 1, which shows that the variables are significant at one percent level.

Table 1. The results of estimating the square function of tax revenue using the STSM method

Variables	Coefficients	RMSE	t-statistic	Prob
Level break 1998	-0.1801	0.0647	-2.7836	0.0090
Level break 2005	0.3159	0.0586	5.3930	0.0000
Level break 2000	-0.3314	0.0569	-5.8246	0.0000
LPY	5.9920	0.9254	6.4744	0.0000
LPY^2	-0.3719	0.0611	-6.0820	0.0000
LMO	-7.8851	2.4578	-3.2082	0.0031
LMO^2	0.9631	0.2998	3.2130	0.0030
LOP	-1.1536	0.5520	-2.0900	0.0449
LOP^2	0.1480	0.0766	1.9312	0.0626
LIND	19.1223	3.2214	5.9359	0.0000
LIND^2	-2.8682	0.4668	-6.1448	0.0000
LSEV	26.7385	7.1427	3.7434	0.0007
LSEV^2	-3.5566	0.8990	-3.9563	0.0004
LAGR	-0.2997	0.1102	-2.7203	0.0106

Reference: Research calculations and software output

There were breaks in 1998, 2000, and 2005. The cause of these breaks can be attributed to the Asian financial crisis, the dot-com bubble, and oil fever, respectively.

"In addition to examining elasticities, the squared coefficients of variables hold significance in the analysis. Despite the elasticity of the agricultural sector share being -0.29, its squared coefficient was omitted from the model due to its low explanatory power. Notably, the tax exemption status of the agricultural sector in Iran contributes to a negative impact on tax revenues .

Regarding per capita income, its elasticity is positive, yet its squared coefficient is negative. Initially, an increase in per capita income enhances tax revenues, but subsequently leads to a decline in the tax ratio. This phenomenon arises because governments can only collect a specific portion of per capita income as taxes. Continued taxation may result in taxpayer resistance, consequently leading to a reduction in tax revenue.".

The share of industry and services, both, have negative elasticity and squared coefficient. Initially, an increase in these variables leads

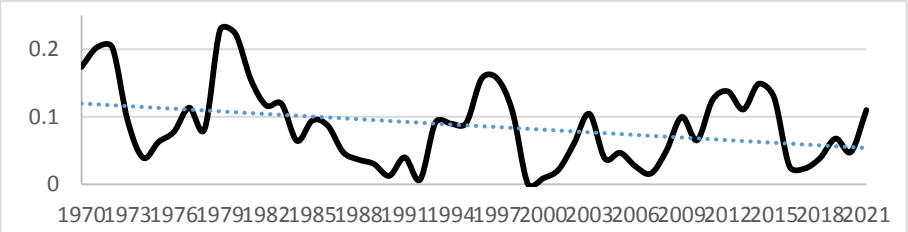
to a rise in tax revenue, followed by a subsequent decrease where the negative effect predominates. Notably, only in cases where production is efficient, the industry can generate a significant taxable surplus. Therefore, the inefficient industry sector will not result in higher tax revenue in Iran.

Due to the lack of a full database and since some economic activities in Iran are unregistered and consequently untraceable, a significant percentage of tax evasion occurs in the services sector. Hereupon, the increase of this sector in Iran will not lead to more tax revenue.

Both openness and monetization exibit positive quadratic coefficients. The effect of these variables on the tax ratio is negative at first and becomes positive after the minimum point. The negative elasticity of these two variables is respectively caused by the government's policies such as lower tariffs for essential goods and the adverse effects of inflation on monetization and tax revenue as a result.

The tax effort trend is shown in Figure 1. The unevenness of the trend is caused by the fluctuation in oil revenues in Iran. Tax effort in the last 50 years has always been lower than 0.25, which indicates the misutilization of tax capacities.

Figure 1. Tax Effort Trend in Iran during the years 1970-2021



Reference: Research Findings

4. Conclusion

Recognizing the significance of taxes as a primary source of government revenue, this research employs the Kalman Filter algorithm and a state-space model to calculate tax effort in a novel manner. In this approach, tax effort, treated as an unobservable variable, is incorporated into the tax revenue function alongside six other variables. Given the low coefficient of determination and the outcomes of the Ramsey reset test, the linear model was deemed unsuitable. Consequently, the quadratic form of the function was adopted to better capture the complex relationship between tax effort

and tax revenue."The estimations showed that the effect of per capita income on tax ratio is positive due to the increase in the potential of citizens to pay taxes, and the impact of agriculture share is negative due to tax exemptions.

The elasticity of monetization is negative owing to high inflation in Iran and its adverse effects on sales tax. The effect of this variable on tax ratio is initially negative, but after the minimum point, it becomes positive due to the compliance of taxpayers with inflationary conditions. Openness also has a negative elasticity due to the negative effect of import promotion policies. The share of industry and services have a positive effect on the dependent variable before reaching the maximum point. However, due to a high rate of tax evasion within this sector and production inefficiency in manufacturing, this effect reverses after surpassing the maximum point..

The discrepancy in the signs of the elasticities for some variables can be attributed to utilization of different approaches in estimating the tax effort. The low tax effort in Iran reveals the necessity to make changes in government tax policies to make the most of tax capacities.

For the purpose of enhancing tax revenue, some measures should be taken to reduce tax evasion and increase the tax potential of economic sectors. Eliminating unnecessary tax exemptions can also improve tax performance. The exemptions should be gradually phased out until they are completely eliminated,as long-term tax exemptions in Iran create non-competitive structures.

Keywords: Tax Effort, Tax Revenue, Underlying Trend, Kalman Filter Algorithm, State-Space Model.

JEL Classification: H20, Q1, Q41, Q47

-- پژوهشنامه اقتصادی ---------
دوره ۲۳، شماره ۸۸، بهار ۱۴۰۲، ۲۰۳-۲۳۹
joer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/joer.2024.77050.1174

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۹/۱۲
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۶
ISSN:۱۷۳۵-۲۱۰X
eISSN:۶۴۵۳-۲۴۷۶

عوامل اثرگذار بر درآمد مالیاتی و برآورد روند ضمنی تلاش مالیاتی در ایران[۱]

رقیه شجاع‌الدین دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان، ایران
مجید صامتی* استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
زهرا دهقان‌شبانی دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

چکیده

توجه به نقش کلیدی درآمدهای مالیاتی به‌عنوان مهمترین منبع تأمین مالی دولت‌ها، ضرورت دریافت مالیات از ظرفیت‌های بالقوه اقتصادی و اهمیت برآورد تلاش مالیاتی به روشی دقیق و بدون اریب را آشکار می‌سازد. در پژوهش حاضر، با در نظر گرفتن تلاش مالیاتی به‌عنوان متغیر غیرقابل مشاهده در تابع درآمد مالیاتی و ایجاد یک مدل فضا-حالت با به‌کارگیری الگوریتم فیلتر کالمن، به برآورد تلاش مالیاتی در ایران با در نظر گرفتن شش متغیر و طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۱ مبادرت شد. نتایج تخمین‌ها حاکی از آن بود که درآمد سرانه و سهم بخش کشاورزی به ترتیب دارای اثر مثبت و منفی بر نسبت درآمد مالیاتی هستند. سایر متغیرها دارای کشش منفی بودند. با توجه به ضرایب توان دوم مثبت دو متغیر درجه پولی‌شدن و بازبودن اقتصاد، اثر این متغیرها بر نسبت مالیاتی در سطوح اولیه منفی است اما با عبور از نقطه مینیمم، تغییر علامت داده و مثبت خواهد شد. این روند برای دو متغیر سهم بخش صنعت و خدمات، به دلیل منفی بودن ضرایب توان دوم آن‌ها، متفاوت است. اثر این متغیرها بر نسبت مالیاتی، پیش از رسیدن به نقطه بیشینه مثبت بوده و پس از عبور از مقدار ماکزیمم منفی می‌گردد. تلاش مالیاتی نیز در ایران طی سال‌های مورد بررسی پژوهش بیش از ۰/۲۵ نبوده است که نشان‌دهنده شکاف زیاد میان درآمد مالیاتی بالفعل و ظرفیت مالیاتی بالقوه در ایران است.

کلیدواژه‌ها: تلاش مالیاتی، درآمد مالیاتی، روند ضمنی، الگوریتم کالمن فیلتر، رویکرد فضا-حالت

طبقه‌بندی JEL: Q47, Q41, Q1, H20

---

۱. مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان است.

* نویسنده مسئول: majidsameti@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از منابع مطمئن تأمین مالی دولت‌ها به‌منظور پاسخگویی به تقاضای افراد جامعه، درآمدهای مالیاتی هستند. چرا که، مالیات‌ها در مقایسه با دیگر درآمدها آثار نامطلوب اقتصادی را به‌میزان قابل توجهی کاهش می‌دهند. مطالعات نشان می‌دهند کشورهایی که از طریق فروش منابع طبیعی به درآمدهای بالایی دست می‌یابند، معمولا درآمد کمتری از مالیات داخلی کسب می‌کنند که منجر به مشکلات مالی دولت می‌شود. برخی کشورها مانند ایران، به‌دلیل دسترسی به درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی مانند نفت، به‌عنوان منبع درآمدی جایگزین، به افزایش کارای درآمدهای مالیاتی توجه کافی ندارند. به‌همین دلیل، حرکت از سمت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به‌سمت درآمدهای مالیاتی و کاهش نقش درآمدهای نفتی در تأمین مالی دولت حائز اهمیت بسیار است. در اقتصاد ایران، به‌دلیل مشکلات ساختاری، اهمیت و اثربخشی مالیات‌ها در نظام اقتصادی چندان مورد توجه قرار نگرفته است. از این رو، استفاده از روش‌های جدید و بدون تورش در برآورد شاخص تلاش مالیاتی به‌عنوان معیاری از توانایی دولت در کسب درآمدهای مالیاتی از ظرفیت‌های بالقوه، ضروری به‌نظر می‌رسد.

در ادبیات اقتصادی، تلاش مالیاتی از تقسیم درآمد بالفعل مالیاتی بر درآمد بالقوه مالیاتی تخمین زده شده، به دست می‌آید. نکته مغفول مانده در استفاده از این روش، عدم توجه به این موضوع است که تلاش مالیاتی، خود یک متغیر کلیدی اثرگذار بر درآمد مالیاتی است. در واقع میزان تلاش دولت‌ها در دریافت مالیات، بر میزان درآمد دریافتی دولت از طریق مالیات تأثیرگذار است. لذا، به‌منظور اجتناب از ایجاد تورش، تلاش مالیاتی می‌بایست به عنوان متغیر مستقل، در کنار سایر متغیرها وارد مدل درآمد مالیاتی گردد اما، از آن‌جا که تلاش مالیاتی مانند دیگر متغیرهای اقتصادی لحاظ شده در مدل، به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست و امکان استخراج مقدار عددی آن از بانک‌های اطلاعاتی میسر نیست، در این پژوهش به‌عنوان متغیر غیرقابل مشاهده وارد مدل شده و با به‌کارگیری الگوریتم فیلتر کالمن برآورد می‌گردد. تخمین تلاش مالیاتی با استفاده از این رویکرد در مقایسه با روش‌های مرسوم رگرسیونی به‌کاررفته در مطالعات گذشته، که ابتدا درآمد بالقوه مالیاتی را تخمین زده و در مرحله بعد، از تقسیم درآمد بالفعل مالیاتی بر مقدار

تخمین زده شده به عدد تلاش مالیاتی می‌رسیدند، نتایج دقیق‌تری را به‌دست خواهد داد. چرا که، ورود تلاش مالیاتی به‌عنوان جزء غیرقابل مشاهده در تابع درآمد مالیاتی، امکان برآورد مستقیم این شاخص را امکان‌پذیر می‌سازد. در ادامه و در بخش دوم، چهارچوب نظری پژوهش مطرح شده است. دو بخش بعدی، به پیشینه پژوهش و تصریح روش به کار گرفته شده اختصاص یافته است. در بخش پنجم، به ارائه یافته‌ها و نتایج حاصل از برآورد مدل پرداخته شده است. در انتها نیز به بحث و نتیجه‌گیری مبادرت شده است.

۲. چهارچوب نظری

مالیات‌ستانی یکی از ضروری‌ترین ابزار برای ثبات اقتصاد کلان، رشد و توسعه اقتصادی به‌شمار می‌آید. مالیات درکشورهای توسعه‌یافته به عنوان یک ابزار مهم سیاست‌گذاری مالی و اقتصادی محسوب می‌شود(ایمانی‌برندق، ۱۳۹۵). لذا، یکی از اهداف دولت‌ها تلاش در جهت بهبود عملکرد مالیاتی به‌منظور نیل به سیاست‌های اقتصادی است. از آن‌جا که نخستین قدم در راستای وصول مالیات و افزایش تلاش مالیاتی، آگاهی از توان بالقوه پرداخت مالیات از سوی شهروندان و توان دریافت مالیات از طرف دولت است، آشنایی با مفاهیم و تعاریف ظرفیت و تلاش مالیاتی ضرورت می‌یابد.

پیش از مطرح شدن شاخص تلاش مالیاتی، از نسبت مالیاتی[1] ، به عنوان اولین ملاک سنجش سیستم مالیاتی استفاده می‌شد(برون و دایاکایت[2]، ۲۰۱۶). نسبت مالیاتی واقعی و یا بالفعل بیانگر نسبت درآمدهای مالیاتی دریافتی دولت در یک دوره به تولید ناخالص داخلی در همان دوره است و نشان‌دهنده سهم منابع عمومی از حجم تولیدات کشور می‌باشد. شاخص نسبت درآمدهای مالیاتی از شاخص‌های مهم عملکرد مالیاتی دولت‌ها به حساب می‌آید(پناهی و همکاران، ۱۳۹۶). بالا بودن این شاخص نشان‌دهنده عملکرد نظام مالیاتی کشور است(مشمول و همکاران، ۱۴۰۱). در حالی‌که پایین بودن درآمد مالیاتی در یک کشور، ناشی از نبود ظرفیت مالیاتی و یا تلاش ناکافی سازمان‌های اجرایی به‌منظور استفاده از ظرفیت موجود است. باید توجه داشت به‌دلیل بی‌توجهی شاخص نسبت مالیاتی به ظرفیت‌های بالقوه مالیاتی، استفاده از آن به‌تنهایی گمراه‌کننده است (قطمیری و

1. Tax Ratio
2. Brun and Diakite

اسلاملوییان، ۱۳۸۷). از آنجا که به‌کارگیری نسبت مالیاتی به‌منظور سنجش عملکرد مالیاتی یک اقتصاد به‌تنهایی کافی نبود، استفاده از شاخصی جدیدتر و کامل‌تر ضرورت یافت. لذا، شاخص تلاش مالیاتی در ادبیات اقتصادی مطرح گردید. این شاخص یکی از مهم‌ترین و متداول‌ترین شاخص‌ها به منظور سنجش عملکرد یک نظام مالیاتی و امکان مقایسه آن با نظام‌های مالیاتی سایر کشورهاست(عرب‌مازار، ۱۳۹۸). تلاش مالیاتی، دامنه یا حدودی را نشان می‌دهد که یک دولت توانسته است پایه‌های مالیاتی موجود را کشف و از ظرفیت مالیاتی خود استفاده کند. این شاخص، برخلاف نسبت مالیاتی، امکان ارزیابی اثربخشی سیاست‌ها و برنامه‌های یک کشور در افزایش درآمدهای مالیاتی را با در نظر گرفتن تفاوت میان کشورها از نظر ظرفیت مالیاتی فراهم می‌کند(امین‌رشتی و همکاران، ۱۳۹۰). در واقع، تلاش مالیاتی معیار سنجش وضعیت نظام مالیاتی یک کشور با استفاده از ظرفیت مشمول مالیات است و به‌صورت نسبت مالیات‌های جمع‌آوری شده به ظرفیت مالیاتی تعریف می‌شود. این شاخص بیانگر درصد تحقق درآمدهای مالیاتی و کارایی اجرایی سازمان‌های وصول مالیات است(عرب‌مازار، ۱۳۹۸).

با استناد به تعاریف ارائه شده، بدون توجه به مفهوم ظرفیت مالیاتی و عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی، محاسبه تلاش مالیاتی تقریبا ناممکن است. اطلاع از میزان ظرفیت مالیاتی برای تدوین سیاست مالی مناسب در تنظیم بودجه ضروری است. ظرفیت مالیاتی، مقدار مالیاتی است که با توجه به عوامل مؤثر بر نسبت مالیاتی، توانایی دریافت آن به‌طور بالقوه وجود دارد(قطمیری و اسلاملوییان،۱۳۸۷). در واقع این شاخص به نسبت مالیات پیش‌بینی شده به تولید ناخالص داخلی اشاره دارد که با در نظر گرفتن ویژگی‌های خاص کلان اقتصادی، جمعیتی و نهادی یک کشور تخمین زده می‌شود(لی و همکاران[1]، ۲۰۱۲).

دیدگاه‌های متفاوتی به تبیین مفهوم ظرفیت مالیاتی مبادرت نموده‌اند. برخی به بررسی ظرفیت مالیاتی از منظر ارکان نظام مالیاتی پرداخته‌اند. گروه دیگری، عوامل اثرگذار بر ظرفیت مالیاتی را در چارچوب دو موضوع مهم تقسیم‌بندی می‌کنند که شامل عوامل ارادی و غیرارادی اثرگذار بر توان پرداخت مالیات توسط مودیان و فعالان اقتصادی از یک طرف و توان و قابلیت دولت در دریافت مالیات از طرف دیگر می‌باشد. عده‌ای نیز،

1. Le et al.

موضوع تحلیل ظرفیت مالیاتی را وابسته به بررسی مسائل اقتصادی، اجتماعی و نهادی دانسته‌اند(موسوی جهرمی و آیت، ۱۳۸۷). در بررسی ظرفیت مالیاتی از دیدگاه ارکان نظام مالیاتی، سه رأس اصلی هر نظام مالیاتی شامل تولید ناخالص داخلی، قوانین و مقررات و سازوکار وصول مالیات، تعیین‌کننده ظرفیت مالیاتی در یک اقتصاد خواهند بود که تغییر در هریک از سه رکن یاد شده می‌تواند منجر به تغییر در ظرفیت و نهایتا درآمد مالیاتی می‌گردد(پژویان و درویشی، ۱۳۸۹). از منظر دیدگاه دوم، عوامل ساختاری و ارادی، در تعیین توان دریافت مالیات از جانب دولت و همچنین توان پرداخت مالیات از جانب افراد، نقش بسزایی به عهده دارند. از این میان می‌توان به اثر مثبت سطح درآمد سرانه بر توسعه اقتصادی، بهبود بینش عمومی نسبت به مالیات، تغییر نگرش شهروندان به دولت و همچنین گسترش فرهنگ مالیاتی در جامعه اشاره کرد که سبب تسهیل جمع‌آوری مالیات از منظر توانایی افراد در پرداخت مالیات می‌گردد. در خصوص عوامل اثرگذار بر توان دولت در دریافت مالیات نیز سطوح نرخ‌های مالیاتی، وضع قوانین کارای مالیاتی و هزینه‌ها در اجرایی‌کردن وصول مالیات، نقش تعیین‌کننده و کلیدی بازی می‌کنند(شیرکلایی و همکاران، ۱۳۹۵). دیدگاه سوم در بحث ظرفیت مالیاتی، که دیدگاه مورد استناد در پژوهش حاضر است، عوامل اثرگذار بر ظرفیت و درآمد مالیاتی را در هر کشوری متغیر می‌داند. این عوامل ثابت نبوده و در طول زمان با بروز تغییرات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، دستخوش دگرگونی و تحول می‌شوند. دو گروه کلی این عوامل را می‌توان عوامل اقتصادی و عوامل اجتماعی و نهادی نام برد(موسوی‌جهرمی و همکاران، ۱۳۹۹). از آنجا که عوامل اقتصادی از عوامل اساسی و مؤثر در تعیین ظرفیت، درآمد و در نتیجه تلاش مالیاتی به شمار می‌آیند، در این مقاله از ورود به بحث‌های اجتماعی و نهادی اجتناب شده و به تمرکز بر عوامل اقتصادی بسنده گردیده است. با استناد به مطالعه پیان‌کستلی و ثیروال[1](۲۰۲۱) و سایر مطالعات پیشین به‌ویژه مطالعه صندوق بین‌المللی پول[2] توسط سن‌گوپتا[3](۲۰۰۷)، شش شاخص درآمد سرانه، سهم بخش کشاورزی، خدمات و صنعت در اقتصاد، درجه باز بودن تجاری و درجه پولی‌سازی به عنوان متغیرهای مهم اثرگذار بر

1. Piancastelli and Thrirlwall
2. MF: International Monetary Found
3. Sen Gupta

ظرفیت، درآمد و تلاش مالیاتی انتخاب شدند. با توجه به مبانی نظری ارائه شده در زمینه انتخاب متغیرها، تابع اولیه درآمد مالیاتی این پژوهش به شکل رابطه ۱ ارائه می‌گردد:

$$T = \alpha + \beta_1 PY + \beta_2 AGR + \beta_3 IND + \beta_4 SEV + \beta_5 OP + \beta_6 MO \quad (1)$$

که در اینجا T نسبت درآمد بالفعل مالیاتی به تولید ناخالص داخلی، PY درآمد سرانه، OP درجه باز بودن اقتصاد، MO درجه پولی شدن و AGR، IND و SEV به ترتیب نسبت سهم بخش کشاورزی، صنعت و خدمات از تولید ناخالص داخلی هستند که در ادامه به مجرای اثرگذاری هریک از آن‌ها پرداخته خواهد شد.

یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر ظرفیت مالیاتی یک کشور سطح توسعه اقتصادی است. اگرچه توسعه اقتصادی ابعاد مختلفی دارد اما، شاخصی که اغلب برای اندازه‌گیری سطح توسعه به‌کار می‌رود درآمد سرانه است. اقتصاد توسعه‌یافته‌تر، به معنای بهره‌وری بالاتر و در نتیجه پتانسیل بیشتر در مالیات‌ستانی است و پایه مالیاتی بالقوه بزرگتری را به‌همراه دارد (لاتز و مورس[1]، ۱۹۷۰). افزایش سطح توسعه‌یافتگی در جامعه سبب کاهش فرار مالیاتی و به‌دنبال آن درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود(کریمی‌موغاری و غلامرضا، ۱۳۹۷). لذا، انتظار می‌رود سهم درآمد دولتی همراه با افزایش درآمد سرانه افزایش یابد.

متغیر تعیین‌کننده دیگر در تابع درآمد مالیاتی، ترکیب بخشی ساختار اقتصاد است که با سهم بخش کشاورزی، صنعت و خدمات از تولید داخلی ارزیابی می‌شود. سهولت مالیات‌ستانی از برخی بخش‌های اقتصادی در مقایسه با سایر بخش‌ها، اهمیت ترکیب بخشی اقتصاد را روشن می‌سازد(موسوی‌جهرمی و همکاران، ۱۳۹۸). به‌عنوان مثال مالیات گرفتن از بخش کشاورزی سخت‌تر است، به‌ویژه اگر این بخش تحت تسلط تعداد زیادی کشاورز خرده‌پا و فقیر باشد(گرایی‌نژادو چپردار، ۱۳۹۱). ارزش افزوده بخش کشاورزی معمولا مازاد قابل مالیات‌ستانی کمتری را به همراه دارد زیرا، بالا بودن سهم بخش کشاورزی در اقتصاد، به معنای پایین بودن درجه صنعتی شدن کشور و نشان‌دهنده وضعیت ساختار اقتصادی با گرایش‌های سنتی در فرایند رشد و توسعه است. در ساختارهای سنتی، درآمدهای به دست آمده از بخش کشاورزی، به‌دلیل پایین بودن بهره‌وری و حاشیه سود، به نسبت پایین هستند خصوصا زمانی که محصولات کشاورزی به‌صورت عمده توسط

1. Lotz and Morss

تعداد زیادی از کشاورزان کوچک تولید می‌شود. از طرف دیگر، به‌دلیل سیاست‌های حمایتی و عدم تمایل دولت‌ها به مالیات‌ستانی از مواد غذایی رشدکرده و مصرف‌شده در داخل و همچنین مقاومت سیاسی مؤثر در برابر مالیات‌ستانی از بخش کشاورزی، انتظار می‌رود بالابودن سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی، کاهش درآمد مالیاتی را به‌همراه داشته باشد(بال[1]، ۱۹۷۱).

نقش سهم بخش صنعت اما متفاوت است. بخش صنعت می‌تواند مازادهای مشمول مالیات ایجاد و تولید نماید(سن‌گوپتا، ۲۰۰۷). بخش‌هایی مانند صنعت که تحت تسلط تعداد محدودی شرکت‌های صنعتی بزرگ هستند فرآیند دریافت مالیات را تسهیل می‌کنند(تمیزی،۱۳۹۷).دریافت مالیات‌ستانی از شرکت‌های تولیدی در مقایسه با شرکت‌های کشاورزی با سهولت بیشتری انجام می‌شود. چرا که مالکان کسب‌وکار حساب‌های مالی خود را با دقت بالاتری نگهداری می‌کنند(تیرا و هادسون[2]، ۲۰۰۴). از آن‌جا که فعالان این بخش، گزارش دقیق و سازماندهی‌شده‌ای از کسب‌وکار خود دارند، افزایش سهم بخش صنعت، مازاد مالیات‌ستانی قابل توجهی ایجاد خواهد کرد. البته با این پیش‌فرض که تولید در این بخش کارآمد باشد(سپتانو و محمود[3]، ۲۰۲۱) و ایجاد اشتغال، دو خصیصه بخش صنعت به شمار می‌روند و از آن‌جا که این بخش، موتور محرکه رشد اقتصادی و انباشت سرمایه به شمار می‌رود می‌تواند در فرآیند توسعه، سبب افزایش درآمد سرانه شود. همراه با رشد ارزش افزوده بخش صنعت، اشتغال و درآمد سرانه افزایش یافته و به‌تبع آن فرار از مالیات کاهش می‌یابد(موسوی‌جهرمی و همکاران، ۱۳۹۸). کاهش فرار مالیاتی، اثر مثبت بر رشد درآمدهای مالیاتی خواهد داشت. از طرفی، به دلیل سنگین بودن سرمایه‌گذاری ثابت در صنایع و معادن، غالبا فعالیت حوزه صنعت به چند شرکت بزرگ محدود می‌شود و دریافت مالیات از آن‌ها به‌لحاظ اداری آسان‌تر بوده و سبب شده رتبه کشورهای به‌شدت صنعت‌محور در تلاش مالیاتی بهتر باشد(بال، ۱۹۷۱). بنابراین انتظار می‌رود با افزایش سهم صنعت در اقتصاد درآمدهای مالیاتی افزایش یابد. با این‌حال، علیرغم اینکه توسعه بخش صنعتی یکی از عوامل مهم درآمد مالیاتی است، افزایش صرف

1. Bahl
2. Teera and Hudson
3. Saptano and Mahmud

در سهم ارزش افزوده صنعتی از تولید ناخالص داخلی ممکن است تضمینی برای افزایش درآمد مالیاتی نباشد(آینو[1]، ۲۰۱۶) سومین بخش از ترکیب بخشی ساختار اقتصاد بخش خدمات است. گستردگی بخش خدمات و مشاغل آن می‌تواند بر پایه‌های مالیاتی نقش اثرگذاری داشته باشد. لذا از شناسایی پتانسیل این بخش در پرداخت مالیات و افزایش درآمدهای مالیاتی نباید غافل ماند چراکه فعالیت‌های خدماتی می‌توانند ایجادکننده پایه‌های وسیع مالیاتی باشند(خدابخشی و یارمحمدی، ۱۴۰۱). باید توجه داشت که اثر متغیرها، منعکس‌کننده ساختار اقتصادها هستند. از این‌رو، بسته به شرایط مالیات‌ستانی مانند سهولت و یا دشواری دریافت مالیات از یک بخش در مقایسه با سایر بخش‌ها، با ابهام و عدم‌قطعیت همراه هستند. چناچه بخش خدمات، همانند آنچه در بخش کشاورزی مطرح شد، از تعداد بالایی ارائه‌دهنده خدمات خرده‌پا و شرکت‌های کوچک تشکیل شده باشد، درست شبیه توضیح ارائه شده در مورد بخش کشاورزی، افزایش سهم این بخش اثر منفی بر درآمد مالیاتی خواهد داشت(پیان‌کستلی و ثیروال، ۲۰۲۱).

به‌منظور اندازه‌گیری درجه باز بودن از سهم مبادلات و تجارت خارجی استفاده می‌شود که برابر است با مجموع واردات و صادرات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی. درجه آزادی تجاری می‌تواند عامل تأثیرگذاری بر تلاش مالیاتی در کشورهای در حال توسعه باشد چرا که تجارت خارجی معمولا پول‌سازترین بخش در اقتصاد است و مجراهای معین صادراتی و وارداتی، جمع‌آوری مالیات از این بخش را آسان می‌نماید(تیرا و هادسون، ۲۰۰۴). اندازه بخش تجارت خارجی، به‌دلیل اثر سرریز تسهیل مالیات‌ستانی از دیگر بخش‌ها مؤلفه‌ای اساسی در درآمد مالیاتی به‌حساب می‌آید(هاینریش[2]، ۱۹۶۵). به‌دلیل وجود همبستگی مثبت میان بازبودن تجارت و اندازه دولت، انتظار می‌رود اثر این متغیر بر درآمد مالیاتی به‌خاطر افزایش نقش و دخالت دولت، مثبت باشد(تمیزی، ۱۳۹۷).

از آن‌جا که پولی شدن یکی از ابعاد توسعه اقتصادی است، درجه پولی‌سازی بر درآمد مالیاتی اثرگذار است(لاتز و مورس، ۱۹۷۰). در واقع یکی از جنبه‌های مرتبط با ظرفیت مالیاتی درصد جمعیتی است که می‌توانند پول را اداره کنند چون اساسا مالیات‌ستانی فقط از افرادی امکان‌پذیر است که می‌توانند پول پرداخت کنند(پیان‌کستلی، ۲۰۰۱، پیان‌کستلی

1. Ayenew
2. Hinrichs

و ثیروال، ۲۰۲۱). لذا، در این پژوهش ضمن در نظر گرفتن درجه پولی‌سازی به‌عنوان متغیر مستقل، از تعریف گسترده پول برای این شاخص استفاده گردیده است.

۳. پیشینه پژوهش

پژوهش‌های بسیاری در زمینه متغیرهای اثرگذار بر ظرفیت، درآمد و تلاش مالیاتی صورت گرفته است. در ادامه، به بررسی برخی از مهمترین مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته در این زمینه پرداخته خواهد شد.

چتری و همکاران[1](۲۰۲۳) در مقاله‌ای تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی در کنار توسعه بخش بانکی بر درآمد مالیاتی، در سراسر کشورهای جنوب آسیا طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ با استفاده از رویکرد پانل ایستا بررسی می‌کنند. یافته‌های آن‌ها از تأثیر مثبت و معنادار باز بودن تجارت و امید به زندگی و اثر منفی نرخ مرگ‌ومیر نوزادان بر درآمد مالیاتی در این کشورها حکایت دارد. نتایج آن‌ها، اهمیت سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه بخش بانکی را در تعیین درآمد مالیاتی نشان می‌دهد. از دید آن‌ها، کشورهای جنوب آسیا می‌بایست بر گسترش تجارت با جهان و ایجاد محیط مساعد برای ورود سرمایه‌گذاری‌های خارجی به‌منظور افزایش درآمدهای مالیاتی تمرکز کنند.

مین‌ها و همکاران[2](۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با به‌کارگیری رگرسیون داده‌های تابلویی ایستا و پویا به بررسی تعیین‌کننده‌های درآمد مالیاتی بر پایه مجموعه داده‌های متوازن برای ۸ کشور جنوب شرقی آسیا در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ پرداخته و نشان دادند باز بودن اقتصاد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نسبت بدهی خارجی و سهم ارزش افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی بر درآمد مالیاتی اثر مثبت دارد در حالی‌که، کمک‌های توسعه رسمی دارای اثر منفی است.

دالاماگاس و همکاران[3](۲۰۱۹)، با به‌کارگیری مدل تعادل عمومی به برآورد درآمد مالیاتی بهینه در ۳۰ کشور نمونه پرداخته و بیان کردند سیستم مالیاتی بهینه تنها بر اساس دو

1. Chettri et al.
2. Minh Ha et al.
3. Dalamagas et al.

متغیر اصلی تولید ناخالص داخلی و مخارج مصرفی تعریف می‌شود. نتایج مطالعه آن‌ها بر پایین بودن اندازه مالیات بالفعل از مقدار بهینه آن در بیشتر کشورهای نمونه اذعان دارد.

مشمول و همکاران(۱۴۰۱)، به بررسی میزان اثرگذاری عوامل تعیین‌کننده درآمدهای مالیاتی در استان‌های کشور ایران در بازه ۱۳۹۸-۱۳۹۰ می‌پردازند. نتایج برآورد مدل توسط آن‌ها به روش خطای فضایی، رابطه منفی و معنادار نرخ تورم بر نسبت مالیاتی را نشان می‌دهد. اثر سهم ارزش افزوده بخش صنعت، ضریب جینی، نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه و نرخ سواد بر نسبت مالیاتی در مطالعه آن‌ها مثبت است.

خدابخشی و یارمحمدی (۱۴۰۱)، در بررسی تلاش و ظرفیت مالیاتی با توجه به تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت در ایران و با در نظرگرفتن متغیرهای نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و جمعیت شهری با استفاده از رگرسیون خطی چندمتغیره طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۹۵، دریافتند متغیر سهم بخش کشاورزی با ظرفیت و تلاش مالیاتی رابطه منفی دارد در حالیکه رابطه سهم دو بخش صنعت و خدمات با این دو شاخص مثبت است.

تمیزی (۱۳۹۷)، نیز با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی به بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۰ پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از اثر مثبت متغیرهای نرخ سواد، رشد تولید ناخالص داخلی، رشد جمعیت، ارزش افزوده بخش صنعت و مخارج دولت از یک سو و اثر منفی نرخ ارز، ضریب جینی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و نفت بر درآمدهای مالیاتی دولت از سوی دیگر است.

عوامل مؤثر بر ظرفیت و تلاش مالیاتی همواره مورد مناقشه اقتصاددانان بوده‌اند، چرا که این عوامل همراه با تحولات اقتصادی دستخوش تغییر می‌شوند. پژوهش حاضر با استناد به مطالعات انجام شده، عوامل اثرگذار بر درآمد مالیاتی را به ۶ عامل درآمد سرانه، درجه پولی شدن، درجه باز بودن اقتصاد و سهم بخش کشاورزی، صنعت و خدمات محدود نموده است.

آنچه این پژوهش را از مطالعات پیشین متمایز می‌کند استفاده از رویکرد فضا-حالت و الگوریتم فیلتر کالمن به‌منظور برآورد دقیق‌تر تلاش مالیاتی است. در عمده مطالعات صورت گرفته در این زمینه، ابتدا ظرفیت مالیاتی بالقوه برآورد شده و سپس با تقسیم درآمد مالیاتی بالفعل بر مقدار بالقوه آن، به تخمین تلاش مالیاتی مبادرت می‌شود و این در

حالیست که داده‌های واقعی مرتبط با تلاش مالیاتی در دسترس نیستند و به دلیل غیرقابل مشاهده بودن این متغیر، استفاده از روش‌های معمول رگرسیون، از تورش بالایی برخوردار است. از این رو، به برآوردگری نیاز است که نتایج آماری دقیق‌تری را ارائه دهد. در نتیجه، تفاوت این پژوهش با مطالعات پیشین، درنظرگرفتن تلاش مالیاتی به‌عنوان یک متغیر غیرقابل مشاهده در تابع درآمد مالیاتی و تخمین این تابع و به‌دنبال آن متغیر تلاش مالیاتی با استفاده از رویکرد فضا–حالت است که انتظار می‌رود نتایج قابل استنادتری را به‌دست دهد.

٤. روش پژوهش و تصریح مدل

در ادبیات اقتصادی، تلاش مالیاتی از تخمین معادله زیر به‌دست می‌آید:

$$F_1 = \frac{\frac{T}{Y}}{\frac{\hat{T}}{Y}} = \frac{T}{\hat{T}} = \frac{F+Z\lambda+\omega}{Z\hat{\lambda}} \qquad (۲)$$

که در آن، F_1 برآوردگر تلاش مالیاتی، F مقدار واقعی تلاش مالیاتی و Z بردار سایر عوامل موثر بر سهم مالیات و ω جزء خطا است. به منظور محاسبه تلاش مالیاتی ابتدا مخرج کسر معادله ۲، تخمین زده شده و سپس، مقدار به دست آمده از تقسیم مقدار واقعی متغیر وابسته بر مقدار تخمین زده شده آن، به‌عنوان تلاش مالیاتی تعریف می‌شود. از آنجا که تلاش مالیاتی یک متغیر مشاهده نشده است، نمی‌توان آن را در برآورد معادله لحاظ کرد. این امر سبب می‌شود برآوردگر F_1 برای تلاش مالیاتی F، برآوردگری اریب باشد. همانگونه که ملاحظه می‌شود، عمده مطالعات گذشته در زمینه تلاش مالیاتی در یک اشکال آماری مشترک هستند: تورش بالا. از آنجا که میزان درآمد مالیاتی دولت، با تلاش دولت در زمینه دریافت مالیات ارتباط مستقیم دارد، تلاش مالیاتی می‌بایست به عنوان متغیر وابسته در کنار سایر متغیرهای اثرگذار وارد تابع درآمد مالیاتی گردد. در واقع، برای تخمین ضرایب مدل با تورش کمتر، می‌بایست از روشی استفاده شود که تلاش مالیاتی را مستقیما برآورد نماید. روشی متفاوت از روش‌های گذشته که ابتدا، بدون توجه به تأثیر تلاش مالیاتی بر درآمد مالیاتی، به برآورد درآمد بالقوه مالیاتی می‌پرداخت و سپس تلاش مالیاتی از طریق تقسیم نسبت مالیاتی بر ظرفیت مالیاتی، به دست می‌آمد.

چنانچه تلاش مالیاتی همانند روش‌های مرسوم گذشته به عنوان یک متغیر غیرقابل‌مشاهده در مدل لحاظ نشود ضرایب برآورد شده در معادله رگرسیون درآمد مالیاتی و به دنبال آن ظرفیت و تلاش مالیاتی با اریب زیادی تخمین زده می‌شوند. اهمیت مطالعه حاضر این است که با استناد به مطالعه کیم[1](۲۰۰۷)، به‌منظور برطرف کردن این مشکل در برآورد تلاش مالیاتی یک روش متفاوت را پیشنهاد می‌دهد: استفاده از روش فضا–حالت و الگوریتم فیلتر کالمن به منظور تخمین مستقیم تلاش مالیاتی از تابع درآمد مالیاتی.

کیم عنوان کرد روش سری‌های زمانی ساختاری[2] ارائه شده توسط هاروی این امکان را فراهم می‌سازد که تلاش مالیاتی را به عنوان یک جزء غیرقابل‌مشاهده در تابع درآمد مالیاتی وارد نمود. کیم با استفاده از رویکرد شبیه‌سازی مونت کارلو[3] نشان داد که استفاده از این روش نسبت به روش‌های پیشین به‌کار گرفته شده در تخمین تلاش مالیاتی از دقت عمل بالاتر و تورش کمتری برخوردار است. در مطالعه حاضر از ورود به بحث شبیه‌سازی اجتناب شده است و صرفا به مطالعه صورت‌گرفته توسط کیم استناد می‌شود. در این روش، روند غیرقابل‌مشاهده، ساختار تصادفی به خود می‌گیرد و در نتیجه می‌توان اثر متغیرهای برون‌زای غیرقابل‌مشاهده را با استفاده از روش‌های تخمین فیلتر کالمن و حداکثر درست‌نمایی[4] برآورد کرد و تخمین دقیق‌تری از ضرایب ارائه کرد. مدل مورد بررسی در این روش، مدل رگرسیونی مرکب از یک سری زمانی ساختاری است که به روند غیرقابل‌مشاهده اجازه می‌دهد در طول زمان به طور تصادفی تغییر کند. در حالت کلی این مدل به صورت معادله زیر ارائه می‌گردد:

$$T_t = F_t + Z'_t\delta + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن T_t درآمد مالیاتی، F_t جزء روند، Z_t بردار متغیرهای توضیحی، δ پارامترهای نامعلوم و ε_t جزء تصادفی مدل و مشابه باقیمانده‌ها در رگرسیون مرسوم است و فرض بر این است که دارای خاصیت وایت نویز است یعنی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$

1. Kim
2. STSM: Structural Time Series Model
3. Mont Carlo Simulation
4. Maximum Likelihood

فرض می‌شود جزء روند دارای فرایند تصادفی به صورت زیر است:

$$F_t = F_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (۴)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (۵)$$

η_t و ξ_t همبستگی متقابل ندارند و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس 6_η^2 و 6_ξ^2 هستند. معادلات ۴ و ۵ به‌ترتیب بیان‌کننده سطح و شیب روند هستند. این فرآیند به این شکل قابل توصیف است که روند در یک دوره، برابر است با روند در یک دوره قبل، جزء رشد و برخی عوامل غیرقابل‌پیش‌بینی و جزء رشد همان شیب است که در طول زمان متغیر است. واریانس‌های 6_η^2 و 6_ξ^2 هایپر پارامترها نامیده می‌شوند که نقش مهمی در ماهیت روند دارند. چنانچه این دو واریانس صفر باشند، مدل رگرسیون ارائه شده، به یک مدل رگرسیون معمولی با روند خطی معین تبدیل خواهد شد :

$$T_t = \alpha + \beta_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t \quad (۶)$$

هایپر پارامترها را می‌توان با استفاده از حداکثر درست‌نمایی تخمین زد. پس از تخمین آن‌ها، اجزاء غیرقابل مشاهده را می‌توان با استفاده از شکل فضا–حالت برآورد کرد. هایپر پارامترهای تخمین‌زده شده اشکال متفاوتی از جزء روند را ایجاد می‌کنند که در جدول ۱، طبقه‌بندی شده‌اند.

جدول ۱. اشکال مختلف تصحیح روند

شیب	سطح ثابت	سطح متغیر
بدون شیب	الف. مدل رگرسیون متعارف با سطح ثابت بدون روند زمانی	د. سطح نسبی
شیب ثابت	ب. مدل رگرسیون متعارف با روند معین	هـ سطح نسبی همراه با مدل جابجایی
شیب تصادفی	ج. مدل روند هموار	و. مدل روند نسبی

منبع: هانت و همکاران (۲۰۰۳)

همانگونه که مطرح گردید، مدل مذکور به‌دلیل وجود جزء غیرقابل‌مشاهده از طریق روش‌های رگرسیون مرسوم، قابل برآورد نخواهد بود. چارچوب آماری برای مدلی با اجزاء غیرقابل‌مشاهده، شکل فضا–حالت است. شکل فضا–حالت دارای یک معادله

اندازه‌گیری و یک معادله انتقال است که چنانچه این دو معادله بر اساس معادله ۳ و معادلات ۴ و ۵ تنظیم شوند، الگوریتم فیلتر کالمن می‌تواند یک دسته معادلات بازگشتی تولید کند که پارامترهای نامعلوم از طریق روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شوند. پارامترها و هایپرپارامترهای یک سیستم پویا را نمی‌توان از طریق اندازه‌گیری مستقیم، به‌دقت شناسایی کرد. از مزایای فیلتر کالمن این است که تخمینی از مسیر تصادفی ضرایب را با استفاده از روش بازگشتی می‌دهد. لذا این روش می‌تواند مشکل اریبی تخمین را حل کند (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳).

حال با داشتن مقادیر پارامترها، برآوردهای مناسب از اجزاء سطح و شیب روند توسط فیلتر کالمن به‌دست می‌آید. در شکل فضا-حالت، پارامترهای غیرقابل‌مشاهده به‌عنوان متغیرهای وضعیت[1] تلقی می‌شوند. معادله انتقال به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\boldsymbol{\alpha}_t^* = \begin{bmatrix} F_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (۷)$$

که در آن $\boldsymbol{\alpha}_t^*$ بردار وضعیت است. معادله اندازه‌گیری نیز به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$T_t = [1 \;\; 0 \;\; 0]\, \boldsymbol{\alpha}_t^* + \mathbf{Z}'_t\, \delta + \varepsilon_t \quad (۸)$$

معادله اندازه‌گیری با معادله ۳ مطابقت دارد. کاربرد معادله فوق در این است که بردار وضعیت غیرقابل مشاهده را به ارزش‌های عددی قابل مشاهده T_t مرتبط می‌کند(آماده و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به مفاهیم اشاره شده در بالا و مبانی نظری ارائه شده در زمینه انتخاب متغیرها در تابع درآمد مالیاتی، معادله ۱، که در بخش مبانی نظری ارائه شد، به معادله زیر تبدیل می‌شود که تابع درآمد مالیاتی در این پژوهش است:

$$T_t = F_t + \beta_1\, PY + \beta_2 AGR + \beta_3\, IND + \beta_4 SEV + \beta_5 OP + \beta_6 MO + \varepsilon_t \quad (۹)$$

در این تابع، تلاش مالیاتی F_t، به عنوان متغیر مستقل، در کنار سایر متغیرها وارد تابع درآمد مالیاتی گردیده است. ورود این متغیر به مدل، به‌عنوان جزء غیرقابل مشاهده، امکان برآورد این شاخص را به صورت مستقیم و لذا با احتمال تورش کمتر، میسر می‌سازد. برای برآورد مدل مورد نظر از نرم‌افزار STAMP 8.3 که در بسته نرم‌افزار Oxmetrics 6.3 تعبیه شده، استفاده می‌گردد.

---

1. State Variables

جهت انتخاب مناسب‌ترین حالت، از آماره نسبت درست‌نمایی $(LR)^2$، فرضیه تصادفی بودن هر دو جزء روند در مقابل حداقل ثابت بودن یکی از آن‌ها آزمون می‌شود. آماره نسبت درست‌نمایی از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$LR = \frac{\log likelihood(\hat{\theta}_R)}{\log likelihood(\hat{\theta}_{UR})} \approx \chi^2(k) \qquad (۱۰)$$

در رابطه ۱۰، صورت کسر مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصل از برآورد توابعی است که در آن قید لحاظ شده است و مخرج آن مقدار حداکثر درست‌نمایی در حالت غیرمقید است. با توجه به اینکه معمولا مقدار حداکثر درست‌نمایی مقید از حالت غیرمقید کمتر است لذا کسر کوچکتر از واحد خواهد بود. در صورتی که قید بار سنگینی بر دوش داده‌ها باشد (قید معتبر باشد) نسبت فوق به‌سمت یک متمایل می‌شود و چنانچه قید معتبر نباشد این نسبت به‌سمت صفر میل خواهد نمود(شاکری و همکاران، ۱۳۸۹).

برآورد تلاش مالیاتی، با استفاده از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم فیلتر کالمن در مقایسه با روش‌های به‌کارگرفته شده در مطالعات پیشین، با استناد به پژوهش کیم، نتایج دقیق‌تری را به‌دست خواهد داد. در ادامه به ارائه مفهوم روند ضمنی پرداخته خواهد شد.

٤-١. مفهوم روند ضمنی[1]

یکی از عوامل مهم تأثیرگذار در تابع درآمد مالیاتی، متغیر تلاش مالیاتی است لذا، بایستی در مدل‌سازی به آن توجه ویژه‌ای داشت. بخشی از متغیر تلاش مالیاتی به‌صورت قوانین و مقررات از پیش تعیین شده (مستقیم) وجود دارد و بخشی از آن به‌صورت الگوهای رفتاری(غیرمستقیم) نهفته است. زمانی تلاش مالیاتی به‌شکل مستقیم مورد تحلیل قرار می‌گیرد که قوانین و مقررات قبلی ناکارا هستند و قوانین جدید جایگزین آن می‌شوند. اما، در بخش غیرمستقیم نیازی به تغییر قوانین و مقررات نیست، بلکه به رفتار مالیات‌گیرنده و مالیات‌دهنده بستگی دارد. هر یک از این دو بخش می‌توانند درونزا و برونزا باشند. بخش برونزا به‌طور مستقل، طی زمان انجام می‌گیرد و بخش درونزای آن در اثر تغییراتی است که در سایر عوامل رخ می‌دهند. با توجه به اینکه جزء درونزای تلاش مالیاتی در طول زمان

1. Underlying Trend

لزوما با نرخ ثابتی انجام نمی‌گیرد، مدل‌سازی این جزء به‌صورت تابع خطی از زمان، روش نامناسبی خواهد بود. با توجه به مطالب گفته شده، ارجح است که متغیرهای توضیح‌دهنده تلاش مالیاتی اعم از مستقیم و غیرمستقیم در مدل لحاظ شوند، اما به‌دلیل عدم اندازه‌گیری و متغیر بودن در طی زمان، نمی‌توان آن‌ها را وارد مدل کرد. برای اینکه بتوان اثر موارد یاد شده را بر تابع درآمد مالیاتی مورد بررسی قرار داد، باید روند ضمنی را وارد مدل تابع درآمد مالیاتی نمود و آن را به‌درستی مدل‌سازی کرد. هاروی و فرناندز[1](۱۹۸۹) برای این منظور مدل‌های سری‌های زمانی ساختاری را به‌کار بسته که در این روش هر سری زمانی دارای جزء روند، جزء سیکلی و جزء نامنظم در نظر گرفته می‌شود.

همانطور که اشاره شد، بخش درونزای تلاش مالیاتی در اثر تغییراتی است که در سایر عوامل رخ می‌دهند. با توجه به وابسته بودن اقتصاد ایران به نفت، یکی از عوامل اثرگذار بر بخش درونزای تلاش مالیاتی، درآمدهای حاصل از منابع نفتی است.ارتباط میان درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی از دو دیدگاه متفاوت مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. طرفداران دیدگاه اول بر این باورند که امکان کسب درآمد از فروش نفت، انگیزه دولت‌ها برای مالیات‌ستانی را کاهش می‌دهد(بورن‌هورست[2]، ۲۰۱۹). در تحلیل گروه دوم، وجود درآمدهای نفتی، سبب افزایش تلاش و درآمدهای مالیاتی می‌گردد که لزوما به معنای کارایی درآمدهای مالیاتی کسب‌شده نیست(زراءنژاد و همکاران، ۱۳۹۳). در این مطالعه، به‌دلیل عدم دسترسی به درآمدهای مالیاتی دولت در سال‌های مورد بررسی، از ورود این متغیر به مدل اجتناب شده است. از طرفی، ارزش افزوده ایجادشده توسط این بخش، در تولید ناخالص داخلی و درآمد سرانه لحاظ شده است. از این رو و با توجه به اثر سایر منابع درآمدی دولت، شامل درآمدهای حاصل از فروش نفت، بر انگیزه و تلاش دولت‌ها در دریافت مالیات، روند ضمنی تلاش مالیاتی منعکس‌کننده تغییرات حاصل از درآمدهای نفتی نیز هست.

1. Harvey and Fernandes
2. Bornhorst

۵. یافته‌های پژوهش

همانگونه که پیشتر نیز مطرح شد، در پژوهش حاضر با تکیه بر مبانی نظری، متغیرهای درآمد سرانه، ترکیب بخشی ساختار اقتصاد (سهم بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات از تولید ناخالص داخلی)، درجه پولی شدن و درجه بازبودن اقتصاد به‌عنوان مؤلفه‌های اثرگذار بر متغیر وابسته نسبت درآمد مالیاتی لحاظ شده‌اند. به‌منظور جمع‌آوری داده‌های این پژوهش، از شاخص‌های توسعه جهانی منتشر شده توسط بانک جهانی برای سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۷۰ بهره گرفته شده است.

در روش‌های اقتصادسنجی، قبل از برآورد مدل، داده‌ها بایستی از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار گیرند. در مطالعات اقتصادی، از رویکرد هم‌انباشتگی برای حل مشکل نامانایی متغیرها استفاده می‌گردد. بنابر نظر هاروی، در مدل سری زمانی ساختاری، مانایی نقش مهمی را ایفا نمی‌کند. لذا این رویکرد، هم انعطاف سری زمانی و هم تفسیر مستقیم رگرسیون را دارد. در برآورد مدل به‌روش سری‌های زمانی ساختاری، به‌دلیل اینکه از مدل‌های ساختاری فضا-حالت در برآورد مدل استفاده می‌گردد و در زمان برآورد، شکست‌های ساختاری چه در سطح روند و چه در شیب روند در مدل‌سازی لحاظ می‌گردند، نیازی به آزمون مانایی نیست و این یکی از مزایای این روش نسبت به سایر روش‌هاست. در واقع دلیل اصلی آزمون مانایی این است که اطمینان حاصل شود مرتبه تفاضل متغیرهای به‌کار رفته در مدل، تفاضل دوم نباشد. اما، در مدل‌های سری زمانی ساختاری، تفاضل مرتبه اول و دوم اهمیت ندارد. از این‌رو در پژوهش حاضر، آزمون مانایی متغیرهای مدل، بررسی نمی‌شود. در ادامه و در جدول ۲، به تحلیل توصیفی متغیرهای مدل پرداخته شده است.

همانطور که در جدول مذکور دیده می‌شود همه متغیرها از نظر آماری نرمال هستند و کشیدگی و چولگی ندارند. با توجه به آماره نسبت راست‌نمایی، مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها، حالت تصادفی بودن سطح و شیب روند تشخیص داده شده است. به‌عبارت دیگر، ماهیت روند ضمنی در تابع مالیات از نوع مدل روند نسبی می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد معادله ۹ در جدول ۳، گزارش شده است.

جدول ۲. تحلیل توصیفی متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	میانه	حد بالا	حد پایین	آزمون نرمالیتی Jarque-Bera
LT	۱/۸۳	۱/۸	۲/۳۲	۱/۳۱	۰/۰۹۸ (۰/۹۵)
LPY	۷/۷۹	۷/۸۳	۸/۹۲	۵/۹۶	۳/۰۳۱ (۰/۲۲)
LMO	۳/۹٤	۳/۹۵	٤/۵۱	۳/۲۵	۰/٦۸۹ (۰/۷۱)
LOP	۳/۷	۳/۷٦	٤/۳۳	۳/۵٤	۱/۲۵٦ (۰/۵۳)
LIND	۳/٦۸	۳/٦۹	٤/۱۳	۳/۲۱	۱/۰۳۳ (۰/۵۹)
LSEV	۳/۸۸	۳/۸۹	٤/۰٦	۳/۸٦	۲/٤۳٤ (۰/۲۷)
LAGR	۲/۲۷	۲/۳۰	۲/۷۹	۱/۵۳	۲/۲۰۳ (۰/۳۳)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد تابع خطی درآمد مالیاتی با استفاده از روش STSM

متغیر	ضرایب	RMSE	آماره t	Prob
Level break 2000	−۰/٦٦۰٤	۰/۱۹۷۰	−٤/۹۵۳۳	۰/۰۰۰۰
LPY	۰/٤۵۵٤	۰/۰۹۷۳	٤/٦۸۰۵	۰/۰۰۰۰
LMO	−۰/۹۱٦۷	۰/۱۹۸٤	−٤/٦۲۰۳	۰/۰۰۰٦
LOP	۰/٦۰٦۹	۰/۱۹۷۰	۳/۰۷۹۳	۰/۰۰٤۳
LIND	−۲/۷۲۱۳	۰/۷۹۸۳	−۳/٤۰۸۹	۰/۰۰۱۸
LSEV	−۲/۳۸۲۲	۱/۱٦۸۲	−۲/۰۳۹٤	۰/۰۵۰۰
LAGR	−۰/۵۱۷۸	۰/۲٤۷۹	−۲/۰۸۸۹	۰/۰٤۵۰
معیارهای خوبی برازش				
R^2= ۰/۵۲ *p.e.v*= ۰/٦٤ *std.error*= ۰/۰۸۰۰ *LR*= ۰/۹۷				

منبع: یافته های پژوهش

با توجه به جدول ۳، به دلیل پایین بودن ضریب تعیین، عدم تطابق علامت ضرایب با مبانی نظری و همچنین نتایج حاصل از آزمون ریست رمزی، مدل پیشنهادی به‌لحاظ شکل تابعی مناسب نبود و استفاده از مدل غیرخطی و توان دوم را ناگزیر نمود. لذا معادله نهایی برآورد شده به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LT_t = F_t + \beta_1 LPY + \beta_2 LAGR + \beta_3\, LIND + \beta_4 LSEV + \beta_5 LOP + \beta_6 LMO + \beta_7 (LPY)^2 + \beta_8 (LIND)^2 + \beta_9 (LSEV)^2 + \beta_{10} (LOP)^2 + \beta_{11} (LMO)^2 + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

نتایج حاصل از برآورد رابطه۱۱ در جدول شماره ۴، گزارش شده است. با توجه به نتایج ارائه شده در این جدول، همه متغیرها در سطح یک درصد معنادار هستند.

جدول ٤ . نتایج حاصل از برآورد تابع توان دوم درآمد مالیاتی با استفاده از روش STSM

متغیر	ضرایب	RMSE	آماره t	Prob
Level break 1998	−۰/۱۸۰۱	۰/۰٦٤۷	−۲/۷۸۳٦	۰/۰۰۹۰
Level break 2005	۰/۳۱۵۹	۰/۰۵۸٦	۵/۳۹۳۰	۰/۰۰۰۰
Level break 2000	−۰/۳۳۱٤	۰/۰۵٦۹	−۵/۸۲٤٦	۰/۰۰۰۰
LPY	۵/۹۹۲۰	۰/۹۲۵٤	٦/٤۷٤٤	۰/۰۰۰۰
LPY^2	−۰/۳۷۱۹	۰/۰٦۱۱	−٦/۰۸۲۰	۰/۰۰۰۰
LMO	−۷/۸۸۵۱	۲/٤۵۷۸	−۳/۲۰۸۲	۰/۰۰۳۱
LMO^2	۰/۹٦۳۱	۰/۲۹۹۸	۳/۲۱۳۰	۰/۰۰۳۰
LOP	−۱/۱۵۳٦	۰/۵۵۲۰	−۲/۰۹۰۰	۰/۰٤٤۹
LOP^2	۰/۱٤۸۰	۰/۰۷٦٦	۱/۹۳۱۲	۰/۰٦۲٦
LIND	۱۹/۱۲۲۳	۳/۲۲۱٤	۵/۹۳۵۹	۰/۰۰۰۰
LIND^2	−۲/۸٦۸۲	۰/٤٦٦۸	−٦/۱٤٤۸	۰/۰۰۰۰
LSEV	۲٦/۷۳۸۵	۷/۱٤۲۷	۳/۷٤۳٤	۰/۰۰۰۷
LSEV^2	−۳/۵۵٦٦	۰/۸۹۹۰	−۳/۹۵٦۳	۰/۰۰۰٤
LAGR	−۰/۲۹۹۷	۰/۱۱۰۲	−۲/۷۲۰۳	۰/۰۱۰٦
معیارهای خوبی برازش				
R^2= ۰/۹٦ p.e.v= ۰/۹٦ std.error= ۰/۰۰۲۱ LR۰/۰٤۵۷ = ۰/۹٦				
ابرپارامترها (مدل روند نسبی)				
سطح = ۰/۰۰۰۰۰۱	شیب = ۰/۰۰۰۸		جزء نامنظم = ۰/۰۰۰۷	
تحلیل بردار حالت در دوره ۲۰۲۱				
جزء	ارزش		Prob	
سطح	−۸۵/۳٤٤۸		۰/۰۰۰۰	
شیب	−۰/۱۰۷۲		۰/۰۳۱٦	

منبع: یافته های پژوهش

نرم‌افزار به طور خودکار سال‌هایی که شکست اتفاق افتاده است را نشان می‌دهد. سه شکست نشان‌داده شده در سال‌های ۱۹۹۸، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۵ رخ داده است. با توجه به

شکل‌گیری اقتصاد جهانی و گسترش روابط مالی و اقتصادی بین کشورها، پدیده سرایت بحران، یکی از مباحث مهم در اقتصاد بین‌الملل است. بازار ارز یک کشور از بازار ارز کشورهای درگیر بحران و همچنین بازار نفت و طلا (به عنوان نمادی از بحران جهانی) متأثر است. با توجه به نقشی که بحران‌های جهانی بر شکل‌گیری انتظارات دارند، با وقوع بحران، در بازار دارایی‌ها از جمله بازار ارز تلاطماتی رخ می‌دهد. از این رو، یکی از مهمترین دلایل بروز شکست در سال ۱۹۹۸ را می‌توان بحران مالی جنوب شرق آسیا دانست. علت شکست در سال‌های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۵ را نیز می‌توان به ترتیب به حباب تکنولوژی که نهایتا منجر به بحران دات‌کام گردید و تب نفت نسبت داد. سال ۲۰۰۵ میلادی سالی پر رونق برای بازار های نفت، طلا، دلار و سهام بود. بهای نفت، در این سال، از رکوردی به رکورد دیگر رسید و در مجموع بیش از چهل‌درصد افزایش یافت. علامت ضرایب در سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۰۰ منفی و نشان‌دهنده کاهش نسبت درآمد مالیاتی است اما در سال ۲۰۰۵ مثبت و حاکی از افزایش متغیر وابسته است.

از میان متغیرهای توضیحی، تنها کشش سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی مستقیما از جدول ۴ استخراج می‌گردد. از آن‌جا که متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند، کشش سایر متغیرهای توضیحی از طریق مشتق‌گیری محاسبه و در جدول ۵ ارائه شده‌اند.

جدول ۵. کشش متغیرهای وابسته

متغیر	کشش
LPY	۰/۲۲
LMO	-۰/۲۹
LOP	-۰/۰۵
LIND	-۱/۹۸
LSEV	-۰/۸٦
LAGR	-۰/۲۹۹۷

منبع: محاسبات پژوهش

سهم بخش کشاورزی دارای مقادیر توان دوم در تابع درآمد مالیاتی نمی‌باشد و از آن‌جا که همه متغیرها به شکل لگاریتمی وارد معادله ۱۱ شده‌اند، ضریب برآورد شده این متغیر، نشان‌دهنده کشش این متغیر است. با توجه به مقدار کشش این متغیر، با افزایش یک‌درصدی سهم بخش کشاورزی نسبت درآمد مالیاتی ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد. افزایش سهم بخش کشاورزی از تولید، با فرض عدم ثبات تولید ناخالص داخلی، مترادف با کاهش سهم سایر بخش‌های مشمول مالیات است. در کشور ایران، به‌دلیل معافیت بخش کشاورزی از پرداخت مالیات و معافیت ده‌ساله شرکت‌ها و کارخانه‌های واقع در مناطق محروم، افزایش سهم بخش کشاورزی، کاهش پایه‌های مالیاتی را به‌دنبال دارد. لذا، هرچه میزان این معافیت‌ها بیشتر باشد، پایه مالیاتی محدودتر و به دنبال آن درآمدهای مالیاتی دولت کمتر خواهد بود. کشش متغیرهای درجه باز بودن، درجه پولی شدن و سهم بخش صنعت و خدمات نیز به ترتیب ۰/۰۵- ، ۰/۳- ، ۲- و ۰/۸۶- است که نشان می‌دهد سهم پول گسترده از تولید ناخالص داخلی در ایران در مقایسه با دیگر متغیرهای توضیحی مدل، تأثیر منفی تقریبا بالایی بر نسبت درآمد مالیاتی دارد. از میان متغیرها تنها درآمد سرانه دارای کشش مثبت و اثر مستقیم بر نسبت درآمد مالیاتی است. ضریب ۰/۲۲ درآمد سرانه به‌دست آمده از تخمین مدل، رابطه مثبت میان این متغیر و درآمد مالیاتی را تأیید می‌کند. در کنار مقادیر مرتبط با کشش متغیرها، توجه به ضرایب متغیرها در حالت توان دوم نیز حائز اهمیت است. با توجه به جدول ۴، ضریب متغیر درآمد سرانه در حالت توان دوم بر خلاف کشش این متغیر منفی است. به این معنا که افزایش درآمد سرانه در ابتدا و تا قبل از رسیدن به نقطه بیشینه، با افزایش در نسبت مالیاتی همراه است اما با عبور از نقطه ماکزیمم، افزایش در این متغیر بر نسبت درآمد مالیاتی اثر منفی خواهد داشت. علت این امر می‌تواند این باشد که دولت قادر است تنها بخشی از درآمد سرانه را در قالب مالیات از مالیات‌دهندگان دریافت نماید. چنانچه با افزایش درآمد سرانه، مالیات دریافتی دولت نیز کماکان افزایش یابد با واکنش از سوی مالیات‌دهندگان مواجه شده و نهایتا نسبت درآمد مالیاتی را کاهش خواهد داد.

از میان سایر متغیرها، دو متغیر سهم بخش صنعت و خدمات، علاوه بر آنکه دارای کشش منفی هستند، ضریب توان دوم آن‌ها نیز منفی است. به این معنا که با افزایش بخش صنعت و خدمات پیش از رسیدن به نقطه ماکزیمم درآمد مالیاتی افزایش می‌یابد اما پس از

گذشتن از نقطه ماکزیمم، این درآمد کاهش یافته و نهایتا کاهش درآمد مالیاتی از مقدار افزایش یافته آن پیشی گرفته و باعث غلبه اثر منفی این متغیرها بر نسبت مالیاتی می‌شود. دلیل این امر را می‌توان به سهم بالای بخش صنعت از درآمدهای مالیاتی در ایران نسبت داد. مالیات پرداخت‌شده در بخش صنعت و معدن، رقم بالایی از درآمدهای مالیاتی در ایران را به خود اختصاص می‌دهد. این در حالی است که سهم این بخش از کل اقتصاد ایران در مقایسه با بخش خدمات درصد بالایی نیست. لذا، افزایش رشد ارزش افزوده این بخش در اقتصاد ایران، بر خلاف آنچه در مبانی نظری عنوان شده است، لزوما به معنای افزایش توان این بخش در پرداخت مالیات بیشتر نیست. طبق نظر سپتانو و محمود (۲۰۲۱) افزایش سهم بخش صنعت، مازاد مالیات‌ستانی قابل‌توجهی ایجاد خواهد کرد، تنها در صورتی که تولید در این بخش کارآمد باشد. طبق نظر آینو(۲۰۱۶) توسعه بخش صنعتی یکی از عوامل مهم افزایش درآمد مالیاتی است. با وجود این، افزایش صرف در سهم ارزش افزوده صنعتی از تولید ناخالص داخلی ممکن است تضمینی برای افزایش درآمد مالیاتی نباشد.

از طرف دیگر، با وجودی که بیش از نیمی از تولید ناخالص داخلی در ایران را فعالیت‌های بخش خدمات شامل می‌شود، درآمدهای مالیاتی کسب‌شده از این بخش در مقایسه با بخش صنعت، سهم پایینی از درآمدهای مالیاتی دولت را در ایران تشکیل می‌دهند. همانطور که پیان‌کستلی و ثیروال(۲۰۲۱) عنوان کردند، علائم متغیرها منعکس‌کننده ساختار اقتصادی هستند. لذا، به‌دلیل برخی عوامل نظیر سهولت و یا دشواری شرایط مالیات‌ستانی از یک بخش در مقایسه با سایر بخش‌ها، اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته با ابهام و عدم قطعیت همراه هستند. چناچه بخش خدمات، همانند توضیح ارائه‌شده در مورد بخش کشاورزی، از تعداد بالایی ارائه‌دهنده خدمات خرده‌پا و شرکت‌های کوچک تشکیل شده باشد، افزایش سهم این بخش اثر منفی بر درآمد مالیاتی خواهد داشت. باید توجه داشت به دلیل مشکلاتی مانند فقدان بانک جامع اطلاعات اقتصادی اصناف کشور در سازمان امور مالیاتی و غیررسمی بودن تعداد قابل توجهی از فعالیت‌ها و مشاغل در نظام اقتصادی ایران، درصد چشمگیری از فرارهای مالیاتی در بخش مشاغل اتفاق می‌افتد(عزیزیان،۱۴۰۲). این عوامل سبب می‌شوند علیرغم وجود پتانسیل بالای مالیات‌ستانی در بخش خدمات، رشد ارزش افزوده این بخش در اقتصاد ایران، برخلاف

نتایج مورد انتظار، منجر به افزایش درآمد مالیاتی نشود. رشد این بخش در صورتی منجر به رشد درآمدهای مالیاتی می‌گردد که با ایجاد تدابیری از فرار مالیاتی گسترده در بخش مشاغل جلوگیری به عمل آید.

توان دوم سهم بخش کشاورزی به دلیل قدرت توضیح‌دهندگی پایین از مدل حذف گردید. اما دو متغیر درجه باز بودن و پولی شدن علیرغم اینکه دارای کشش منفی هستند، ضرایب توان دوم آن‌ها مثبت است که از اثر منفی این متغیرها بر نسبت مالیاتی در سطوح اولیه و پیش از رسیدن به نقطه کمینه حکایت دارد و با گذشتن از نقطه مینیمم، تأثیر این متغیرها بر متغیر وابسته مثبت خواهد بود. مهدوی (۲۰۰۸) عنوان می‌کند، سطح بالاتر از طریق افزایش مالیات فروش سبب افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود. به‌شرطی که اثرات نامطلوب نرخ تورم بر مالیات فروش، اثرات مثبت متغیر پولی‌سازی را سرکوب نکند. لذا دور از انتظار نیست که در کشورهای در حال توسعه با نرخ تورم بالا، نتیجه به‌دست آمده با مبانی نظری ارائه شده و نتایج مورد انتظار متفاوت باشد.

در بحث مرتبط با تأثیر تجارت خارجی بر درآمد مالیاتی، کین و سایمون[1](۲۰۰۴) عنوان می‌کنند چنانچه آزادسازی تجاری به‌منظور افزایش درجه باز بودن از طریق کاهش تعرفه‌ها صورت پذیرد،کاهش درآمدهای تعرفه‌ای و به دنبال آن کاهش در بخشی از درآمدهای مالیاتی را شاهد خواهیم بود. لذا، در بحث مالیات بر واردات، دولت‌ها تمایل دارند از واردکنندگان کالاهای ضروری حمایت کنند و تعرفه‌های وارداتی با نرخ پایین‌تری از آن‌ها دریافت کنند. به‌همین دلیل، افزایش صادرات و واردات در ابتدا و در سطوح اولیه منجر به کاهش نسبت مالیاتی می‌شود اما، با رسیدن به نقطه مینیمم و با از میان رفتن سیاست‌ها و بسته‌های تشویقی و حمایتی دولت، این متغیر بر نسبت درآمد مالیاتی اثر مثبت خواهد داشت. چرا که فرضیه دیگری بر وجود همبستگی مثبت، میان باز بودن تجارت و اندازه دولت تأکید می‌کند. از این منظر، جوامعی با اقتصاد بازتر، با مخاطرات بیشتری مواجه هستند. این موضوع، به‌دلیل تمایل به استفاده بیشتر از بیمه تأمین اجتماعی، سبب گسترده‌تر شدن نقش دولت در این جوامع و به‌تبع آن ضرورت افزایش درآمد مالیاتی می‌گردد(رودریک[2]، ۱۹۸۸، تمیزی ۱۳۹۷).

1. Keen and Simone
2. Rodrik

متغیر باز بودن تجاری باید در نظر داشت در کشورهای وابسته به منابع طبیعی مانند نفت از جمله ایران، واردات وابسته به ارز حاصل از صادرات نفت است و همچنین مالیات بر شرکت‌ها به‌دلیل وابستگی شدید این شرکت‌ها به واردات مواد اولیه و واسطه‌ای همواره تحت‌تأثیر نوسان درآمدهای نفتی بوده است. علیرغم آنکه انتظار می‌رفت رابطه میان نسبت درآمدهای مالیاتی و سهم صادرات و واردات از تولید ناخالص داخلی مثبت باشد دلیل رابطه منفی میان این دو متغیر در کشور ایران در بازه زمانی مورد پژوهش را می‌توان اینگونه تفسیر نمود که عمده صادرات کشور ایران صادرات نفتی است که توسط دولت یا بنگاه‌های وابسته به دولت انجام می‌شود لذا دریافت مالیات بالا از مجرای صادرات نفتی از سمت دولت معقول به نظر نمی‌رسد.

برای اطمینان از ویژگی‌هایی چون نرمال بودن باقیمانده‌ها، عدم واریانس همسانی و عدم خودهمبستگی از آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمکی استفاده شد که نتایج آن در جدول ۸ ارائه گردیده است. آزمون‌های تشخیصی در جدول ۶ نشان می‌دهد هیچگونه ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و خود همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها وجود ندارد و اجزاء باقیمانده از هیچگونه الگوی سیستماتیکی تبعیت نمی‌کنند و دارای روند کاملا تصادفی هستند.

جدول ٦. نتایج آزمون‌های تشخیص باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمکی مدلSTSM

آزمون تشخیص باقیمانده‌ها				
۲/۳۵ =DW	۰/۰۲۲٦ =r(15)	= −۰/۲۷٦۰ r(1)	=۰/۲۵۳۹H(10)	=۱۳/۳۵۳ Q(15,4)
آزمون باقیمانده‌های کمکی				
	Skewness	Kurtosis	Bowman-Shenton	
کل رگرسیون	۱/۷۹۲۱ [۰/٤۹۲۱]	[۰/۳۹۸۸]۰/۷۱۱۹	[۰/۲۸٥٤]۲/٥۰٤۰	
سطح	۱/۳٦۲۹ [۰/۲٤۳۰]	[۰/۸٤۷۷]۰/۰۳٦۹	[۰/٤۹٦٦]۱/۳۹۹۸	
شیب	[۰/۱۳٥۱]۲/۲۳۲٤	[۰/۳۸۱۹]۰/۷٦٤٤	[۰/۲۲۳٥]۲/۹۹٦۹	
جزء نامنظم	[۰/۹۲۳۷]۰/۰۰۹۱	[۰/٥۰٦۷]۰/٤٤۰۹	[۰/۷۹۸٥]۰/٤٥۰۱	

منبع: یافته‌های تحقیق [اعداد داخل کروشه احتمال هستند]

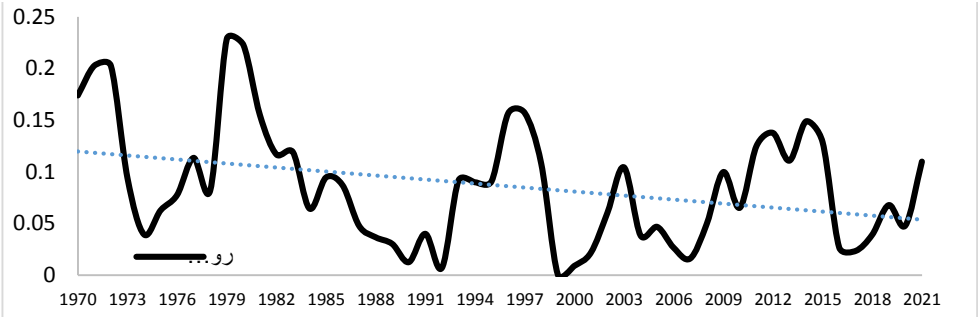
با توجه به آماره باون-شنتون[1] نشانه‌ای از غیرنرمال بودن باقیمانده‌ها در مدل وجود ندارد. این آماره، ترکیبی از آماره‌های کشیدگی و چولگی بوده و به طور تقریبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی دو است. آماره H(۱۰)=۰/۲۵۳۹ نشان‌دهنده عدم وجود واریانس همسانی در اجزای اخلال است و دارای توزیع F(۱۰،۱۰) است. r(۱) و r(۱۵) به ترتیب ضرایب خودهمبستگی سریالی و وقفه‌های اول و پانزدهم هستند و دارای توزیع نرمال می‌باشند. Q(۱۵،۴) آماره باکس-الجانگ[2] بوده که بر پایه خودهمبستگی اولین n باقیمانده با توزیع $\chi^2_{(4)}$ است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر نبود همبستگی سریالی است زیرا، مقدار محاسبه‌شده از مقادیر جدول در سطح معناداری یک درصد کمتر است. بنابر این فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی پذیرفته می‌شود.

از مهمترین اهداف این پژوهش در برآورد تابع درآمد مالیاتی با استفاده از روش سری‌های زمانی ساختاری و مدل‌سازی به شیوه فضا-حالت، تشخیص ماهیت روند تلاش مالیاتی به عنوان متغیر غیرقابل‌مشاهده بوده است. در ادامه و در شکل ۱، روند تلاش مالیاتی در ایران بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۱ نشان داده شده است. ماهیت روند تلاش مالیاتی در ایران غیرخطی و ناهموار بوده است که نشان می‌دهد تلاش مالیاتی در ایران طی سال‌های مورد بررسی متفاوت بوده، که علت این امر را می‌توان ناشی از روند پرنوسان درآمدهای نفتی در ایران دانست. همانگونه که مطرح شد تلاش مالیاتی شاخصی است برای سنجش عملکرد مالیاتی دولت‌ها. چنانچه مقدار این شاخص به عدد یک نزدیک باشد از ظرفیت‌های بالقوه مالیاتی استفاده مطلوب‌تری صورت گرفته است.

همانگونه که از شکل ۱ مشخص است اگرچه در برخی سال‌ها تلاش مالیاتی در ایران افزایش داشته اما مقدار تلاش مالیاتی طی ۵۰ سال گذشته همواره رقمی پایین‌تر از ۰/۲۵ بوده است. فاصله زیاد میان ظرفیت مالیاتی بالقوه و درآمد بالفعل مالیاتی نشان‌دهنده حجم بالای ظرفیت‌های بلا استفاده و عدم استفاده مناسب از ظرفیت‌های مالیاتی بالقوه موجود در ایران است که لزوم تغییر در سیاست‌های مالیاتی و تصحیح قوانین مالیاتی به منظور کسب حداکثر درآمد از ظرفیت‌های بالقوه مالیاتی را آشکار می‌سازد.

1. Bowman-Shenton
2. Box-Ljung

شکل ۱. روند تلاش مالیاتی در ایران طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۷۰



منبع: یافته‌های پژوهش

٦. بحث و نتیجه‌گیری

دولت‌ها به درآمدهای پایداری نیاز دارند که برای عبور از بحران و مقابله با مشکلات، مؤثر و قابل اتکا باشد. به‌همین منظور شناخت عوامل تأثیرگذار بر درآمد مالیاتی و محاسبه تلاش مالیاتی با روش‌های دقیق‌تر امری ضروری است. با توجه به اهمیت موضوع مالیات به عنوان قابل اتکاترین منبع درآمدی دولت‌ها، در این پژوهش با به کارگیری مدل سری‌های زمانی ساختاری و با استفاده از الگوریتم فیلتر کالمن و روش فضا-حالت به بررسی عوامل اثرگذار بر نسبت درآمد مالیاتی و محاسبه شاخص تلاش مالیاتی به روشی متفاوت از مطالعات گذشته پرداخته شد. در این راستا و به‌منظور تبیین مدل و برآورد روند تلاش مالیاتی، با استناد به مبانی نظری از نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته و مؤلفه‌های درآمد سرانه، ترکیب بخشی ساختار اقتصاد، درجه باز بودن و درجه پولی شدن به‌عنوان متغیرهای مستقل و اثرگذار استفاده گردید. پایین بودن ضریب تعیین، عدم تطابق علامت ضرایب با مبانی نظری و همچنین نتایج حاصل از آزمون ریست رمزی، بر مناسب نبودن استفاده از مدل خطی دلالت داشت و استفاده از مدل غیرخطی و توان دوم را ناگزیر نمود. بنابراین، همگی متغیرهای وابسته ـ به جز متغیر سهم بخش کشاورزی ـ به صورت توان دوم وارد مدل گردیدند.

نتایج برآوردهای انجام داده شده نشان می‌دهد، در حالی‌که اثر درآمد سرانه بر نسبت درآمد مالیاتی مثبت است، اثر سهم بخش کشاورزی منفی و معنادار است. افزایش درآمد سرانه، به‌دلیل افزایش توان مالیات‌دهی افراد جامعه سبب افزایش درآمد مالیاتی می‌گردد

حال آنکه افزایش سهم بخش کشاورزی به دلیل وجود معافیت‌های مالیاتی در این بخش و همچنین کوچک شدن سهم سایر بخش‌های مشمول مالیات سبب کاهش پایه‌های مالیاتی می‌گردد که ظرفیت و متعاقبا درآمد مالیاتی را کاهش می‌دهد.

دو متغیر درجه پولی‌شدن و درجه بازبودن اقتصاد دارای کشش منفی هستند اما مثبت بودن ضرایب توان دوم آن‌ها نشان از تأثیر منفی این دو متغیر بر درآمد مالیاتی پیش از رسیدن به نقطه مینیمم دارد اما، پس از گذشتن از نقطه کمینه، این اثر تغییر جهت می‌دهد. سهم بخش صنعت و خدمات قبل از رسیدن به نقطه ماکزیمم دارای اثر مثبت بر متغیر وابسته هستند ولی با عبور از این نقطه، جهت اثرگذاری متغیر معکوس می‌گردد . تفاوت علایم کشش‌ها برای متغیرهای بخش صنعت و خدمات، درجه پولی شدن و بازبودن اقتصاد در مقایسه با بسیاری مطالعات مشابه را می‌توان ناشی از غیرخطی بودن مدل برآورد شده و به‌کارگیری رویکرد متفاوت تخمین در این پژوهش دانست.

ارقام به دست آمده از تلاش مالیاتی برای ایران در سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۱ از شکاف زیاد میان ظرفیت مالیاتی بالقوه و درآمد بالفعل مالیاتی خبر می‌دهد که نشان‌دهنده حجم بالای ظرفیت‌های بلااستفاده و در نتیجه لزوم ایجاد تغییراتی در سیاست‌های مالیاتی دولت به منظور افزایش تلاش مالیاتی و استفاده از ظرفیت‌های مالیاتی بالقوه موجود در ایران است.

در خصوص دستاورد سیاستی پژوهش حاضر برای اقتصاد ایران می‌توان گفت به‌منظور افزایش درآمد مالیاتی از طریق تغییر ترکیب بخشی سهم‌ها در اقتصاد می‌بایست تدابیری در خصوص کاهش فرار مالیاتی و رشد پتانسیل مالیات‌ستانی از این بخش‌ها صورت پپذیرد که می‌تواند گامی مثبت در مسیر افزایش درآمدهای مالیاتی باشد. همانند آنچه دولت در جهت ساماندهی پایانه‌های فروش(دستگاه‌های پوز) و همچنین تفکیک حساب‌های تجاری از شخصی انجام داد. همچنین حذف معافیت‌های مالیاتی غیر ضروری می‌تواند به بهبود عملکرد مالیاتی و افزایش تلاش مالیاتی منجر شود. ساختار معافیت‌ها می‌بایست برای یک دوره از پیش تعیین‌شده، تدوین شوند و سالیانه درصد معافیت کاسته شود تا نهایتا به صفر برسد اما، اکثر معافیت‌های مالیاتی در ایران بلندمدت هستند که نه تنها اثر مثبت ندارند بلکه باعث ایجاد ساختارهای متکی به دولت و غیرقابل رقابت در عرصه جهانی می‌گردد. در

واقع دولت می‌بایست به جای افزایش فشار بر تولیدکننده و بخش شفاف اقتصاد، به نیمه تاریک اقتصاد مراجعه کند که از عدم شفافیت نظام مالیاتی بهره می‌برند.

به‌منظور تداوم پژوهش و توسعه دانش، پیشنهاد می‌گردد در مطالعات آینده از نقش متغیرهای نهادی به عنوان مؤلفه‌های طرف تقاضا مانند عوامل مرتبط با کیفیت نهادی در کنار عوامل سنتی، در تابع درآمد مالیاتی غافل نمانند.

تعارض منافع

تعارض منافع نداریم.

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند، مراتب تشکر صمیمانه خود را از همکاری و حمایت‌های اعضای هیئت تحریریه مجله پژوهش‌های اقتصادی به‌عمل آورند.

ORCID

Roghayeh Shojaeddin https://orcid.org/0009-0005-3269-0290
Majid Sameti http://orcid.org/0000-0002-2043-7491
Zahra Dehghan Shabani http://orcid.org/0000-0002-1019-4983

منابع

آماده، حمید. مهرگان، نادر. حقانی، محمود و حداد، میثم. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای نفت گاز در بخش کشاورزی ایران با رویکرد سری زمانی ساختاری. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۵۱)، ۵۳-۸۰.

امین رشتی، نارسیس. فهیمی فر، فاطمه و صیامی عراقی، ابراهیم. (۱۳۹۰). اندازه گیری تلاش مالیاتی (مطالعه موردی کشورهای دارای درآمد متوسط). *پژوهشنامه مالیات*، دوره جدید-۱۹(۱۰(مسلسل ۵۸))، ۷۵-۹۶.

ایمانی برندق، محمد. پیری، پرویز و قربانی، توفیق. (۱۳۹۵). بررسی عوامل موثر بر کیفیت مالیات در ایران با استفاده از رویکرد سلسله مراتبی. *پژوهش های تجربی حسابداری*، ۶ (۲)، ۶۳-۴۷.

پژویان، جمشید و درویشی، باقر. (۱۳۸۹). اصلاحات ساختاری در نظام مالیاتی ایران. *پژوهشنامه مالیات*، دوره جدید - ۱۸(۸ (مسلسل ۵۶))، ۴۷-۹.

پناهی، حسین. فلاحی، فیروز و مردم دار، سجاد. (۱۳۹۶). مقایسه اثر حکمرانی خوب بر درآمدهای مالیاتی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته. *تحلیل های اقتصادی توسعه ایران*، ۵(۱)، ۹۹-۸۱.

تمیزی، علیرضا. (۱۳۹۷). بررسی عوامل تعیین‌کننده درآمدهای مالیاتی در ایران: رویکرد اقتصادسنجی بیزینی. *اقتصاد مقداری*، ۱۵(۱)، ۲۲۵-۲۴۴.

خدابخشی، اکبر و یارمحمدی، زهرا. (۱۴۰۱). بررسی ظرفیت و کوشش مالیاتی در شرایط GDP با نفت و بدون نفت در ایران. *مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۱(۱)، ۱-۲۲.

زراءنژاد، منصور. تبعه‌ایزدی، امین و حسین‌پور فاطمه .(۱۳۹۳). بررسی و اندازه‌گیری تاثیر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی در ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*. ۱۸(۲۷)، ۱۳۷-۱۱۱.

شاکری، عباس. محمدی، تیمور. جهانگرد، اسفندیار و موسوی، میرحسین. (۱۳۸۹). تخمین مدل ساختاری تقاضای بنزین و نفت گاز در بخش حمل و نقل ایران. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۵)، ۳۱-۱.

عرب‌مازار، علی‌اکبر .(۱۳۹۸). تلاش مالیاتی. *دانشنامه اقتصاد*. ۲(۲)، ۱-۱.

عزیزیان، محمدحسین. (۱۴۰۲). بررسی لایحه بودجه سال ۱۴۰۲ کل کشور (۱۱): درآمدهای مالیاتی. مرکز پژوهش‌های مجلس.

قطمیری، محمدعلی و اسلاملوییان، کریم. (۱۳۸۷). برآورد تلاش مالیاتی در ایران و مقایسهٔ آن با کشورهای در حال توسعهٔ منتخب. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۲)، ۱۸۶-۱۶۳.

کریمی موغاری، زهرا و غلامرضا، مهرانگیز. (۱۳۹۷). تأثیر شاخص‌های توسعه بر درآمدهای مالیاتی ایران (با رویکرد هم‌انباشتگی). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. ۹(۳۳). ۱۸۲-۱۵۷.

گرایی‌نژاد، علیرضا و چپردار، الهه (۱۳۹۱). بررسی عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۶(۲۰)، ۶۹-۹۲.

محمدی شیرکلایی، محمدزمان. جعفری صمیمی، احمد. کریمی پتانلار، سعید و طهرانچیان، امیرمنصور. (۱۳۹۶). مطالعه تأثیر جهانی شدن بر ظرفیت و تلاش مالیاتی در کشورهای منتخب با رویکرد مدل رگرسیون داده‌های تابلویی آستانه‌ای (PSTR). *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۱(۲۲)، ۱۸۳-۱۵۹.

محمدی، تیمور. خورسندی، مرتضی و امیرمعینی، مهران. (۱۳۹۳). مدل‌سازی تقاضای برق در بخش صنعت ایران:رویکرد مدل سری زمانی ساختاری. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۵(۱۸)، ۱۱۷-۸۷.

مشمول، نیلوفر. نوبهار، الهام و پورعبادالهان کویچ، محسن. (۱۴۰۱). بررسی میزان اثرگذاری عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی در استان های ایران: رهیافت پانل فضایی. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۹(۲)، ۱۲۲-۱۹۱.

موسوی جهرمی، یگانه و زائر، آیت .(۱۳۸۷). مقایسه عملکرد دو مدل تصمیم گیری با معیارهای چندگانه مطالعه موردی: رتبه بندی استانهای کشور بر اساس عوامل تاثیرگذار بر ظرفیت مالیاتی. *پژوهشنامه اقتصادی* - (۴ (ویژه نامه طرح تعدیل اقتصادی))، ۱۵-۴۴.

موسوی جهرمی، یگانه. مهرآرا، محسن و توتونچی ملکی، سعید .(۱۳۹۹). ارزیابی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر درآمد مالیات‌های مستقیم در اقتصاد ایران با رویکرد مدل‌های TVP-DMA و TVP- FAVAR. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. ۹(۳۴)، ۷۵-۳۹.

References

Amadeh, H., Mehregan, N., Haghani, M. & Hadad, M. (2013). Estimation of Gas Oil Demand Function in Iranian Agriculture Sector Using Structural Time Series Approach. *Economics Research*, *13*(51), 53-80. [In Persia]

Aminrashti N, Fahimifar F, Siamiaraghi E. (2011) Measuring Tax Effort (A Case Study of the Middle- Income Countries). J Tax Res 2011; 19 (10) :75-96. [In Persian]

Amirmoeini M, Mohammadi T, Khorsandi M. (2014) Modeling Electricity Demand in the Industrial Sector in Iran: An Structural Time Series Model. *The Journal of Economic Modeling Research (JEMR)*, 5 (18), 87-117. [In Persian]

Arabmazar, A. (2019). Tax Effort. *Encyclopedia of Economics*, *2*(2), 1-1. [In Persian]

Ayenew, W. (2016). Determinants of tax revenue in Ethiopia (Johansen co-integration approach). International Journal of Business, *Economics and Management*, *3*(6), 69-84.

Bahl, R. W. (1971). A Regression Approach to Tax Effort and Tax Ratio Analysis (Analyse de l'effort et de la pression fiscale par la méthode de régression) (Un estudio del esfuerzo tributario y de la presión fiscal mediante el análisis de regresión). *Staff Papers-International Monetary Fund*, 570-612.

Bornhorst, F., Gupta, S. & Thornton, J. (2009). Natural resource endowments and the domestic revenue effort. *European Journal of Political Economy*, *25*(4), 439-446.

Brun, J. F. & Diakite, M. (2016). Tax potential and tax effort: An empirical estimation for non-resource tax revenue and VAT's revenue.

Chettri, K. K., Bhattarai, J. K. & Gautam, R. (2023). Determinants of Tax Revenue in South Asian Countries. *Global Business Review*, 09721509231177784.

Dalamagas, B., Palaios, P. & Tantos, S. (2019). A new approach to measuring tax effort. *Economies*, *7*(3), 77.

Geraeinezhad, GH. & Chapardar, E. (2012). A Survey on the Determinants of Tax Revenue in Iran. *Financial Economics*, 6(20), 69-92. [In Persian]

Ghetmiri, M. A. & Eslamlouian, K. (2008). Tax Effort in Iran in Comparison with Selected Developing Countries. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *43*(2), 163-186. [In Persian]

Harvey, A. C. & Fernandes, C. (1989). Time series models for count or qualitative observations. *Journal of Business & Economic Statistics*, *7*(4), 407-417.

Hinrichs, H. H. (1965). Determinants of government revenue shares among less-developed countries. *The Economic Journal*, *75*(299), 546-556.

Imani Barandagh, M., Piri, P. & ghorbani, T. (2016). Analysis of Factors Affecting Tax Quality Based on Analytical Hierarchy Process (AHP). *Empirical Research in Accounting*, *6*(2), 47-63. [In Persian]

Karimi Moughari, Z. & Gholamreza, M. (2018). Influence of Development Indicators on the Tax Revenues of Iran (Co-integration Approach). *Economic Growth and Development Research*, *9*(33), 157-182. [In Persian]

Keen, M. & Simone, A. (2004). Tax policy in developing countries: some lessons from the 1990s and some challenges ahead. *Helping countries develop: The role of fiscal policy*, *10*(4), 720-722.

Khodabakhshi, A. & Yarmohammadi, Z. (2022). Investigating the Capacity and Tax Effort in Terms of GDP with Oil and without Oil in Iran. *Public Sector Economics Studies*, 1 (1), 1-22. [In Persian]

Kim, S. (2007). A more accurate measurement of tax effort. *Applied Economics Letters*, *14*(7), 539-543.

Le, T. M., Moreno-Dodson, B. & Bayraktar, N. (2012). Tax capacity and tax effort: Extended cross-country analysis from 1994 to 2009. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6252).

Lotz, J. R. & Morss, E. R. (1970). A theory of tax level determinants for developing countries. *Economic Development and cultural change*, *18*(3), 328-341.

Mahdavi, S. (2008). The level and composition of tax revenue in developing countries: Evidence from unbalanced panel data. *International Review of Economics & Finance*, *17*(4), 607-617.

Minh Ha, N., Tan Minh, P. & Binh, Q. M. Q. (2022). The determinants of tax revenue: A study of Southeast Asia. *Cogent Economics & Finance*, *10*(1), 2026660.

Mohammadi Shirkolaei, M. Z., Jafari Samimi, A., Karimi Potanlar, S. & Tehranchian, A. M. (2016). The Effect of Globalization on Tax Capacity and Tax Effort in Selected Countries: Panel Threshold Model Approach. *Macroeconomics Research Letter*, 11(22), 159-183. [In Persian]

Mousavi Jahromi, Y. & Zayer, A. (2008). Comparison of the performance of two decision-making models with multiple criteria Case study: Ranking of the country's provinces based on factors affecting tax capacity. *Journal of Economics*, *8*(4), 15-44. [In Persian]

Mousavi jahromi, Y., mehrara, M. & Totonchi, S. (2020). Evaluating the Most Important Factors Effecting Direct Taxes in Iranian Economy with TVP-DMA and TVP-FAVAR Models Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *9*(34), 39-75. [In Persian]

Nobahar, E., Pourebadollahan Covich, M. & Mashmul, N. (2022). Investigating the Effectiveness of Determinant Factors of Tax Revenues in Iranian Provinces: A Spatial Panel Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *9*(2), 191-222. [In Persian]

Pajooyan, J. & Darvishi, B. (2010). The Structural Reforms in Iran's Tax System. *Journal of Tax Research*, *18*(8), 9-48. [In Persian]

Panahi, H., Fallahi, F. & Mardomdar, S. (2017). Comparison of the Effect of Good Governance on Tax Revenues in Developing and Developed Countries. *Iranian Economic Development Analyses*, *5*(1), 81-99. [In Persian]

Piancastelli, M. & Thirlwall, A. P. (2021). The determinants of tax revenue and tax effort in developed and developing countries: theory and new evidence 1996-2015. *Nova Economia*, *30*, 871-892.
Piancastelli, M. (2001). Measuring the tax effort of developed and developing countries: Cross country panel data analysis-1985/95.
Saptono[1], P. B. & Mahmud, G. (2021). Macroeconomic determinants of tax revenue and tax effort in Southeast Asian countries.
Sen Gupta, A. (2007). Determinants of tax revenue efforts in developing countries.
Shakeri, A., Mohammadi, T. & Jahangard, E. (2010). *Quarterly Energy Economics Review*, 7 (25), 1-31. [In Persian]
Tamizi, A. R. (2018). Investigating determinants of tax revenues in Iran: A Bayesian Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *15*(1), 225-244. [In Persian]
Teera, J. M., Hudson, J. (2004). Tax performance: a comparative study. *Journal of international development*, *16*(6), 785-802.
zarra nezhad, M., tabae izadi, A. & hosseinpour, F. (2014). Measurement and Analysis of Oil Revenues Effect on Tax Revenues in Iran. *Iranian Journal of Trade Studies*, *18*(72), 111-137.

استناد به این مقاله: شجاع‌الدین، رقیه، صامتی، مجید و دهقان شبانی، زهرا. (۱۴۰۲). عوامل اثرگذار بر درآمد مالیاتی و برآورد روند ضمنی تلاش مالیاتی در ایران. پژوهشنامه اقتصادی. ۲۳(۸۸). ۲۰۳-۲۳۹.

Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.