

"An Examination of the Relationship Between Sales Value-Added Tax and the Value Added of Industrial Activities in the Iranian Economy"

Maryam Kianighalehno 

Phd student in economics,
Kerman Branch, Islamic Azad
University, kerman, iran

Mohsen Zayandehroody * 

Associate professor faculty of
economics, Kerman Branch, Islamic
Azad University, kerman, iran

Ali Rajabali Raeis Pour 

Associate professor faculty of
economics, Kerman Branch, Islamic
Azad University, kerman, iran

Abstract

This study investigates the impact of sales value taxes and indirect duties on the investment and performance of industrial workshops with 10 or more employees during 2011–2021. Using a Smooth Transition Threshold Regression (STR) model, the findings reveal a nonlinear relationship between sales tax and output per capita. When the logarithm of the sales tax remains below the threshold level of 4.898, its effect on output is positive and significant; however, beyond this threshold, the effect becomes negative and significant. The results suggest that excessive tax pressure can reduce production performance and negatively affect the manufacturing sector and the broader economy

* Corresponding Author: Zayandehroodi@iauk.ac.ir

How to Cite: Kianighalehno, M. Zayandehroody, M. Rajabali Raeis Pour, A (2025). An Examination of the Relationship Between Sales Value-Added Tax and the Value Added of Industrial Activities in the Iranian Economy. Journal of Tax research,

Introduction

Tax policy for industrial workshops is crucial because these workshops play a major role in production, employment, and industrial supply. However, high tax burdens, multiple taxes, and compliance costs can weaken workshops and even contribute to their early closure. This study asks whether taxes on industrial workshops with 10 or more employees significantly affect production, value added, and investment decisions. Using the STR model, it seeks to identify a tax threshold that can balance efficiency, fairness, and workshop profitability in Iran

Methods and Material

This study examines industrial workshops with 10 or more employees in Iran's industrial parks across provinces from 2011 to 2021 using a specified test model.

$$\log(va_{it}) = \mu_i + \log(prt_{it}) + \log(tax_{it}) + \log(pn_{it}) + \log(k_{it}) \quad (5)$$

This study uses the STR model to examine whether taxation and industrial value added are linearly or nonlinearly related, while controlling for per capita production and fixed capital formation

$$LIN_t = \phi\omega_t + (\theta\omega_t).G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad (6)$$

In this model, the log-dependent variable is explained by current and lagged regressors, with ϕ and θ as the linear and nonlinear coefficients, while a logistic transition function G smoothly shifts between regimes.

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (7)$$

The PSTR model shows how VAT causes taxation's effect on industrial value added to shift across regimes, becoming linear with a near-zero slope and increasingly nonlinear as the slope rises.

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 x_{it} + u_{it} & F = 0 \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1) x_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases} \quad (8)$$

The PSTR model captures heterogeneous coefficients across cross-sections and over time, and in this study the transition variable is also included as an explanatory variable

(9)

$$e_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c) + [\beta_1 \ln X_{it}] \frac{\partial F(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln X_{it}}$$

"The second case: when the transition variable is not included as an explanatory variable in the model."

(10)

$$e_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c)$$

"Finally, the generalized form of the PSTR model with more than one transition function is specified as follows:"

(11)

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_j x_{it}] F_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

Here, r denotes the number of transition functions for nonlinear behavior, and the PSTR model is estimated by demeaning fixed effects and then using nonlinear least squares, equivalent to maximum likelihood estimation.

Results and Discussion

Before estimating the PSTR model, the Levin, Lin, and Chu panel unit root test was used to check the stationarity of all variables and avoid spurious regression. Optimal lag lengths were chosen using the Schwarz criterion, and the test's null hypothesis assumes the presence of a unit root.

Table 2 - Stationarity Test of Variables Used in the Model

Variable Level	LLC Statistic	p-value	Model Variable
Level	-6.080	0.000	Log of Value Added (Lva)
Level	-5.188	0.000	Log of Sales Tax (Lprt)
Level	-6.767	0.000	Log of Indirect Taxes and Duties (Ltax)
Level	-6.025	0.000	Log of Per Capita Production of SMEs (Lpn)

Variable Level	LLC Statistic	p-value	Model Variable
Level	-6.369	0.000	Log of Gross Fixed Capital Formation (Lk)

Source: Research Calculations

All variables for the 22 industrial activities examined in this study were found to be stationary at level.

Testing for Nonlinearity in the PSTR Model

The first step is to test the null hypothesis of linearity against a PSTR model, using the sales tax variable as the transition variable. The results show significant nonlinearity in all test statistics (LM, LMF, and LRT) for both threshold levels, $m = 1$ and $m = 2$

Table 3 - Nonlinearity Test Results

Threshold Level	LRT	LMF	LM	Hypothesis	p-values (LRT, LMF, LM)
$m = 1$	89.161	45.87	84.104	$H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$	0.000, 0.000, 0.000
$m = 2$	20.563	7.255	51.400		0.000, 0.000, 0.000

Note: m indicates the number of threshold locations, and r the number of transition functions.

Source: Research results based on Stata software

Determining the Number of Transition Functions

Upon rejecting the null of linearity, the next step is to determine the number of transition functions. This is done by sequentially testing the null of $r=1$ versus $r=2$, and so on, until the null is accepted.

Table 4 - Test for Additional Nonlinearity

Threshold Level	LRT	LMF	LM	Hypothesis	p-values (LRT, LMF, LM)
m = 1	4.888	2.364	4.872	$H_0: r = 1$ vs $H_1: r = 2$	0.087, 0.095, 0.088
m = 2	2.192	0.838	2.374		0.517, 0.534, 0.591

Source: Research results based on Stata software

The results indicate that a single transition function is sufficient for modeling the nonlinear relationship.

Determining the Number of Thresholds

To finalize the optimal PSTR specification, models with one and two thresholds were estimated and compared using Akaike, Schwarz, and the residual sum of squares (RSS) criteria.

Table 5 - Selection of Threshold Numbers in the PSTR Model

Thresholds (m)	Akaike Criterion	Schwarz Criterion	Residual Sum of Squares
m = 1	-4.29	-4.17	3.74
m = 2	-4.31	-4.17	3.85

Source: Research results based on Stata software

Given that the model with $m=1$ produces the lowest Schwarz criterion and a marginally better fit in other metrics, a single-threshold model was chosen as optimal.

Estimation Results of the PSTR Model

The optimal PSTR model with one threshold finds a nonlinear relationship between sales tax and value added across 22 industrial sectors, with the regime changing above the threshold value of 4.898.

Table 6 - Estimation Results of the PSTR Model with One Transition Function and One Threshold

Variable	Estimated Coefficient	p-value	Model Segment
Log of Sales Tax (Lprt)	0.883	0.000	Linear
Log of Sales Tax (Lprt)	0.231	0.184	Nonlinear
Log of Indirect Taxes (Ltax)	-0.021	0.580	Linear
Log of Indirect Taxes (Ltax)	0.301	0.003	Nonlinear
Log of SME Output per Capita (Lpn)	0.171	0.001	Linear
Log of SME Output per Capita (Lpn)	-0.637	0.000	Nonlinear
Log of Capital Formation (Lk)	-0.371	0.018	Linear
Log of Capital Formation (Lk)	0.076	0.230	Nonlinear

Threshold value $C=4.898C = 4.898C=4.898$

Slope parameter $\gamma=2.817\gamma=2.817\gamma=2.817$

Source: Research results based on Stata software

Because the coefficients vary with the transition variable, slope, sector, and time, they should be interpreted through their signs and overall patterns rather than individually. The estimated slope is 2.817 and the threshold is 4.898, meaning the system shifts to the second regime when the log of sales tax exceeds this value; otherwise, the first regime applies

a) First Extreme Regime:

This regime occurs when the slope parameter approaches infinity and the transition variable remains below the threshold. In this case, the transition function equals zero, and the model takes the specified form.

$$\log(va_{it}) = \mu_i + 0.231 \log(prt_0) - 0.021 \log(tax_0) + 0.171 \log(pn_0) - 0.371 \log(k_0)$$

b) Second Extreme Regime:

This regime occurs when the slope parameter tends toward infinity, but the transition variable exceeds the threshold value. Here, the transition function equals one, and the model is specified as:

$$\log(va_{it}) = \mu_i + 0.883 \log(prt_0) + 0.301 \log(tax_0) - 0.637 \log(pn_0) + 0.076 \log(k_0)$$

Conclusion

This study finds a critical VAT threshold of 4.898 for industrial workshops. Below the threshold, VAT positively and significantly affects industrial value added, but above it the effect becomes insignificant. When the threshold is exceeded, per capita production shifts from positive to significantly negative, showing that excessive taxation reduces productivity. The results suggest keeping VAT below this level to support industrial strength, production, and long-term economic growth

Acknowledgments

Keywords: Small and medium-sized enterprises, sales value tax, value added of industrial workshops with 10 employees and above, soft transition threshold regression model

JEL Classification: H25,C24,D22,L60

بررسی رابطه بین مالیات بر ارزش فروش محصولات و ارزش افزوده فعالیت های صنعتی در اقتصاد ایران

مریم کیانی قلعه

نو ID

دانشجوی دکتری رشته .علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی کرمان، ایران

محسن زاینده

رودی ID *

دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران

علی رجبعلی

رییس پور ID

دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران

چکیده

رشد فزاینده بنگاه های کوچک و متوسط و توجه ویژه سیاست گذاران به نقش آن ها در اقتصاد، بررسی دقیق مشکلات و رفع موانع پیش روی این بنگاه ها را به یکی از اولویت های نظام اقتصادی کشور تبدیل کرده است. با این حال، برخی ویژگی های نظام مالیاتی می تواند به طور نامتناسب بر عملکرد کارگاه های صنعتی اثر بگذارد. این پژوهش با هدف ارزیابی تأثیر مالیات بر ارزش فروش و نیز مالیات های غیرمستقیم و عوارض پرداختی کارگاه های صنعتی با ۱۰ نفر کارکن و بیشتر بر تصمیمات سرمایه گذاری آن ها طی سال های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ انجام شده است. برای تحلیل پرسش های تحقیق، از مدل رگرسیون آستانه ای انتقال ملایم استفاده شد. نتایج نشان می دهد که هنگامی که لگاریتم مالیات بر ارزش فروش از سطح ۴۸۹۸ واحد فراتر می رود، اثر آن بر لگاریتم سرانه تولید از رابطه ای مثبت و معنادار به رابطه ای منفی و معنادار تغییر می کند. تداوم افزایش فشار مالیاتی در این سطح می تواند موجب کاهش تولید سرانه کارگاه ها و بروز پیامدهای نامطلوب برای بخش تولید و اقتصاد کشور شود

* نویسنده مسئول: Zayandehroodi@iauk.ac.ir

کلید واژه ها: بنگاه های کوچک و متوسط، مالیات بر ارزش فروش، ارزش افزوده کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، مدل رگرسیون آستانه ای انتقال ملایم
کد طبقه بندی : H25,C24,D22,L60

مقدمه

نحوه بکارگیری و اعمال سیاست های مالیاتی در قبال کارگاه های صنعتی از جمله موضوعات مهمی است که با توجه به نقش انکارناپذیر این کارگاه ها در تولید و عرضه محصولات صنعتی و پشتیبانی از فعالیت های گسترده اقتصادی، بسیار قابل توجه می باشد. به نحوی که می بایست تمام ویژگی های مرتبط با این نوع از کارگاه ها (همچون قدرت اقتصادی محدود و طول عمر کوتاه) در هنگام ایجاد مولفه های سیاست مالیاتی در نظر گرفته شود. نگاهی به وضعیت کارگاه های صنعتی نشان می دهد برخی از عواملی که منجر به انحلال سریع آنها پس از تاسیس می شود، مربوط به مالیات است؛ از جمله مالیات های متعدد و بار مالیاتی بسیار زیاد. این امر می تواند ناشی از ادراک نادرست سیاست گذاران از پتانسیل ها و رفتار اقتصادی کارگاه های صنعتی باشد در نظر گرفتن کارگاه های صنعتی به عنوان بنگاه های بی اهمیت که تأثیری بر اقتصاد ندارند، موضوعی است که قابل توجه نیست. در حالیکه پیاده سازی یک محیط نظارتی مطلوب برای انجام فعالیت های صنعتی و تولیدی و انعطاف پذیری در مالیات ها، به کارگاه های صنعتی امکان سسمی دهد ظرفیت های تولیدی خود را به حداکثر برسانند. یکی از ملاحظات کلیدی برای بخش خصوصی در هنگام بررسی اینکه آیا تاسیس، جابجایی یا تمدید فعالیت های خود را بررسی می کند، سطح مالیات است، زیرا بار مالیاتی بالا

و هزینه پیروی از مقررات مالیاتی مانع رشد بخش خصوصی می شود. شیوه های مالیاتی اساساً آن تعهدات پرداخت چندگانه ای هستند که توسط دولت بر عهده شرکت های کوچک و متوسط قرار می گیرد. اعمال مالیات/ مالیات بر شرکت های کوچک و متوسط همراه با تأمین ناکافی زیرساخت های اجتماعی، تهدیدی را ایجاد می کند که ممکن است این مشاغل نتوانند از شرایط سخت اقتصادی جان سالم به در ببرند. البته نکته حائز اهمیت در بررسی این موضوع اینست که در حضور اطلاعات نامتقارن و مشکلات انتخاب نامطلوب، ساختار مالیاتی بهینه بسیار پیچیده تر است و ممکن است مستلزم نرخ های مالیاتی متفاوت برای افراد و کالاها باشد. بنابراین طراحی یک سیستم مرتبط با مالیات بر ارزش فروش که هم کارآمد باشد و هم عدالت را رعایت کند، مستلزم درک عمیق از واکنش های غیرخطی افراد به تغییرات نرخ است (Zarouki et al., 1402). بر این اساس سوال اصلی مطالعه حاضر این است که آیا شیوه های مالیات بر کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر تأثیر معناداری بر میزان تولید محصولات و ارزش افزوده آنها دارد؟ بنابراین، این مطالعه به دنبال پیشنهاد راه ها و روش هایی است که در آنها می توان مالیات ها را از این نوع کارگاه های صنعتی دریافت کرد، بدون اینکه آنها را مشمول نرخ های مالیات قرار داد که ممکن است سودآوری این کارگاه ها را کاهش دهد؟ این موارد از جمله نکات ضروری در برنامه ریزی و سیاستگذاری در خصوص کارگاه های صنعتی می باشد که می بایست بسیار مورد دقت نظر و بررسی قرار گیرد که متأسفانه تا حدودی در مطالعات پیشین مغفول واقع گردیده است. در این راستا و برای نخستین بار در این مطالعه تلاش گردیده است با بهره گیری از مدل رگرسیون آستانه ای انتقال ملایم، الگویی جهت تعیین حد آستانه ای

مشوق های مالیاتی برای کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر در اقتصاد ایران طراحی و تبیین گردد. بنابراین هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر مالیات بر ارزش فروش و همچنین مالیات های غیرمستقیم و عوارض پرداختی توسط کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر بر تصمیمات سرمایه گذاری این کارگاه ها می باشد

مروری بر ادبیات

بنگاه های کوچک و متوسط و در سالیان اخیر شرکت های فعال در حوزه های مختلف اقتصادی و صنعتی، نقش عمده ای در ایجاد اشتغال و به دنبال آن، افزایش درآمد و رشد اقتصادی کشورها دارند. در واقع چنین شرکت هایی بعنوان کاتالیزورهای رشد و توسعه اقتصادی ملی در نظر گرفته می شوند. که نقش مهمی در افزایش سهم بخش خصوصی داشته که شرایط را برای صنعتی شدن و رشد اقتصادی پایدار فراهم می کنند. ۹۲ درصد از حدود ۵۸۰۰ واحد صنعتی کشور اغلب به عنوان صنایع متوسط و کوچک به حساب می آیند و البته طبیعی است که توانایی خلق ارزش افزوده در صنایع کوچک نسبت به صنایع بزرگ اندک باشد (۱۰۸ درصد). علیرغم این مطلب، فعالیت این نوع از کارگاه ها دارای مزیت های بسیاری می باشد؛ از جمله اینکه کسب و کارهای کوچک و متوسط دارای بهره وری بالاتری نسبت به بنگاه های بزرگ هستند. اما شکست بازارهای مالی و سایر عوامل، مانع توسعه کسب و کارهای کوچک و متوسط گردیده است (Setayesh et al., 1401)؛ از سوی دیگر این کسب و کارها، رقابت و کارآفرینی را افزایش می دهند و بدین ترتیب منافع خارجی را در قالب رشد بهره وری کل، کارآئی اقتصادی فراگیر و نوآوری به ارمغان می آورند. از این رو نگاه ویژه دولت و برنامه ریزان اقتصادی به این بنگاه ها و نقش آفرینی آن ها در عرصه های مختلف اقتصادی در کشور، باعث شده است که رسیدگی

هرچه دقیق تر به مشکلات و نارسایی های موجود و تلاش جهت رفع موانع پیرامونی آن ها، از اولویت های نظام اقتصادی و اسناد بالادستی کشور باشد. با این حال، برخی از ویژگی های سیستم مالیاتی ممکن است به طور نامتناسبی بر عملکرد کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر تأثیر بگذارد، به عنوان مثال، برخورد نامتقارن با سود و زیان، هزینه های ثابت بالاتر مالیات و رعایت مقررات برای مشاغل کوچک. اعمال مالیات همراه با تأمین ناکافی زیرساخت های اجتماعی، تهدیدی را ایجاد می کند که ممکن است این مشاغل نتوانند با شرایط اقتصادی دشوار مقابله کنند. نگاهی بر آمار مقایسه ای کشور با سایر کشورها نشان دهنده بالا بودن سهم مالیات بر سود شرکت ها در اقتصاد ایران می باشد.

جدول ۱. سهم انواع مالیات در کشورهای مختلف

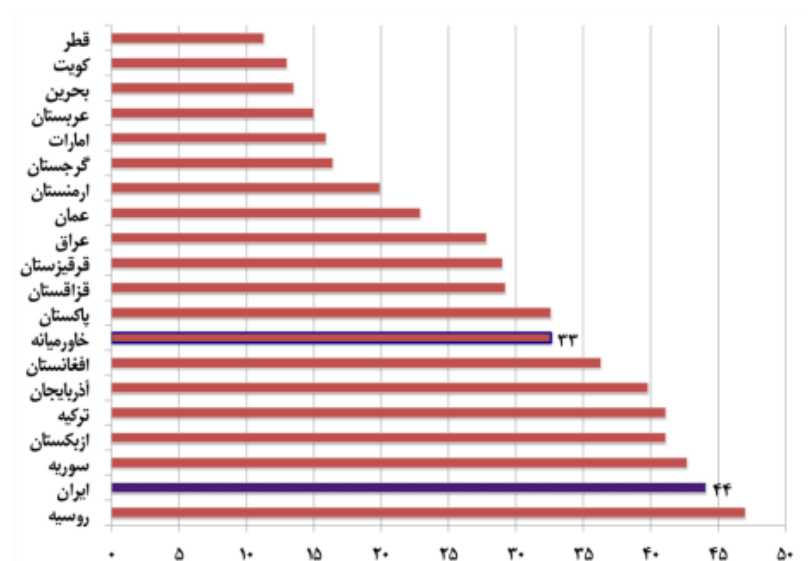
عنوان	آمریکا	انگلستان	آلمان	سوئد	نروژ	دانمارک	ایران
درآمد مالیات / تولید ناخالص داخلی	24.8	۳۵	36.3	45.8	42.8	48.2	10.5
سهم مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی	49.5	۳۴	41.6	36.1	30.2	51.7	۱۴
سهم مالیات بر سود شرکت ها	11.1	۱۰	7.6	7.9	32.2	5.7	۳۷
سهم مالیات بر مصرف	23.1	40.5	۴۶	28.8	26.4	31.6	42.3
بالاترین نرخ مالیات درآمد	43.3	62.7	59.3	73.6	60.8	69.8	۳۵

منبع: گزارش مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۹

از سویی دیگر مالیات ها و میزان و چگونگی اخذ آنها همواره یکی از مباحث مورد مناقشه بین دولت ها و بخش خصوصی و مردم می باشد. بر اساس بررسی های بانک جهانی نرخ مالیات ها یکی از پنج عامل اصلی و سیستم اجرایی اخذ مالیات جزء یازده مورد اول محدود کننده کسب و کار در اغلب اقتصادها محسوب می شود. نتایج نظرسنجی از مدیران اجرایی ارشد بنگاه های جهانی نشان می دهد ۶۳ درصد آنها افزایش بار مالیاتی را مهمترین عامل تهدید کسب و کار

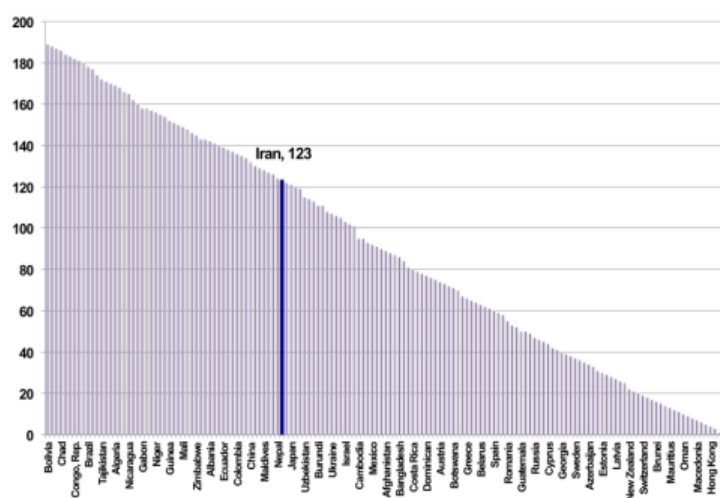
دانسته و در تعیین محل فعالیت مد نظر قرار می دهند. تحقیقات بین المللی گویای این است که نرخ های مالیاتی بالا اثرات منفی بر سرمایه گذاری بنگاه ها و کارآفرینی داشته و منجر به شکل گیری اقتصاد غیر رسمی و کاهش رشد اقتصادی می شود. روندهای جهانی حاکی از اصلاحات متعدد کشورها برای بهبود و تسهیل مقررات مالیاتی (از قبیل کاهش زمان لازم و تعدد مالیات ها و نوسازی مکانیزم پرداخت) بوده و هم اکنون هشتاد کشور از نظام های پرداخت مالیات الکترونیک استفاده می کنند. مطالعات انجام شده توسط بانک جهانی، نشان داده در دوره هشت ساله (2014-2022) متوسط نرخ مالیات، زمان انجام امور و تعداد پرداخت های مالیاتی در سطح جهان به ترتیب ۲۱، ۲۰ و ۲۶ درصد کاهش کلی داشته است.

نمودار ۱. نرخ پرداخت کل مالیات در ایران و کشورهای منطقه (درصد از سود، ۲۰۲۲)



منبع: گزارش انجام کسب و کار، بانک جهانی، ۲۰۲۲

نمودار ۲. رتبه شاخص مالیاتی ایران در بین ۱۸۹ کشور جهان (۲۰۲۲)

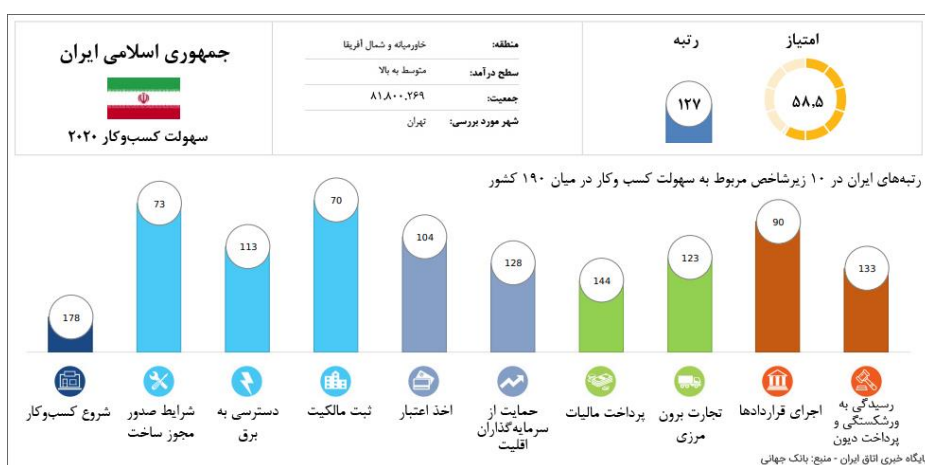


منبع: گزارش انجام کسب و کار، بانک جهانی، ۲۰۲۲

بررسی‌ها نشان می‌دهد امروزه در اکثر کشورهای جهان، صنایع کوچک و متوسط (SMEs) از جنبه‌های مختلف اجتماعی، تولید صنعتی و ارائه خدمات در حال نقش‌آفرینی هستند. در بسیاری از کشورها این صنایع، تامین‌کنندگان اصلی اشتغال جدید، مهد تحول و نوآوری و پیشرو در ابداع فناوری‌های جدید هستند. صنایع کوچک و متوسط با صادرات قابل توجه خود، نقش محوری در توسعه اقتصادی کشورها ایفا می‌کنند و رونق و گسترش صنایع کوچک و متوسط می‌تواند به توسعه صنعتی، توزیع عادلانه درآمد، اشتغال‌زایی و افزایش ارزش‌افزوده در کشور کمک کند. در شکل زیر می‌توان اطلاعات مربوط به کشور ایران

در خصوص شاخص های کسب و کار را در سال ۲۰۲۰ ملاحظه نمود.

شکل ۱. رتبه و امتیاز ایران در شاخص های کسب و کار در سال ۲۰۲۰



منبع: گزارش بانک جهانی، ۲۰۲۰

ایران در زیرشاخص ثبت مالکیت بهتر از سایر زیرشاخص ها عمل کرده و رتبه ۷۰ جهان را در بین ۱۹۰ کشور در این زیرشاخص به خود اختصاص داده است. در زیرشاخص های «شرایط صدور مجوز ساخت» و «اجرای قراردادها» نیز رتبه ایران به ترتیب ۷۳ و ۹۰ بوده است؛ اما در سایر زیرشاخص ها رتبه ایران سه رقمی بوده است. بدترین عملکرد ایران نیز مربوط به زیرشاخص «شروع کسب و کار» می شود که ایران در این زیرشاخص رتبه بسیار نازل ۱۷۸ را کسب کرده است.

یکی از ملاحظات کلیدی برای بخش خصوصی در هنگام بررسی اینکه آیا تاسیس، جابجایی یا تمدید فعالیت های خود را بررسی می کند، سطح مالیات است، زیرا بار مالیاتی بالا و هزینه پیروی از مقررات مالیاتی مانع رشد بخش خصوصی می شود. شیوه های مالیاتی اساساً آن تعهدات پرداخت چندگانه ای هستند که توسط دولت بر عهده شرکت های کوچک و متوسط قرار می گیرد. اعمال مالیات/مالیات بر شرکت های کوچک و متوسط همراه با تأمین ناکافی زیرساخت های اجتماعی، تهدیدی را ایجاد می کند که ممکن است این مشاغل نتوانند تاب تحمل شرایط سخت اقتصادی را داشته باشند. که اغلب، منجر به کاهش آنها می شود. از سوی دیگر آنچه که در بیان رابطه میان مالیات بر ارزش فروش محصولات و متغیرهای کلان اقتصادی از جمله ارزش افزوده، بسیار قابل توجه می باشد این است که این رابطه اغلب پیچیده و غیرخطی است. رابطه غیرخطی بین مالیات بر ارزش فروش و ارزش افزوده فعالیت های صنعتی ناشی از تعامل پیچیده بین رفتار مصرف کنندگان و تولید کنندگان، کشش پذیری های عرضه و تقاضا، ساختار بازار و شرایط کلان اقتصادی است. این امر باعث می شود که پیش بینی دقیق تاثیرات مالیات بر ارزش فروش دشوار باشد و نیاز به مدل سازی های پیچیده تری داشته باشد.

مبانی نظری

الف- تئوری های اقتصادی مبتنی بر نحوه ارتباط مالیات بر ارزش فروش و تولید رابطه غیرخطی مالیات بر ارزش فروش، موضوعی است که اقتصاددانان از زوایای مختلفی به آن نگاه کرده اند. این مباحث عمدتاً در حوزه های «اقتصاد عمومی»، «اقتصاد مالیاتی» و «اقتصاد رفاه» جای می گیرند.

۱. منحنی لافر^۱

Laffer Curve^۱

گرچه منحنی لافر مستقیماً برای مالیات بر ارزش فروش طراحی نشده است (بیشتر به مالیات بر درآمد مربوط می‌شود)، اما مفهوم کلی آن به خوبی غیرخطی بودن را توضیح می‌دهد؛ آرتور لافر^۱ این ایده را مطرح کرد که با افزایش نرخ مالیات از صفر، درآمد مالیاتی ابتدا افزایش می‌یابد، اما پس از رسیدن به یک نقطه بهینه، افزایش بیشتر نرخ مالیات منجر به کاهش درآمد مالیاتی خواهد شد. این کاهش به دلیل اثرات منفی بر انگیزه کار، سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی است. در مورد مالیات بر ارزش فروش نیز می‌توانیم چنین پدیده‌ای را مشاهده کنیم. در ابتدا، افزایش نرخ مالیات بر ارزش فروش باعث افزایش درآمد می‌شود. اما اگر نرخ مالیات بر ارزش فروش بیش از حد بالا رود، می‌تواند منجر به کاهش شدید تقاضا، افزایش فرار مالیاتی و اقتصاد زیرزمینی و کاهش فعالیت‌های تولیدی و غیررقابتی شدن تولید شود. همه این عوامل، درآمد دولت از مالیات بر ارزش فروش را کاهش می‌دهند و یک رابطه غیرخطی شبیه به منحنی لافر را شکل می‌دهند (Sedaghat Kalamerzi and Mousavi, 1393)

۲. تئوری مالیات بهینه^۲

این نظریه به دنبال یافتن ساختار مالیاتی است که با کمترین هزینه رفاهی برای جامعه، بیشترین درآمد مالیاتی را کسب کند یا اهداف خاصی (مثلاً برابری) را برآورده سازد. فرانک رمزی^۳ در دهه ۱۹۲۰ پایه و اساس این نظریه را گذاشت. او نشان داد که برای به حداقل رساندن هزینه رفاهی، مالیات باید بر کالاهایی وضع شود که تقاضای کم کششی تری دارند. از دیدگاه او، مالیات بر ارزش فروش به دلیل کمتر مخدوش کردن انگیزه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری نسبت به مالیات بر درآمد، می‌تواند کارآمدتر باشد. بعبارت دیگر اگر مالیات بر کالاهای با کشش بالا وضع شود، افزایش نرخ مالیات به سرعت منجر به کاهش شدید مصرف و در نتیجه کاهش درآمد مالیاتی و

Arthur Laffer^۱
Optimal Taxation Theory^۲
Frank Ramsey^۳

افزایش هزینه رفاهی می‌شود. این نشان می‌دهد که نرخ بهینه مالیات بر ارزش فروش (که در آن هزینه رفاهی حداقل است) یک نقطه غیرخطی در تابع رفاه جامعه است (Naderi and Salatin, 1397)

میرلس^۱ نشان داد که در حضور اطلاعات نامتقارن و مشکلات انتخاب نامطلوب، ساختار مالیاتی بهینه بسیار پیچیده‌تر است و ممکن است مستلزم نرخ‌های مالیاتی متفاوت برای افراد و کالاها باشد. بنابراین طراحی یک سیستم مرتبط با مالیات بر ارزش فروش که هم کارآمد باشد و هم عدالت را رعایت کند، مستلزم درک عمیق از واکنش‌های غیرخطی افراد به تغییرات نرخ است (Zarouki et al., 1402)

۳. اقتصاد رفتاری^۲

اقتصاددانان رفتاری به بررسی این موضوع می‌پردازند که چگونه عوامل روان‌شناختی بر تصمیمات اقتصادی افراد تأثیر می‌گذارند و می‌توانند به غیرخطی بودن در واکنش به مالیات کمک کنند. اگر یک سو مردم ممکن است به افزایش‌های کوچک مالیات بر ارزش فروش توجه نکنند، اما افزایش‌های بزرگ‌تر ناگهان توجه آنها را جلب کرده و رفتار مصرفی‌شان را به شدت تغییر دهند. این “آستانه روانی” یک نمونه واضح از غیرخطی بودن است. از سوی دیگر مالیات بر ارزش فروش اغلب به عنوان یک مالیات “پنهان” تلقی می‌شود زیرا در قیمت نهایی کالا گنجانده شده و کمتر از مالیات بر درآمد، مستقیماً توسط مصرف‌کننده محاسبه می‌شود. اما اگر این مالیات خیلی بالا رود، دیگر “پنهان” نمی‌ماند و واکنش‌های شدیدتری را در پی دارد

(Morris Altman, 1397; translated by Renani et al.)

۴. مفاهیم کارایی و عدالت مالیات بر ارزش فروش

Mirrlees^۱
Behavioral Economics^۲

موافقان مالیات بر ارزش فروش اغلب آن را به دلیل کارآمدی و پایه گسترده مالیاتی ستایش می‌کنند. آنها معتقدند که مالیات بر ارزش فروش کمتر از مالیات بر درآمد، انگیزه‌های کار و پس‌انداز را مخدوش می‌کند. اما حتی آنها نیز اذعان دارند که برای حفظ کارایی، باید نرخ‌ها به دقت تنظیم شوند تا از ورود به منطقه کاهش بازدهی جلوگیری شود. اما منتقدان مالیات بر ارزش فروش نگران جنبه‌های توزیعی آن هستند. آنها اشاره می‌کنند که مالیات بر ارزش فروش می‌تواند “بازگشتی” باشد (یعنی بار بیشتری بر دوش افراد کم‌درآمد می‌گذارد، زیرا آنها بخش بزرگ‌تری از درآمد خود را مصرف می‌کنند).

از این رو تلاش برای تعدیل این نابرابری (مثلاً از طریق معافیت برخی کالاهای اساسی یا نرخ‌های کاهشی) می‌تواند پیچیدگی‌های زیادی ایجاد کند و واکنش‌های غیرخطی در درآمد مالیاتی و رفاه اجتماعی به همراه داشته باشد. اگر دولت بخواهد با معافیت‌های زیاد عدالت را برقرار کند، ممکن است پایه مالیاتی را آنقدر کوچک کند که درآمد مالیات بر ارزش فروش به شدت کاهش یابد، حتی با نرخ‌های بالا.

۵. مدل‌های اقتصادسنجی و شبیه‌سازی

اقتصاددانان مدرن برای درک رابطه غیرخطی مالیات بر ارزش فروش از مدل‌های پیچیده اقتصادسنجی و شبیه‌سازی (مانند مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر - CGE) استفاده می‌کنند. این مدل‌ها تلاش می‌کنند تا واکنش‌های متقابل بخش‌های مختلف اقتصاد (مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان، دولت) را به تغییرات مالیات بر ارزش فروش شبیه‌سازی کنند. اغلب این مدل‌ها نشان می‌دهند که تاثیر نهایی مالیات بر ارزش فروش بر متغیرهایی مانند تولید ناخالص داخلی، اشتغال، و درآمد مالیاتی، بسته به ساختار اقتصاد، کشش‌پذیری‌های مختلف و سطح اولیه مالیات، غیرخطی خواهد بود. آنها به سیاست‌گذاران کمک می‌کنند تا “نقطه عطف”^۱ را شناسایی کنند

^۱tipping point

که پس از آن، افزایش مالیات بر ارزش فروش به جای منافع، ضررهای بیشتری به همراه خواهد داشت (Makian et al., 1398)

بنابراین رابطه غیرخطی بین مالیات بر ارزش فروش و متغیرهای اقتصادی یک واقعیت پذیرفته شده در ادبیات اقتصادی است. این غیرخطی بودن ناشی از تعامل پیچیده عوامل متعددی است:

- رفتار عقلانی و غیرعقلانی عاملان اقتصادی (کشش پذیری ها، سوگیری های رفتاری)
- ساختار بازار و رقابت
- ملاحظات عدالت و توزیع مجدد
- محدودیت های فنی و اجرایی سیستم مالیاتی (فرار مالیاتی)

ب- تأثیر مالیات بر ارزش فروش بر متغیرهای اقتصادی از دیدگاه سیاستهای

مدیریت تقاضا

در توضیح این موضوع می توان اشاره داشت از سیاستهای پولی و مالی دولت، عموماً به عنوان «سیاستهای مدیریت تقاضا» یاد می شود. چون این سیاستها مدیریت و کنترل تقاضا را مورد بررسی قرار می دهند. عرضه کل اقتصاد و تولید کل یک جامعه تابعی از عوامل گوناگون است. به عنوان مثال، اگر عرضه نیروی کار بیشتر از تقاضای نیروی کار باشد، انتظار بر این است که تولید کل اقتصاد نیز بیشتر شود. از طرفی، عرضه نیروی کار تابعی از تصمیم خانوارها درباره انتخاب بین فراغت و کار کردن است که خانوارها برای این انتخاب به مالیات توجه دارند. بدین صورت که اگر مالیات به گونه ای وضع شود که خانوار را در جهت ترجیح فراغت بر کار بیشتر تحریک کند، انتظار می رود عرضه نیروی کار جامعه کاهش یابد و پیامد آن احتمالاً کاهش تولید در اقتصاد است. همچنین، تقاضای کل، مجموع مخارج نهایی مربوط به مصرف خصوصی، سرمایه گذاری خصوصی، هزینه های دولت و خالص صادرات است. حال هر مالیاتی که به نحوی، اجزای تقاضای کل را تحت تأثیر قرار دهد، دارای آثار اقتصادی در سطح کلان خواهد بود. مالیات بر

ارزش فروش بعنوان یک نوع مالیات غیرمستقیم بر مصرف که به طور مستقیم بر کل قیمت فروش نهایی کالاها و خدمات به مصرف کننده نهایی اعمال می شود. این مالیات معمولاً فقط در مرحله آخر از زنجیره توزیع (یعنی هنگام فروش به مصرف کننده) جمع آوری و پرداخت می شود (Pezhoyan, 1399)

در همین زمینه مالیات بر ارزش فروش یکی از انواع مالیاتهای است که درآمد قابل تصرف جامعه و مصرف کنندگان را کاهش می دهد و می تواند باعث کاهش مخارج مصرفی شود. عبارت دیگر ساختار مالیاتی در انگیزه های افراد برای مصرف و پس انداز تاثیر می گذارد. با افزایش نرخ مالیات بر درآمد (t_y) مقدار درآمد قابل تصرف کاهش می یابد که در نتیجه آن مقدار پس انداز و مصرف کاهش می یابد. در حالیکه با افزایش نرخ مالیاتی بر مصرف (t_c) بدلیل اینکه هزینه مصرف کالاها افزایش می یابد میزان مصرف کاهش یافته و در نتیجه پس انداز افزایش می یابد که به تبع آن افزایش سرمایه گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. روابط فوق را می توان به صورت زیر نشان داد:

(۱)

$$Y(1 - t_y) = C(1 - t_c) + S$$

روابط بین پس انداز، سرمایه گذاری و رشد اقتصادی یکی از هدفهای اصلی در اصلاحات مالیاتی است که توصیه به کاهش مالیات بر درآمد و افزایش مالیات بر مصرف به منظور افزایش فعالیتهای اقتصادی از طریق افزایش پس انداز دارد. در یک مدل نئوکلاسیک با مصرف در دو زمان و بازار رقابتی، درآمد حال (Y_1) برابر است با مجموع مصرف حال (C_1) و پس انداز حال ($Y_1 = C_1 + S$) در حالیکه مصرف آینده حاصل درآمد آینده و پس انداز دوره قبل و نرخ بهره می باشد ($C_2 = Y_2 + S(1 + r)$). بنابراین میتوان گفت مصرف کل عمر برابر است با درآمد کل عمر یعنی:

(2)

$$C_1 + C_2 / 1 + r = Y_1 + Y_2 / 1 + r$$

با اعمال مالیات بر ارزش افزوده با نرخ (t_c) ، قیمت مصرف از یک به $(1 + t_c)$ تغییر می کند و داریم:

(3)

$$(1 + t_c) C_1 + (1 + t_c) C_2 / 1 + r = Y_1 + Y_2 / 1 + r$$

با این مدل ساده مشخص می گردد که یک تغییر سیستم مالیاتی به سمت مالیات بر مصرف منجر به کاهش مصرف حال و افزایش پس انداز می گردد. همچنین افزایش نرخ بهره باعث یک اثر جانشینی پس انداز نسبت به مصرف می گردد (سویک ۱، ۲۰۱۵: ۸۷). بنابراین با برآیندی از اثرات درآمدی و جانشینی مواجه خواهیم بود. در این راستا نحوه اثرگذاری سیاست های مالی از جمله مالیات بر میزان عرضه کل اقتصاد، به نتیجه برآیند این دو اثر (جانشینی و درآمدی) بستگی پیدا خواهد کرد.

از نقطه نظری دیگر و بر اساس تجزیه و تحلیل دوران رونق و رکود اقتصاد نیز می توان بسیاری از استدلالها را برای توجیه کارایی سیاست مالی با توجه به وضعیت ثبات اقتصادی در نظر گرفت. برای برخی، سیاستهای اقتصادی انبساطی می تواند تأثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. در حالی که برای دیگران، اقتصاد همیشه در یک وضعیت متعادل است و بنابراین سیاست مالی تأثیری نخواهد داشت و حتی می تواند برای اقتصاد نیز مضر باشد. با این حال، این دو اثر می توانند در

اقتصاد همگام باشند و لذا بر همین اساس رفتار غیرخطی سیاست مالی در رشد اقتصادی را ارائه می دهند (عبدالنور و تونسسی، ۱، ۲۰۱۵). بررسی مطالعات نظری و تجربی نیز بیانگر این است که اثربخشی سیاست مالی در این شرایط را نمی توان بدون در نظر گرفتن خصوصیات کلیدی فضای کلان اقتصادی حاکم بر اقتصاد کشور مطالعه نمود، بر این اساس ضعف مدل های خطی در بررسی اثرات سیاست های مالی نمود پیدا می کند (Khodaei et al., 1397). به این معنی که اثر سیاست مالی ممکن است بسته به شرایط اقتصادی کلان متفاوت باشد به طوریکه این اثرات را می توان در تجزیه و تحلیل سیاست های غیرخطی تحت پوشش قرار داد. در هر صورت ادبیات در حال رشد، هم از لحاظ نظری و هم تجربی، به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا ضریب فزاینده به طور طبیعی غیرخطی است یا خیر؟ (بیولسی، ۲، ۲۰۱۷) و آیا اثر سیاست مالی ممکن است بسته به شرایط اقتصادی کلان متفاوت باشد؟ این اثرات را می توان در تجزیه و تحلیل سیاست های مالی غیرخطی تحت پوشش قرار داد. افزایش توان محاسباتی نرم افزارهای رایانه ای جدید باعث ظهور مدل های جدیدی شده است که تخمین های دقیقتری را در مقاطع زمانی مختلف ارائه می دهند (کوپ و کوریبیلیس، ۳، ۲۰۱۱).

ج- دلایل موجود در خصوص چرایی غیرخطی بودن رابطه سیاست مالیاتی با تولید دلایل مختلفی وجود دارد که چرا واکنش به محرک های مالی می تواند غیر خطی باشد. با نگاهی به سمت عرضه اقتصاد، میتوان دوره هایی از شکاف تولید مثبت و منفی را تشخیص داد. بحث اثرات جبرانی (اثر ازدحامی)^۴ سنتی، بیان می کند اینکه هزینه های دولت جایگزین هزینه های بخش خصوصی می شود، معمولاً در مواقع شکاف مثبت در تولید کاربرد دارد اما در مواردی که تولید پایین تر از تولید بالقوه باشد و ظرفیت های بیش از حد در اقتصاد موجود باشد، این اثر

^۱ Abdenour and Tounsi (2015)

^۲ Biolsi (2017)

^۳ Koop and Korobilis (2011)

^۴ Crowding Out

کمتر است. چرا که این امر به سیاست مالی فرصت می دهد تا عوامل استفاده نشده تولید را فعال کند (باوم و کوستر^۱، ۲۰۱۱). تحلیل هایی برای تجزیه و تحلیل تأثیر غیر خطی سیاست مالی در طرف تقاضا نیز می توان مطرح نمود. به عنوان مثال، درازن^۲ (۱۹۹۰) استدلال می کند که اثرات سیاستهای مالی بستگی به اندازه و پایداری تکانه مالی دارد، زیرا هر دو بر حسب سیاست مالی که در آینده انتظار می رود اثر علامت دهی را تحت تأثیر قرار می دهند. علاوه بر این، در زمان شکاف های منفی بالا و بیکاری زیاد افراد و بنگاه ها، آنها با محدودیت های اعتباری سخت تری روبرو هستند، زیرا بانک ها خطوط اعتباری را حذف یا حق بیمه ریسک نرخ بهره وام را افزایش می دهند. وام گیرندگان با اعتبار محدود، تمایل دارند که هزینه های قابل ملاحظه ای را در پاسخ به حتی تغییر معادل در درآمد قابل تصرف، تعدیل کنند، لذا به قوت می توان در خصوص این استدلال نمود که سیاست مالی می تواند بر درآمد قابل تصرف و بنابراین، مصرف - بویژه در خانوارهای با اعتبار محدود - با کاهش مالیات و یا با افزایش پرداخت های انتقالی به مصرف کنندگان و بنگاه های اقتصادی که به شدت محدود شده اند، تأثیر بگذارد Baum and Koester, (2011) به هر حال اثرات غیر خطی سیاست مالی در اقتصادهای مختلف، ممکن است به دلایل متفاوتی رخ دهد. (Samadi and Oji Mehr, 1393) در پژوهشی، تلاش نموده اند تا این عوامل در سه دسته کلی بررسی شود؛ عوامل طرف تقاضا، عوامل طرف عرضه و درآمد نفت در کشورهای صادرکننده نفت. عوامل طرف تقاضا از طریق دو کانال اثر ثروت و انتظارات؛ عوامل طرف عرضه از طریق بازار کار و درآمد نفتی از طریق پس انداز احتیاطی، هزینه تعدیل و توزیع بین نسلی نفت، باعث ایجاد اثرات غیر خطی سیاست مالی می شوند.

بر این مبنا در این پژوهش جهت پاسخگویی به یکی از سوالهای اساسی تحقیق که آیا تأثیر مالیات بر ارزش فروش و همچنین مالیات های غیرمستقیم و عوارض پرداختی توسط کارگاه های

^۱Baum and Koester (2011)

^۲Drazen (1990)

صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر بر تصمیمات سرمایه گذاری این کارگاه ها، آزمون غیرخطی بودن مدل را انجام می دهیم. آزمونهای آماری که مدلهای رژیم را به عنوان جایگزین مدلهای خطی می گیرند، تحت تأثیر مسئله عدم شناسایی ناشی از وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر می باشند. در این حالت مدل غیر خطی حاوی پارامترهایی است که تحت برقراری فرضیه صفر مقید نمی شوند هرچند که در مدل خطی وجود ندارند. در مدل STAR این پارامترهای مزاحم عبارتند از γ و C پارامتر سرعت انتقال و c نشان دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می باشد). پیامد وجود چنین پارامترهای مزاحمی آن است که توزیع مجانبی متعارف قابل کاربرد نیست (هانسن^۱، ۱۹۹۶). به منظور غلبه بر مسئله وجود پارامترهای مزاحم، ترسویرتا^۲ (۱۹۹۴) بسط تیلور رابطه $\gamma = 0$ برای سه یا چهار جمله اول آن بدست آورده و پس از جایگزین کردن تقریب تیلور G در رابطه زیر بدست می آید:

(4)

$$y_t = \beta_0 Z_t + \sum_{j=1}^4 \beta_j x \tilde{Z}_t S_t^j + \varepsilon_t^*$$

فرضیه خطی بودن مدل را می توان با استفاده از برقراری فرضیه $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$ آزمون و بررسی کرد. همانطور که در قسمت روش تحقیق این پژوهش اشاره گردیده است، فرضیه خطی بودن مدل رد و بر این مبنا می توان رابطه غیرخطی میان متغیرهای موردنظر در این مطالعه در نظر گرفت.

Hansen (1996)^۱
Terasvirta (1994)^۲

مروری بر مطالعات

بنزارتی^۱ و همکاران (2024) در مقاله ای با استفاده از داده‌های مالیاتی بنگاه‌های فرانسه، تأثیرات تولیدی مالیات بر ارزش افزوده (VAT) را بررسی کردند. در این راستا با بهره‌گیری از یک طرح تجربی بر مبنای تغییرات نرخ VAT در سال‌های 2014 و 2017، نشان داده شد که افزایش نرخ VAT منجر به کاهش قابل توجه ارزش افزوده بنگاه‌ها شده است. به‌طور خاص، یک درصد افزایش در نرخ VAT باعث کاهش ۵ درصدی ارزش افزوده و ۳ درصدی اشتغال در بنگاه‌های تحت تأثیر گردیده است. همچنین شواهدی مبنی بر انتقال بار مالیاتی به مصرف‌کنندگان از طریق افزایش قیمت‌های خروجی و کاهش سودآوری بنگاه‌ها در کوتاه‌مدت یافت شد. در انتها نتایج نشان داد که طراحی ناکارآمد VAT می‌تواند کارایی تولید را مختل کرده و بر رقابت‌پذیری بنگاه‌ها تأثیر منفی بگذارد.

آگراول^۲ و همکاران (2023) در مقاله ای به دنبال پاسخ به این پرسش است: آیا افزایش مالیات بر فروش در سطح ایالات متحده آمریکا، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را کاهش می‌دهد؟ در این راستا با استفاده از داده‌های پنل برای دوره زمانی 1992 الی 2017 و بهره‌گیری از رگرسیون مرزی به مقایسه ایالات هم‌مرز در نحوه اثرگذاری افزایش مالیات بر فروش بر میزان سرمایه‌گذاری بنگاه‌های کوچک و متوسط پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد افزایش یک درصدی در نرخ مالیات بر فروش، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را به میزان ۰.۸٪ کاهش می‌دهد و این اثر در صنایع سرمایه‌بر (مانند تولید) و بنگاه‌های کوچک (با محدودیت‌های مالی بیشتر) قوی‌تر است.

^۱ Benzarti et al (2024)

^۲ Agrawal et al (2023)

رومن^۱ و همکاران (2023) در مطالعه ای به بررسی و تجزیه و تحلیل رابطه بین مالیات های پرداخت شده توسط SME ها و عملکرد آنها پرداختند. دوره تجزیه و تحلیل شامل ۱۴ سال بین 2008 و 2021 و نمونه مورد تجزیه و تحلیل شامل ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا می باشد. برای آزمون این رابطه، از روش های داده های تابلویی استفاده شده و دو شاخص که عملکرد شرکت های کوچک و متوسط را به عنوان متغیرهای وابسته اندازه گیری می کنند و شاخص هایی که مالیات های پرداختی کسب و کارها را به عنوان متغیر مستقل اندازه گیری می کنند، در نظر گرفتیم. برای تحلیل عمیق تر، از خوشه های کشورها استفاده کردیم. نتایج اصلی نشان می دهد که مالیات هایی که شرکت های کوچک و متوسط باید پردازند به عنوان موانعی در مسیر بهبود عملکرد تلقی می شوند. علاوه بر این، رابطه بین مالیات و عملکرد SME ها به ویژگی های اقتصاد کشور بستگی دارد.

چن و زو^۲ (2023) در مقاله ای تحت عنوان « آیا یارانه های مستقیم یا مشوق های مالیاتی می تواند کارایی تحقیق و توسعه صنعت تولید در چین را بهبود بخشد؟ »، ۳۱ صنعت تولیدی در چین را طی سال های 2009 تا 2015 انتخاب و با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) مورد بررسی قرار دادند. روشی که این دو برای اینکار در نظر گرفتند، روش رگرسیون توبیت برای بررسی رابطه بین یارانه های مستقیم دولت و سیاست های مالیات ترجیحی و کارایی تحقیق و توسعه ساخت بوده است. نتایج آن ها نشان داد که با وجود این که راندمان کلی تحقیق و توسعه صنعت تولید چین پایین می باشد، اما به طور پیوسته در حال افزایش است و کارایی تحقیق و توسعه صنایع نوظهور به طور قابل توجهی بالاتر از صنایع سنتی بود. نتایج برآورد آنها بیانگر این موضوع است که مشوق های مالیاتی نقش ثابت و معنی داری در ارتقای کارایی تحقیق و توسعه در تولید ایفا کردند. یارانه های مستقیم تحت

Roman et al (2023)^۱

Zhen and Zhou (2023)^۲

تأثیر عواملی مانند ترجیح بلندمدت دولت و عدم تقارن اطلاعاتی، تأثیر معنی داری بر کارایی تحقیق و توسعه فعلی صنعت تولیدی نداشت و پس از دو سال تأخیر شروع به ایفای نقش مثبت می نمایند. بر اساس یافته‌های تحقیق فوق، این مقاله پیشنهاد می‌کند که نرخ‌های مالیات ترجیحی تصاعدی را می‌توان بر اساس رویکرد «پایه + افزایش» برای سیاست‌های ترجیحی مالیاتی طراحی کرد. در عین حال، باید نسبت‌های متفاوتی از کاهش مالیات برای بنگاه‌های با اندازه‌ها و سطوح مختلف نوآوری تعیین شود و تمرکز بر شرکت‌های کوچک و متوسط و صنایع نوظهور باشد. در زمینه یارانه‌های تأمین مالی مستقیم، دولت نه تنها باید حمایت از تحقیقات پایه را افزایش دهد، بلکه باید به بنگاه‌هایی که مشوق‌های مالیاتی برای تحقیق و توسعه دریافت می‌کنند، ترجیح دهد تا اثر مکمل دو نوع سیاست یارانه‌ای افزایش یابد.

جودی^۱ و همکاران (2022) در مطالعه‌ای شیوه‌های مالیاتی و بقای شرکت‌های کوچک و متوسط (SMEs) در کشور نیجریه را با تمرکز بر این موضوع بررسی کردند که آیا تعهدات پرداختی چندگانه بر SME ها تأثیرات قابل توجهی بر سودآوری، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و جریان‌های نقدی آن‌ها دارد یا خیر. این مطالعه برای آزمون فرضیه‌ها از آزمون کای اسکور و تحلیل رگرسیون استفاده نموده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل خنثی دو و رگرسیون نشان داد که شیوه‌های مالیاتی به طور قابل توجهی بر سودآوری و تصمیمات سرمایه‌گذاری SMEs تأثیر می‌گذارد. با این حال، بر روی تأثیر مالیات بر جریان نقدی شرکت‌های کوچک و متوسط، آزمون کای دو اثر غیر معنی‌دار مالیات بر جریان نقدی را نشان داد.

مینه‌آ و همکاران (2021) در پژوهشی ارتباطات سیاسی، حمایت دولت و پرداخت مالیات SME را با استفاده از رگرسیون اثر ثابت برای مجموعه داده‌های پانل از سال 2009 تا 2015

^۱ Joudei et al (2022)

^۲ Myne et al (2021)

در کشور ویتنام مورد بررسی قرار دادند. یافته ها نشان داد در حالی که پیوندهای آماری مثبت بین حمایت دولتی و پرداخت مالیات تنها در صدک های بالا مشاهده شده است، شرکت های کوچک و متوسط خصوصی با مدیران مرتبط سیاسی نسبت به شرکت های کوچک و متوسط بدون چنین مدیرانی در همه صدک ها مالیات کمتری پرداخت می کنند. نتایج حاکی از آن است که سیاستگذاران نیاز به افزایش اقدامات مؤثر برای کاهش اثرات نامطلوب ارتباطات سیاسی بر درآمد دولت دارند.

(Hosseini and Karimi, 1403) در پژوهشی به تحلیل تأثیر مالیات بر ارزش افزوده (VAT) بر بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) در صنایع تولیدی ایران پرداختند. داده‌های مورد استفاده شامل ۲۲۰ بنگاه تولیدی فعال در ۱۰ بخش صنعتی (شامل خودرو، مواد غذایی، پوشاک، شیمیایی و فلزی) در بازه زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۱ است. با به کارگیری مدل پانل دینامیک و روش گشتاورهای تعمیم یافته، نتایج حاکی از آن است که مالیات بر ارزش افزوده تأثیر منفی و معناداری بر بهره‌وری بنگاه‌ها دارد. عبارت دقیق تر یک درصد افزایش در نرخ مالیات بر ارزش افزوده، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) را به‌طور متوسط ۸٪ کاهش می‌دهد. این اثر در صنایع با زنجیره تأمین پیچیده (مانند خودرو و الکترونیک) و بنگاه‌های با شدت سرمایه‌گذاری بالا شدیدتر است. همچنین، کاهش انگیزه نوآوری و محدودیت منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در فناوری، از کانال‌های واسطه تأثیرگذاری VAT بر بهره‌وری هستند. نتایج نشان می‌دهد اصلاح ساختار VAT (به‌ویژه تسهیل استرداد مالیات ورودی) می‌تواند اثرات منفی را تا ۴۰٪ کاهش دهد.

(Seyed Razavi, 1402) در پژوهشی با هدف سنجش تأثیر مالیات بر ارزش افزوده (VAT) بر شاخص‌های عملکرد مالی بنگاه‌های صنعتی ایران، داده‌های مربوط به ۱۸۰ بنگاه صنعتی فعال در بخش‌های تولیدی (شامل صنایع غذایی، نساجی، فلزی و شیمیایی) در بازه

زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ را بررسی نمود. در این راستا با استفاده از مدل رگرسیون پنل داده‌های تابلویی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، نتایج نشان می‌دهد که افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده تأثیر منفی و معناداری بر سودآوری، نقدینگی و سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دارد. به‌طور خاص: یک درصد افزایش در نرخ VAT، سود عملیاتی بنگاه‌ها را به‌طور متوسط ۱۸٪ کاهش می‌دهد. همچنین نسبت جاری به‌عنوان شاخص نقدینگی، ۰۷٪ کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده فشار بر جریان‌های نقدی است. و در نهایت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت (ماشین‌آلات و تجهیزات) به‌دلیل کاهش سود انباشته و افزایش هزینه‌های تأمین مالی، ۲۳٪ کاهش می‌یابد. این اثرات در بنگاه‌های کوچک و متوسط و صنایع انرژی‌بر (مانند فولاد و سیمان) شدیدتر است. همچنین، شواهد حاکی از انتقال بار مالیاتی به مصرف‌کنندگان از طریق افزایش قیمت‌های فروش است که تقاضا را کاهش داده و عملکرد مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج تأکید می‌کند که سیاست‌های جبرانی (مانند معافیت‌های هدفمند برای ورودی‌های تولید) برای کاهش اثرات منفی VAT بر صنعت ضروری است.

(Shahnoush Forushani and Rajabzadeh, 1401) در مقاله‌ای به آسیب‌شناسی معافیت‌ها و مشوق‌های مالیاتی جمهوری اسلامی ایران با رویکرد مانع‌زدایی و پشتیبانی از تولید پرداختند. در این راستا، در گام اول با مطالعات تطبیقی مشوق‌های مالیاتی ایران و کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه سریع اقتصادی پرداخته و در گام بعدی با استفاده از پرسشنامه، میزان موافقت خبرگان را در راستای تغییر و حذف برخی قوانین موجود و اجرای برخی قوانین جدید با توجه به مطالعات تطبیقی به روش تکنیک دلفی فازی سنجیده شده است. نتایج پژوهش نشان داد تغییر معافیت‌های مالیاتی درآمد فعالیت‌های تولیدی و معدنی به مشوق مالیاتی، حذف معافیت مالیاتی خدمات معاملات و تسویه اوراق بهادار و کالا در بورس‌ها و بازارهای خارج از بورس و املاک مسکونی و همچنین اجرای اعتبارات و مشوق

های مالیاتی صندوق سرمایه گذاری املاک و مستغلات و اعتبار مالیات خارجی بیشترین میزان موافقت خبرگان را به همراه داشته است.

(Hassanpour Amini et al., 1400) در پژوهشی با عنوان «طراحی مدل سیاست های مالیاتی مشوق کارآفرینی مولد در ایران»، به دنبال یافتن مدل سیاستگذاری مالیاتی مشوق کارآفرینی می باشند تا ضمن حفظ درآمد مالیاتی، کمترین آسیب به فعالیت های کارآفرینانه وارد شود. تحقیق مذکور از نوع کیفی بوده و ابزار جمع آوری داده های تحقیق، مصاحبه با مدیران شرکت های دانش بنیان، مدیران سازمان امور مالیاتی و وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی به عنوان ذینفع می باشد. با توجه به کدگذاری های باز و محوری از مصاحبه های صورت گرفته، برای سیاستگذاران مالیاتی مدلی مشوق کارآفرینی مولد استخراج شده است که این مدل شامل ۸ بعد تعریف کارآفرین، آموزش، عدالت، اعتماد، اصلاحات قانونی، اصلاحات اجرایی، بهبود فرایند حسابرسی، سلامت اداری می باشد.

(Mousavi Jahromi et al., 1395) در تحقیقی به ارزیابی تاثیر معافتهای مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ (قانون مالیات های مستقیم) بر سرمایه گذاری و ورود شرکت ها به شهرستان های کمتر توسعه یافته کشور برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ پرداختند. روش استفاده شده در این مطالعه روش گروه کنترل ترکیبی (SCM) می باشد. در این روش به منظور محاسبه نتایج در حالت عدم بهره مندی شهرستان های درمان از معافیت های مالیاتی مذکور، از ترکیب وزنی نتایج شهرستان کنترل (شهرستان هایی غیرمشمول معافیت های مالیاتی مدنظر) استفاده می شود. وزن های بهینه به طور سیستماتیک و از یک فرایند بهینه یابی حاصل می شوند. نتایج این مطالعه حکایت از این دارد که معافیت های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ تاثیری بر ورود شرکت ها و سرمایه گذاری در شهرستان های کمتر توسعه یافته کشور نداشته اند.

روش تحقیق و مدلسازی

جامعه آماری در نظر گرفته شده برای این مطالعه کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر فعال در شهرک های صنعتی استان های کشور می باشد. محدوده زمانی در نظر گرفته شده برای این تحقیق سال های ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ شمسی می باشد. همچنین جهت بررسی سوالات این تحقیق مدلی که برای آزمون در نظر گرفته شده است، به صورت زیر می باشد.

(۵)

$$\log(va_{it}) = \mu_i + \log(prt_{it}) + \log(tax_{it}) + \log(pn_{it}) + \log(k_{it})$$

که در آن $\log(va_{it})$ لگاریتم ارزش افزوده فعالیت صنعتی i ام در سال t ، $\log(prt_{it})$ لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات فعالیت صنعتی i ام در سال t ، $\log(tax_{it})$ لگاریتم عوارض و مالیات غیرمستقیم فعالیت صنعتی i ام در سال t ، $\log(pn_{it})$ لگاریتم سرانه تولید کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط فعالیت صنعتی i ام در سال t و $\log(k_{it})$ لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت فعالیت صنعتی i ام در سال t می باشد. متغیر لگاریتم ارزش افزوده نشان دهنده نحوه عملکرد تولیدی کارگاه های صنعتی موردنظر در این تحقیق بوده که بر مبنای اطلاعات حاصل از نتایج طرح آمارگیری از کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور در سال های مختلف گردآوری شده است. جهت آزمون فرضیه رابطه میان متغیرهای مالیات با ارزش افزوده فعالیت های صنعتی، در این تحقیق از دو متغیر مجزای لگاریتم مالیات بر ارزش فروش و لگاریتم عوارض و مالیات غیرمستقیم استفاده شده است که بر اساس آن بتوان ضرایب دقیق تر و تفکیک شده ای از نحوه اثرگذاری انواع مالیات ها بر میزان ارزش افزوده کارگاه های صنعتی مورد مطالعه کسب و تبیین نمود. همچنین با توجه به اینکه در ادبیات اقتصادی و در مدل هایی که متغیر تولید و ارزش افزوده بعنوان متغیر وابسته در آن بکار می رود، متغیرهای مربوط به نیروی کار و موجودی سرمایه نیز حضور دارند، در این تحقیق از دو متغیر لگاریتم سرانه تولید و لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت کارگاه های صنعتی استفاده شده است.

بر اساس نتایج طرح آمارگیری از کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور در سال ۱۴۰۰، این نوع از کارگاه ها ارزش افزوده ای برابر با ۱۴۷۵۳۰۴۷ میلیارد ریال ایجاد کرده اند که نسبت به سال ۱۳۹۹، معادل ۶۸.۴ درصد افزایش نشان می دهد. از این رقم ۱۹۴۱۶۶۶ میلیارد ریال (با سهم ۱۳.۲ درصد) مربوط به کارگاه های ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن و ۱۲۸۱۱۳۸۱ میلیارد ریال (با سهم ۸۶.۸ درصد) مربوط به کارگاه های ۵۰ نفر کارکن و بیشتر است.

همچنین بر اساس آمار مذکور بیشترین ارزش افزوده ایجاد شده در کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر مربوط به فعالیت «تولید فلزات پایه» با ۳۱۸۹۶۲۴ میلیارد ریال و پس از آن فعالیت های «تولید مواد شیمیایی و فراورده های شیمیایی» و «تولید کک و فراورده های حاصل از پالایش نفت» به ترتیب با ۳۰۸۵۳۸۲ و ۱۴۴۹۰۰۰ میلیارد ریال بوده است.

نحوه پرداخت مالیات بر فروش بر حسب نوع فعالیت در کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر نشان دهنده این مطلب است که در سال ۱۴۰۰ از میان ۳۳ فعالیت صنعتی مورد ملاحظه در خصوص کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، بالاترین میزان مالیات بر فروش به ترتیب به سه فعالیت «تولید کک و فراورده های حاصل از پالایش نفت»، «تولید فلزات پایه» و «تولید مواد شیمیایی و فراورده های شیمیایی» اختصاص داشته است.

نحوه پرداخت مالیات های غیرمستقیم (که به طور مستقیم از درآمد یا دارایی اشخاص دریافت نمی شوند، بلکه بر کالاها و خدمات وضع می شوند و در نهایت توسط مصرف کننده نهایی پرداخت می گردند) و عوارض (عوارض گمرکی یا عوارض خاصی که بر کالاها و خدمات اعمال می شود و هدفمندتر از مالیات های عمومی تر (مثل مالیات بر ارزش افزوده) هستند) بر حسب نوع فعالیت در کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر نشان دهنده این مطلب است که در سال ۱۴۰۰ از میان ۳۳ فعالیت صنعتی مورد ملاحظه در خصوص کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، بالاترین میزان مالیات های غیرمستقیم و عوارض به ترتیب به سه فعالیت «تولید مواد شیمیایی و فراورده های شیمیایی»، «تولید فلزات پایه» و «تولید تجهیزات برقی» اختصاص داشته است.

همچنین با توجه به توضیحاتی که در خصوص رابطه میان متغیرهای مالیاتی و ارزش افزوده در قسمت های ابتدایی این پژوهش صورت گرفت و احتمال پیچیده بودن رابطه این دو متغیر و همچنین غیرخطی بودن آن وجود دارد، لذا مدلی که جهت آزمون فرضیات در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است، مدل رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR1) می باشد. در اینگونه مدل ها لزوماً همه فرایندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نیستند و تغییرات در پارامترها می تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل ها، انتقالات بین رژیم های مختلف توسط تابع لاجستیک^۲ یا تابع نمایی^۳ تبیین می شود. عبارت دیگر با استفاده از مدل مذکور می توان تعیین نمود که آیا رابطه میان متغیرهای مالیات بر ارزش و عوارض و مالیات های غیرمستقیم اخذ شده از کارگاه های صنعتی در محدوده زمانی موردنظر این تحقیق با متغیر ارزش افزوده تولیدی این کارگاه ها از نوع خطی است یا غیرخطی؟ و اگر این رابطه غیرخطی می باشد، از چند رژیم بهره گرفته است و تحت چه شرایطی این رابطه شکل گرفته است.

بر این اساس و به پیروی از تراسورتا^۴ (2004) و چکریتا وستفال و رادره (2012)

الگوی STR به صورت زیر است:

(۶)

$$LIN_t = \phi \omega_t + (\theta \omega_t). G(\gamma, c, s_t) + u_t$$

که در آن LIN لگاریتم طبیعی متغیر وابسته، ω_t برداری از متغیرهای مستقل و مقادیر وقفه دار آن به انضمام مقادیر باوقفه LIN_{pc} است.

$$\hat{\phi} = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)' \text{ بردار ضرایب بخش خطی و } \hat{\theta} = (\theta_1, \theta, \dots, \theta_p)' \text{ بردار}$$

ضرایب قسمت غیرخطی است. u_t جزء اخلاص است که فرض می شود شرط $u_t =$

¹ Smooth Transition Regression

^۲ Logistic Function

^۳ Exponential Function

^۴ Terasvirta (2004)

^۵ Checherita-Westphal and Rother (2012)

$iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد، به فرم زیر است و تابع انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد (هازمر و لمشو و ۱، ۲۰۰۰: ۵۹).

(۷)

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\right\})^{-1}, \quad \gamma > 0$$

در این تابع، s نشان گر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر K نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. در این مطالعه متغیر مالیات بر ارزش به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. در واقع در این مطالعه انتظار بر این است که این متغیر عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد. بدین معنا که در سطوح مختلفی از این متغیر، مالیات بر ارزش تأثیرات متفاوت و احتمالاً نامتقارن بر ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر داشته باشد. با توجه به اینکه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان کرده‌اند که تابع انتقال به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای ($m = 1, m = 2$) است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض $m = 1$ یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی نهایت، در صورتیکه $q_{it} > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک دارد ($F = 1$) و در صورتیکه $q_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد ($F = 0$). با فرض $m = 2$ در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است.

and Lemeshow . Hosmer^۱

بدین معنی که برای مقادیر بزرگتر و کوچکتر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک دارد ($F = 1$) و در غیر اینصورت مقدار عددی صفر دارد ($F = 0$). شایان ذکر است که در صورت میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان رژیم به سمت صفر، مدل PSTR به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد (Razazadeh et al., 1395). با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته میان دو حالت حدی $F = 0$ و $F = 1$ تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی به صورت زیر تصریح می‌گردند:

(۸)

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 x_{it} + u_{it} & F = 0 \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1) x_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases}$$

همانطور که قبلاً اشاره شد، یکی دیگر از ویژگی‌های برجسته مدل PSTR برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی به صورت متفاوت برای مقاطع مختلف و متغیر در طول زمان است که این ویژگی مشکل ناهمگنی متعارف در داده‌های تابلویی را به طور کامل مرتفع می‌کند. برای این منظور (Kolitaz and Harolin, 2006) برای محاسبه ضرایب مختص هر مقطع و متغیر در طول زمان دو حالت را معرفی کرده‌است.

حالت اول: متغیر انتقال به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده باشد که در این تحقیق نیز از این حالت استفاده شده است:

(۹)

$$e_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c) + [\beta_1 \ln x_{it}] \frac{\partial F(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln x_{it}}$$

حالت دوم: متغیر انتقال به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل لحاظ نشده باشد:

(۱۰)

$$e_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c)$$

در نهایت شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۱۱)

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_j x_{it}] F_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از پیش تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر درست‌نمایی (ML) است، برآورد خواهد شد (ون دیک، ۱۹۹۹).

نتایج مدل

قبل از تخمین مدل PSTR ویژگی مانایی متغیرها بر مبنای آزمون ریشه واحد تابلویی لوین، لین و چو (۱۹۹۲)، برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن نتایج نامطمئن بررسی شده‌است. وقفه‌های بهینه در این آزمون با معیار شوارتز^۳ تعیین شده‌است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. قبل از برآورد مدل، نتایج آزمون یادشده برای تمام متغیرها در جدول زیر ارائه گردیده است:

Van Dijk(1999)^۱

Levin, Lin & Chu (1992)^۲

Schwartz^۳

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل تحقیق

متغیرهای مدل	سطح	
	آماره LLC	میزان احتمال
لگاریتم ارزش افزده (Lva)	-6.080	0.000
لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات (Lprt)	-5.188	0.000
لگاریتم عوارض و مالیات غیرمستقیم (Ltax)	-6.767	0.000
لگاریتم سرانه تولید کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط (Lpn)	-6.025	0.000
لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت (Lk)	-6.369	0.000

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج آزمون مانایی تمامی متغیرهای مدنظر فعالیت های ۲۲ گانه صنعتی در این تحقیق در سطح مانا می باشند.

بر اساس مباحث مطرح شده در بخش روش شناسی، در مرحله اول فرضیه صفر خطی بودن مدل در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن متغیر مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. نتایج گزارش شده در جدول زیر برای فعالیت های ۲۲ گانه صنعتی نشان می دهد که تمامی آماره های ضریب لاگرانژ والد (LM)، ضریب لاگرانژ فیشر (LMF) و نسبت درست نمایی (LRT) برای یک و دو حد آستانه ای ($m=1$) و ($m=2$) از یک الگوی غیرخطی پیروی می کنند.

جدول ۳. آزمون های وجود رابطه غیرخطی در مدل تحقیق

	ضریب لاگرانژ والد (LM)	ضریب لاگرانژ فیشر (LMF)	نسبت درست نمایی (LRT)	ضریب لاگرانژ والد (LM)	ضریب لاگرانژ فیشر (LMF)	نسبت درست نمایی (LRT)
	$H_0: r = 0$			$H_1: r = 1$		
m=1	0.000	0.000	0.000	84.104	45.876	89.161
m=2	0.000	0.000	0.000	51.400	7.255	20.563

توجه: m بیانگر تعداد مکان های آستانه ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می باشند. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره درون پرانتز گزارش شده است.

منبع: نتایج محاسبات پژوهش و بر اساس نرم افزار استاتا

در گام بعدی تخمین باید در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه بین متغیرها، تعداد توابع انتقال برای تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می شود و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرایند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه یابد. اما در صورتیکه فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال برای بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می کند. همانطور که در جدول زیر مشخص است لحاظ نمودن یک تابع انتقال برای تصریح کامل رفتار غیرخطی متغیرها کفایت می کند.

جدول 4. آزمون های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در مدل تحقیق

	ضریب لاگرانژ والد (LM)	ضریب لاگرانژ فیشر (LMF)	نسبت درست نمایی (LRT)	ضریب لاگرانژ والد (LM)	ضریب لاگرانژ فیشر (LMF)	نسبت درست نمایی (LRT)
	$H_0: r = 1$			$H_1: r = 2$		
m=1	0.088	0.095	0.087	4.872	2.364	4.888
m=2	0.591	0.534	0.517	2.374	0.838	2.192

توجه: m بیانگر تعداد مکان های آستانه ای و ۲ بیانگر تعداد توابع انتقال می باشند. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره درون پرانتز گزارش شده است.

منبع: نتایج محاسبات پژوهش و بر اساس نرم افزار استاتا

پس از انتخاب یک تابع انتقال، باید تعداد حدهای آستانه ای یا مکان های تغییر رژیم مورد نیاز در تصریح الگوی بهینه PSTR انتخاب شوند. برای این منظور مدل PSTR با یک و دو حد آستانه ای برآورد شده و معیارهای شوارتز، آکائیک و مجموع مجذور باقیمانده ها برای هریک از دو مدل فوق در جدول زیر گزارش شده است (البته باید در نظر داشت زمانیکه یک تابع انتقال تعیین شد پس یک حد آستانه و دو رژیم وجود خواهد داشت، اما در این بخش سعی گردید با استفاده از آزمون این نتیجه حاصل گردد)

جدول ۵. انتخاب تعداد مکان‌های وقوع تغییر رژیم در مدل تحقیق

مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	
3.74	-4.17	-4.29	m=1
3.85	-4.17	-4.31	m=2

منبع: نتایج محاسبات پژوهش و بر اساس نرم افزار استاتا

بر اساس نتایج جدول فوق ملاحظه گردید از آنجایی که مدل PSTR با کمترین مقدار آماره های شوارتز، آکائیک و مجموع مجذور باقیمانده‌ها به عنوان مدل بهینه انتخاب خواهد شد، در مطالعه حاضر مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای انتخاب شده است.

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای به عنوان مدل بهینه، این مدل برای بررسی رابطه غیرخطی میان متغیر مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر و ارزش افزوده آن کارگاه ها در ۲۲ فعالیت صنعتی برآورد شده که نتایج حاصل از آن در جدول زیر گزارش شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR دو رژیمی نشان می دهد پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل $2/817$ برآورد شده است. همچنین حد آستانه ای متغیر مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر برای فعالیت های صنعتی موردنظر نیز مقدار $4/898$ واحد می باشد. به عبارت دیگر زمانی که مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی برابر با $4/898$ واحد می باشد، جهت یا شدت تأثیرگذاری این متغیر بر میزان لگاریتم ارزش افزوده این کارگاه ها تغییر می کند. به بیان دیگر، تغییر رژیم با سرعتی معادل $2/817$ اتفاق می افتد، لذا در صورتی که مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی از $4/898$ واحد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت

کمتر بودن آن از حد آستانه ای فوق، در رژیم اول قرار خواهد گرفت. از آنجا که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال (لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر) و پارامتر شیب تغییر می یابند و برای فعالیت های ۲۲ گانه صنعتی مختلف و در طول زمان یکسان نمی باشند، نمی توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول ۶ را مستقیماً تفسیر نمود و بهتر است علامت ها مورد تجزیه و تحلیل قرار بگیرند (Shahbazi and Saeedpour, 1392)

جدول ۶. برآورد مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه ای در مدل تحقیق

ردیف	متغیر	ضریب برآوردی	مقدار احتمال
۱	لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات (Lprt) در قسمت خطی مدل	0.883	0.000
۲	لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات (Lprt) در قسمت غیرخطی مدل	0.231	0.184
۳	لگاریتم عوارض و مالیات غیرمستقیم (Ltax) در قسمت خطی مدل	-0.021	0.580
۴	لگاریتم عوارض و مالیات غیرمستقیم (Ltax) در قسمت غیرخطی مدل	0.301	0.003
۵	لگاریتم سرانه تولید کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط (Lpn) در قسمت خطی مدل	0.171	0.001
۶	لگاریتم سرانه تولید کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط (Lpn) در قسمت غیرخطی مدل	-0.637	0.000
۷	لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت (Lk) در قسمت خطی مدل	-0.371	0.018
۸	لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت (Lk) در قسمت غیرخطی مدل	0.076	0.230
۹	مکان وقوع تغییر رژیم	$C = 4.898$	
۱۰	ضریب تعدیل (سرعت تعدیل)	$\gamma = 2.817$	

منبع: نتایج محاسبات پژوهش و بر اساس نرم افزار استاتا

نتایج تخمین مدل نشان دهنده آن است که پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۲/۸۱۷ می باشد. مکان وقوع تغییر رژیم نیز برابر ۴/۸۹۸ واحد می باشد. که نشان می دهد در صورتی که لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط از ۴/۸۹۸ واحد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. به منظور ارائه درک واضح تر نتایج بدست آمده، دو رژیم حدی موجود برای فعالیت های ۲۲ گانه صنعتی مورد بررسی قرار می گیرند:

الف- رژیم حدی اول متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط) کمتر از حد آستانه ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت رابطه زیر تصریح می گردد:

$$0/231 \log (prt_0) - 0/021 \log (tax_0) + 0/171 \log (pn_0) - \log (va_{it}) = \mu_i + 0/371 \log (k_0)$$

ب- رژیم حدی دوم متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی کوچک و متوسط) بزرگتر از حد آستانه ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت زیر تصریح می گردد:

$$0/883 \log (prt_0) + 0/301 \log (tax_0) - 0/637 \log (pn_0) + \log (va_{it}) = \mu_i + 0/076 \log (k_0)$$

خلاصه و نتیجه گیری

همانطور که در جدول فوق ملاحظه می گردد، متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، در رژیم اول تأثیر مثبت و معنادار بر لگاریتم ارزش افزوده فعالیت های صنعتی این کارگاه ها داشته اما در رژیم دوم دارای تأثیر غیر معناداری بر لگاریتم ارزش افزوده فعالیت های صنعتی این کارگاه ها می باشد. این نتیجه مهم حاکی از این امر است که بالاتر بودن میزان متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های مورد ملاحظه در این تحقیق از میزان حد آستانه خود (۴/۸۹۸ واحد) باعث بی معنی شدن و بی تأثیر شدن آن بر میزان لگاریتم ارزش افزوده فعالیت های صنعتی این کارگاه ها می گردد. همچنین نتایج محاسبات این تحقیق نشان داد در مدل مورد مطالعه متغیر لگاریتم تشکیل سرمایه کارگاه های صنعتی نیز همچون متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، رفتاری مشابه از خود نشان می دهد و با وجود اینکه در رژیم اول با ضریبی معادل ۰/۳۷۱ معنادار بوده و افزایش لگاریتم تشکیل سرمایه کارگاه های صنعتی باعث کاهش میزان لگاریتم ارزش افزوده فعالیت های صنعتی این کارگاه ها شده است. این تأثیرگذاری در رژیم دوم مورد نظر این تحقیق کاملاً بی معنی بوده که نشان دهنده این مطلب است که با تغییر رژیم معناداری تأثیرگذاری این متغیر نیز همچون متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، بی معنی گردیده است.

بر مبنای نتایج بدست آمده مشخص می گردد که بعد از اینکه مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر از ۴/۸۹۸ واحد فراتر برود، لگاریتم سرانه تولید کارگاه های صنعتی با یک تغییر رفتار گسترده و بسیار معنادار به جای اثرگذاری مثبت و معنادار بر میزان لگاریتم ارزش افزوده این کارگاه ها، به صورت منفی و معنادار عمل می کند. به عبارت دیگر در رژیم اول این مدل، ضریب برآوردی برای

متغیر لگاریتم سرانه تولید کارگاه های صنعتی به میزان ۰/۱۷۱ بوده که این ضریب برای رژیم دوم مدل به میزان ۰/۶۳۷- تغییر می نماید. به آن معنا که اگر مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه های صنعتی از ۴/۸۹۸ واحد فراتر برود، دیگر افزایش تلاش جهت وصول بیشتر مالیات های اعمال شده بر ارزش فروش محصولات تولیدی این کارگاه ها با کاهش سرانه تولیدی کارگاه ها مواجه خواهد شد که با توجه به سیاست های کلان اقتصادی و برنامه های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور و نیز سیاست های ابلاغی مقام معظم رهبری این امر می تواند موجب خسارت های جبران ناپذیری به ارکان تولیدی کشور و به تبع آن تضعیف هرچه بیشتر نظام تولیدی و اقتصادی کشور گردد. این امر به عنوان یکی از نتایج مهم این تحقیق و توصیه سیاستی به برنامه ریزان و سیاستگذاران مالیاتی کشور ارائه گردید.

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می دانند که از داوران ناشناس نشریه برای نظرات سازنده و باهدف بهبود و رونق بخشیدن به ارزش علمی پژوهش، قدردانی نمایند.

ORCID

Maryam kianighalehno  <http://orcid.org/0009-0005-1217-4803>

Mohsen Zayandehroody  <http://orcid.org/0009-0005-1217-4803>

منابع

1. پژوهان، جمشید (1399)، کتاب اقتصاد بخش عمومی (مالیات ها)، سال 1399، انتشارات جنگل
2. خدایی، مهدی؛ جعفری، محمد و فتاحی، شهرام (1397)، بررسی اثرات سیاستهای مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت-فضا، فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، شماره 8 (31)، صص 81-94.
3. حسن پور امینی، مطهره؛ داوری، علی؛ محمدزاده، امیر و امین خاکی، علیرضا (1400)، طراحی مدل سیاست های مالیاتی مشوق کارآفرینی مولد در ایران، مجله مدیریت توسعه و تحول، شماره 48، صص 127-136
4. حسینی، اکبر و کریمی، رضا (1403)، بررسی رابطه مالیات بر ارزش افزوده و بهره‌وری در صنایع تولیدی، مجله پژوهش های اقتصادی ایران، شماره (78)، بهار 1403، صص 14-21.
5. زروکی شهریار، ملاتبار فیروزجایی فاطمه، نصرنژاد نشلی سحر، نوروزی میترا. (1402)، تحلیلی نامتقارن از انصاف و پیچیدگی مالیاتی بر رفاه اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی. 31 (108): 201-250
6. ستایش، هدیه؛ معمارنژاد، عباس؛ هژبر کیانی، کامبیز و ترابی، تقی (1401)، بررسی اثر کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت در اقتصاد ایران، نشریه اقتصاد مالی، دوره 16، شماره 59، شهریور 1401، صفحه 221-252
7. سید رضوی، محمد احمدی (1402)، آثار مالیات بر ارزش افزوده بر عملکرد مالی بنگاه‌های صنعتی ایران، مجله تحقیقات مالیات، شماره (42)، پاییز 1402، صص 81-97.
8. شاهنوش فروشانی، محمدصابر و رجب زاده، محمدرضا (1401)، آسیب شناسی معافیت ها و مشوق های مالیاتی جمهوری اسلامی ایران با رویکرد حمایت از تولید، فصلنامه اقتصاد دفاع انجمن علمی اقتصاد دفاع ایران، سال ششم، شماره بیست و دوم، زمستان 1400، صص 111-132.

9. صداقت کالمرزی، هانیه و موسوی، میر حسین (1393). برآوردی از منحنی لافر در ایران: یک رویکرد غیرخطی، نشریه دانشگاه شیراز (IJES)، دوره 3، شماره 1، شماره پیاپی 1، اردیبهشت 1393، صص 43-59.
10. صمدی، علی حسین و اوجی مهر، سکینه (1391)، بررسی عوامل مؤثر بر رفتار موافق ادواری سیاست مالی با تأکید بر تلاطم قیمت نفت: مطالعه موردی ایران (1353-1386)، دو فصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران، شماره 9 (18)، صص 29-57.
11. گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، 1399.
12. مکیان، سید نظام الدین؛ توکلیان، حسین و نجفی فراشاه، سید محمد صالح (1398)، بررسی اثر شوک مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی و تورم در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، نشریه اقتصاد مالی، دوره 13، شماره 49، اسفند 1398، صص 1-46.
13. موریس آلتمن (1397)، کتاب اقتصاد رفتاری، ترجمه محسن رنانی و همکاران، انتشارات آوند دانش، بهمن ماه 1397.
14. موسوی جهرمی، یگانه؛ ایزدی، سید حسین؛ رضوی، محمدرضا و خداداد کاشی، فرهاد (1395)، ارزیابی تاثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده 132 (قانون مالیات‌های مستقیم) بر سرمایه گذاری و ورود شرکت‌ها به شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور، پژوهشنامه مالیات، شماره سی و دوم، مسلسل 80، زمستان 1395.
15. نادری، سعید و سلاطین، پروانه (1397). تاثیر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط. سیاست‌های راهبردی و کلان، 6(24)، صص 568-595.
16. نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور

References

1. Pejuyan, J. (2020). Public Sector Economics (Taxes). Jungle Publications.
2. Khodaei, M., Jafari, M., & Fattahi, Sh. (2018). Investigating the effects of fiscal policies on economic growth in Iran: State-space models. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 8(31), 81–94.
3. Hassanpour Amini, M., Davari, A., Mohammadzadeh, A., & Amin Khaki, A. (2021). Designing a model of tax policies encouraging productive entrepreneurship in Iran. *Journal of Development and Transformation Management*, 48, 127–136.
4. Hosseini, A., & Karimi, R. (2024). Investigating the relationship between value-added tax and productivity in manufacturing industries. *Iranian Economic Research Journal*, 78, 14–21.
5. Zerouki, Sh., Melatbar Firoozjaei, F., Nasrnazad Nashli, S., & Norouzi, M. (2023). An asymmetric analysis of tax fairness and complexity on economic welfare in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 31(108), 201–250.
6. Setayesh, H., Memarnezhad, A., Hojabr Kiani, K., & Torabi, T. (2022). Examining the impact of small and medium industrial workshops on the growth of value added in Iran's industrial sector. *Financial Economics Journal*, 16(59), 221–252.
7. Seyed Razavi, M. A. (2023). Effects of value-added tax on the financial performance of Iranian industrial firms. *Tax Research Journal*, 42, 81–97.
8. Shahnoush Foroushani, M. S., & Rajabzadeh, M. R. (2022). Pathology of tax exemptions and incentives in the Islamic Republic of Iran with an emphasis on production support. *Defense Economics Quarterly*, 6(22), 111–132.
9. Sedaghat Kalamarzi, H., & Mousavi, M. H. (2014). An estimation of the Laffer curve in Iran: A nonlinear approach. *International Journal of Economic Studies (IJES)*, University of Shiraz, 3(1), 43–59.

10. Samadi, A. H., & Oujimehr, S. (2012). Factors affecting pro-cyclical fiscal policy with emphasis on oil price volatility: The case of Iran (1974–2007). *Iranian Economic Studies*, 9(18), 29–57.
11. Islamic Parliament Research Center. (2020). Research Report. Islamic Parliament Research Center of Iran.
12. Makiyan, S. N., Tavakolian, H., & Najafi Farashah, S. M. S. (2020). Investigating the effect of direct tax shocks on GDP and inflation in Iran within a stochastic dynamic general equilibrium model. *Financial Economics Journal*, 13(49), 1–46.
13. Altman, M. (2018). *Behavioral Economics* (M. Ranani et al., Trans.). Avand Danesh Publications.
14. Mousavi Jahromi, Y., Izadi, S. H., Razavi, M. R., & Khodadad Kashi, F. (2016). Evaluating the impact of tax exemptions under Article 132 of the Direct Tax Act on investment and firm entry into less-developed regions of the country. *Tax Research Journal*, 32(80), Winter 2016.
15. Naderi, S., & Salatin, P. (2018). Impact of value-added tax on income distribution in selected middle-income countries. *Strategic and Macro Policies*, 6(24), 568–595.
16. Statistical Center of Iran. (n.d.). Survey results of industrial workshops with 10 or more employees.
17. Abdenour, R. and Tounsi, S. (2015). "Non-Linear Effects of Fiscal Policy on Economic Growth: Moroccan Case". MPRA Paper 69830, University Library of Munich, Germany, revised 2016, Munich Personal RePEc Archive(MPRA).
https://mpra.ub.uni-muenchen.de/69830/?utm_source=chatgpt.com
18. Acs, Zoltan J. & Audretsch, David B. (1988), *Innovation and Firm Size in Manufacturing*, *Technovation*, 7, 197-210.
[https://doi.org/10.1016/0166-4972\(88\)90022-6](https://doi.org/10.1016/0166-4972(88)90022-6)
19. Acs, Zoltan J. (1992), *Small Business Economics; a Global Perspective*, *Challenge*, 35.38-44.
<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/05775132.1992.11471626?>

[utm_source=chatgpt.com](#)

20. Agrawal, D. R. et al. (2023), The Effects of Sales Taxes on Business Investment: Evidence from U.S. State Borders, *Journal of Public Economics*, 23(1), 63–78.

[https://DOI: 10.1016/j.jpubeco.2023.104818](https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2023.104818)

21. Audretsch, D.B. and Keilbach, Max. (2004), Entrepreneurship Capital and Economic Performance, *Regional Studies*, 38 (8), 949-959.

<https://doi.org/10.1080/0034340042000280953>

22. Audretsch, D. B. (2007), Entrepreneurship Capital and Economic Growth, *Oxford Review of Economic Policy*, 23(1), 63–78.

<https://doi.org/10.1093/oxrep/grm003>

23. Baum, A. and Koester, G. B. (2011). "The Impact Of Fiscal Policy On Economic Activity Over The Business Cycle – Evidence From A Threshold VAR Analysis". Deutsche Bundesbank, Research Centre Series, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 03/2011

<https://www.bundesbank.de/resource/blob/703760/13b682ba004b5a01b1e31c52b99b2a08/mL/2011-03-07-dkp-03-data.pdf>

24. Benzarti, Y. et al. (2024), The Production Impact of Value-Added Tax: Firm-Level Evidence from France, *Quarterly Journal of Economics*, 7, 197-210.

25. Biolsi, C. (2017). "Nonlinear Effects of Fiscal Policy over the Business Cycle". *Journal of Economic Dynamics & Control* 78: 54- 87.

<https://doi.org/10.1016/j.jedc.2017.01.008>

26. Çevik, S. (2015) Domestic Saving and Tax Structure: Evidence from Turkey/ Yurtiçi Tasarruflar ve Vergi Yapısı: Türkiye Örneği. *Sosyoekonomi*, 87.

https://dergipark.org.tr/en/pub/sosyoekonomi/issue/21083/227013?utm_source

DOI: 10.17233/se.48977

27. Checherita, W. C. & P. Rother (2012), "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Area", *European Economic Review*, 56(7): 1392–1405.

DOI: 10.1016/j.eurocorev.2012.06.007

28. Cravo, Tulio A., Gourlay, Adrian & Becker, Bettina (2012), SMEs and Regional Economic Growth in Brazil, *Small Business Economics*, 38, 217-230.
<https://doi.org/10.1007/s11187-010-9261-z>
29. Drazen, A. (1991). "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? ". Comment in Blanchard O.J. and S. Fischer (eds.): *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press: Cambridge, MA., 1991.
<https://www.nber.org/books-and-chapters/nber-macroeconomics-annual-1991-volume-6>
 DOI 10.1086/maa.6.frontmatter
30. Griliches, Z. (1980), R&D and the Productivity Slowdown, *American Economic Review*, 70, 2, 343–348.
<https://doi.org/10.3386/w0434>
31. Hansen, B. E. (1996). "Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis". *Econometrica* 64: 413-430.
<https://doi.org/10.2307/2171789>
32. Hosmer, David W. ; Lemeshow, Stanley (2000). *Applied Logistic Regression* (2nd ed.). Wiley
<https://doi.org/10.1002/0471722146>
33. Jacobs, J. (1969), "The Economy of Cities", Vintage, New York.
34. Karadag, Hande. (2015), The Role and Challenges of Small and Medium-Sized Enterprises (SMEs) in Emerging Economies: An Analysis from Turkey, *Business and Management Studies*, 1(2), 179-188.
<https://doi.org/10.1111/bms.v1i2.1049>
35. Koop, G. & Korobilis, D. (2011). "Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging". Manuscript available at <http://personal.strath.ac.uk/gary.koop>
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2012.00704.x>
36. Mueller, Pamela. (2007), Exploiting Entrepreneurial Opportunities: The Impact of Entrepreneurship on Growth, *Small Business Economics*, 28, 355-362.
<https://doi.org/10.1007/s11187-006-9014-7>
37. Martinez-Vazquez, Jorge; Vulovic, Violeta; Liu, Yongzheng (2010).

"Direct versus Indirect Taxation: Trends, Theory and Economic Significance". International Center for Public Policy Working Paper Series. International Center for Public Policy, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University
<https://doi.org/10.4337/9780857933898.00009>

38.Silivestru, Daniela Rodica(2012), European SMEs and Economic Growth: A Firm Size Class Analysis,Economic Sciences 59 (2), 143-151.
<https://doi.org/10.2478/v10316-012-0038-1>

39.Terasvirta, T. (2004), "Smooth Transition Regression Modeling, in H.L"utkepohl and M. Kratzig (eds)", Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge, Vol. 17.
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511606885.007>

40.Thurik, Roy and Wennekers, Sander (2004), Points of View: Entrepreneurship, Small Business and Economic Growth,Journal of Small Business and Enterprise Development,11 (1), 140 – 149.
<https://doi.org/10.1108/14626000410519173>

41.Wennekers, S.& Thurik, R. (1999), Linking Entrepreneurship and Economic Growth,Small Business Economics, 13(1), 27–55.
<https://doi.org/10.1023/A:1008191119803>

42.Zhen. Liu and Zhou. Xijun (2023). Can Direct Subsidies or Tax Incentives Improve the R&D Efficiency of the Manufacturing Industry in China?. Processes 2023, 11, 181.
<https://doi.org/10.3390/pr11010181>

استناد به این مقاله: کیانی قلعه نو، مریم. زاینده رودی، محسن. رجبعلی رییس پور، علی. (۱۴۰۴). بررسی بین رابطه بین مالیات بر ارزش فروش محصولات و ارزش افزوده فعالیتهای صنعتی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه مالیات، سال (شماره)،

ص آغاز-ص پایان.



Journal of Tax research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

"An Examination of the Relationship Between Sales Value-Added Tax and the Value Added of Industrial Activities in the Iranian Economy"

Maryam Kianighalehno 

Phd student in economics,
Kerman Branch, Islamic Azad
University, kerman, iran

Mohsen Zayandehroody * 

Associate professor faculty of
economics, Kerman Branch, Islamic
Azad University, kerman, iran

Ali Rajabali Raeis Pour 

Associate professor faculty of
economics, Kerman Branch, Islamic
Azad University, kerman, iran

This study investigates the impact of sales value taxes and indirect duties on the investment and performance of industrial workshops with 10 or more employees during 2011–2021. Using a Smooth Transition Threshold Regression (STR) model, the findings reveal a nonlinear relationship between sales tax and output per capita. When the logarithm of the sales tax remains below the threshold level of 4.898, its effect on output is positive and significant; however, beyond this threshold, the effect becomes negative and significant. The results suggest that excessive tax pressure can reduce production performance and negatively affect the manufacturing sector and the broader economy

Keywords: Small and medium-sized enterprises, sales value tax, value added of industrial workshops with 10 employees and above, soft transition threshold regression model

* Corresponding Author: Zayandehroodi@iauk.ac.ir

How to Cite: Kianighalehno, M. Zayandehroody, M. Rajabali Raeis Pour, A (2025). An Examination of the Relationship Between Sales Value-Added Tax and the Value Added of Industrial Activities in the Iranian Economy. Journal of Tax research,

