



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, Islamic Azad University, Kerman, Iran.

Mohsen Zayandehroody



Associate Professor, Faculty of Economics, Islamic Azad University, Kerman, Iran.

Ali Rajabali Raeis Pour



Associate Professor, Faculty of Economics, 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.

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

* Corresponding Author: Mk93economics@gmail.com

How to Cite: Kianighalehno, M. Zayandehroody, M. and Rajabali Raeis Pour, A. (2026). 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*, 33(68), 171-211.

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.

$$\log(va_{it}) = \mu_i + \log(prt_{it}) + \log(tax_{it}) + \log(pn_{it}) + \log(k_{it}) \quad (1)$$

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:

$$LIN_t = \phi\omega_t + (\theta\omega_t) \cdot G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad (2)$$

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.

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

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.

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 x_{it} + u_{it} & F = 0 \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1)x_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases} \quad (4)$$

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.

$$e_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c) + [\beta_1 \ln X_{it}] \frac{\partial F(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln x_{it}} \quad (5)$$

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

$$e_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c) \quad (6)$$

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

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_j x_{it}] F_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (7)$$

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 1. 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)
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 2. 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 3. Test for Additional Nonlinearity

Threshold Level	LRT	LMF	LM	Hypothesis	p-values (LRT, LMF, LM)
m = 1	4.888	2.364	4.872	Ho: r = 1 vs H1: 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 4. 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 5. 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 $C=4.898$

Slope parameter $\gamma=2.817$

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.

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.



سازمان امور مالیاتی کشور

-- مجله علمی، پژوهشنامه مالیات --

شماره ۶۸، دوره ۳۳، زمستان ۱۴۰۴، ۲۱۱-۱۷۱

taxjournal.ir

DOI: 10.66224/taxjournal.34.68.171

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

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

مریم کیانی قلعه‌نو*

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

محسن زاینده‌رودی

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

علی رجبعلی رییس‌پور

چکیده

رشد فزاینده بنگاه‌های کوچک و متوسط و توجه ویژه سیاست‌گذاران به نقش آن‌ها در اقتصاد، بررسی دقیق مشکلات و رفع موانع پیش روی این بنگاه‌ها را به یکی از اولویت‌های نظام اقتصادی کشور تبدیل کرده است. با این حال، برخی ویژگی‌های نظام مالیاتی می‌تواند به‌طور نامتناسب بر عملکرد کارگاه‌های صنعتی اثر بگذارد. این پژوهش با هدف ارزیابی تأثیر مالیات بر ارزش فروش و نیز مالیات‌های غیر مستقیم و عوارض پرداختی کارگاه‌های صنعتی با ۱۰ نفر کارکن و بیشتر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ انجام شده است. برای تحلیل پرسش‌های تحقیق، از مدل رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد هنگامی که لگاریتم مالیات بر ارزش فروش از سطح ۴.۸۹۸ واحد فراتر می‌رود، اثر آن بر لگاریتم سرانه تولید از رابطه‌ای مثبت و معنادار به رابطه‌ای منفی و معنادار تغییر می‌کند. تداوم افزایش فشار مالیاتی در این سطح می‌تواند موجب کاهش تولید سرانه کارگاه‌ها و بروز پیامدهای نامطلوب برای بخش تولید و اقتصاد کشور شود.

کلید واژه‌ها: بنگاه‌های کوچک و متوسط، مالیات بر ارزش فروش، ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، مدل رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم.

طبقه‌بندی JEL: H25, C24, D22, L60

* نویسنده مسئول: Mk93economics@gmail.com

مقدمه

نحوه بکارگیری و اعمال سیاست‌های مالیاتی در قبال کارگاه‌های صنعتی از جمله موضوعات مهمی است که با توجه به نقش انکارناپذیر این کارگاه‌ها در تولید و عرضه محصولات صنعتی و پشتیبانی از فعالیت‌های گسترده اقتصادی، بسیار قابل توجه است. به نحوی که می‌بایست تمام ویژگی‌های مرتبط با این نوع از کارگاه‌ها (همچون قدرت اقتصادی محدود و طول عمر کوتاه) در هنگام ایجاد مولفه‌های سیاست مالیاتی در نظر گرفته شود. نگاهی به وضعیت کارگاه‌های صنعتی نشان می‌دهد برخی از عواملی که منجر به انحلال سریع آن‌ها پس از تاسیس می‌شود، مربوط به مالیات است؛ از جمله مالیات‌های متعدد و بار مالیاتی بسیار زیاد. این امر می‌تواند ناشی از ادراک نادرست سیاست‌گذاران از پتانسیل‌ها و رفتار اقتصادی کارگاه‌های صنعتی باشد. در نظر گرفتن کارگاه‌های صنعتی به عنوان بنگاه‌های بی‌اهمیت که تأثیری بر اقتصاد ندارند، موضوعی است که قابل توجه نیست. در حالی که پیاده‌سازی یک محیط نظارتی مطلوب برای انجام فعالیت‌های صنعتی و تولیدی و انعطاف‌پذیری در مالیات‌ها، به کارگاه‌های صنعتی امکان می‌دهد ظرفیت‌های تولیدی خود را به حداکثر برسانند. یکی از ملاحظات کلیدی برای بخش خصوصی در هنگام بررسی اینکه آیا تاسیس، جابجایی یا تمدید فعالیت‌های خود را بررسی می‌کند، سطح مالیات است، زیرا بار مالیاتی بالا و هزینه پیروی از مقررات مالیاتی مانع رشد بخش خصوصی می‌شود. شیوه‌های مالیاتی اساساً آن تعهدات پرداخت چندگانه‌ای هستند که توسط دولت بر عهده شرکت‌های کوچک و متوسط قرار می‌گیرد. اعمال مالیات/مالیات بر شرکت‌های کوچک و متوسط همراه با تأمین ناکافی زیرساخت‌های اجتماعی، تهدیدی را ایجاد می‌کند که ممکن است این مشاغل نتوانند از شرایط سخت اقتصادی جان سالم به در ببرند. البته نکته حائز اهمیت در بررسی این موضوع این است 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 غیر خطی افراد به تغییرات نرخ است (Zerouki et al., 2023: 221). بر این اساس سوال اصلی مطالعه حاضر این است که آیا شیوه‌های مالیات بر کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر تأثیر معناداری بر میزان تولید محصولات و ارزش افزوده آنها دارد؟ بنابراین، این مطالعه به دنبال پیشنهاد راه‌ها و روش‌هایی است که در آن‌ها می‌توان مالیات‌ها را از این نوع

کارگاه‌های صنعتی دریافت کرد، بدون اینکه آن‌ها را مشمول نرخ‌های مالیات قرار داد که ممکن است سودآوری این کارگاه‌ها را کاهش دهد؟ این موارد از جمله نکات ضروری در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در خصوص کارگاه‌های صنعتی است که می‌بایست بسیار مورد دقت نظر و بررسی قرار گیرد که متأسفانه تا حدودی در مطالعات پیشین مغفول واقع شده است. در این راستا و برای نخستین بار در این مطالعه تلاش شد با بهره‌گیری از مدل رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم، الگویی جهت تعیین حد آستانه‌ای مشوق‌های مالیاتی برای کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر در اقتصاد ایران طراحی و تبیین شود. بنابراین هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر مالیات بر ارزش فروش و همچنین مالیات‌های غیر مستقیم و عوارض پرداختی توسط کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری این کارگاه‌ها است.

مروری بر ادبیات

بنگاه‌های کوچک و متوسط و در سالیان اخیر شرکت‌های فعال در حوزه‌های مختلف اقتصادی و صنعتی، نقش عمده‌ای در ایجاد اشتغال و به دنبال آن، افزایش درآمد و رشد اقتصادی کشورها دارند. در واقع چنین شرکت‌هایی بعنوان کاتالیزورهای رشد و توسعه اقتصادی ملی در نظر گرفته می‌شوند که نقش مهمی در افزایش سهم بخش خصوصی داشته و شرایط را برای صنعتی‌شدن و رشد اقتصادی پایدار فراهم می‌کنند. ۹۲ درصد از حدود ۵۸۰۰ واحد صنعتی کشور اغلب به عنوان صنایع متوسط و کوچک به حساب می‌آیند و البته طبیعی است که توانایی خلق ارزش افزوده در صنایع کوچک نسبت به صنایع بزرگ اندک باشد (۸/۱۰ درصد). علیرغم این مطلب، فعالیت این نوع از کارگاه‌ها دارای مزیت‌های بسیاری است؛ از جمله اینکه کسب و کارهای کوچک و متوسط دارای بهره‌وری بالاتری نسبت به بنگاه‌های بزرگ هستند. اما شکست بازارهای مالی و سایر عوامل، مانع توسعه کسب و کارهای کوچک و متوسط شده است (Setayesh et al., 2022: 229)؛ از سوی دیگر این کسب و کارها، رقابت و کارآفرینی را افزایش می‌دهند و بدین ترتیب منافع خارجی را در قالب رشد بهره‌وری کل، کارایی اقتصادی فراگیر و نوآوری به ارمغان می‌آورند. از این رو نگاه ویژه دولت و برنامه‌ریزان اقتصادی به این بنگاه‌ها و نقش‌آفرینی آن‌ها در عرصه‌های مختلف اقتصادی در کشور، باعث شده است که رسیدگی هرچه دقیق‌تر به مشکلات و نارسایی‌های موجود و تلاش جهت رفع موانع پیرامونی آن‌ها، از اولویت‌های نظام اقتصادی و

اسناد بالادستی کشور باشد. با این حال، برخی از ویژگی‌های سیستم مالیاتی ممکن است به طور نامتناسبی بر عملکرد کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر تأثیر بگذارد، به عنوان مثال، برخورد نامتقارن با سود و زیان، هزینه‌های ثابت بالاتر مالیات و رعایت مقررات برای مشاغل کوچک. اعمال مالیات همراه با تأمین ناکافی زیرساخت‌های اجتماعی، تهدیدی را ایجاد می‌کند که ممکن است این مشاغل نتوانند با شرایط اقتصادی دشوار مقابله کنند. نگاهی بر آمار مقایسه‌ای کشور با سایر کشورها نشان‌دهنده بالا بودن سهم مالیات بر سود شرکت‌ها در اقتصاد ایران است.

جدول ۱. سهم انواع مالیات در کشورهای مختلف

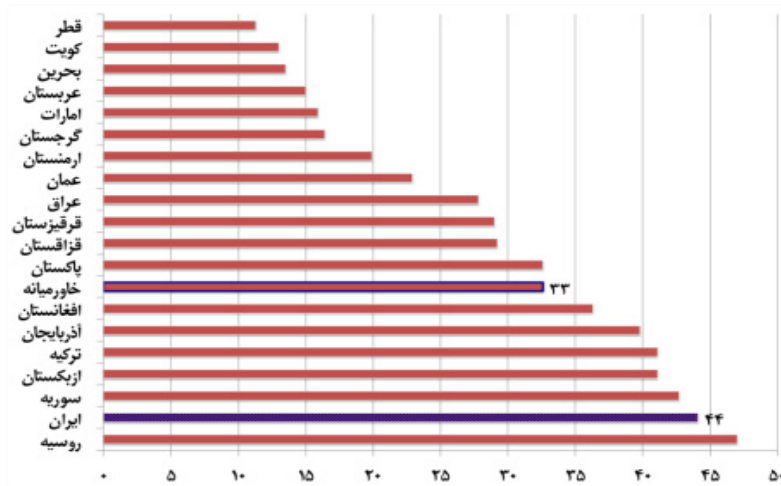
عنوان	آمریکا	انگلستان	آلمان	سوئد	نروژ	دانمارک	ایران
درآمد مالیات / تولید ناخالص داخلی	۲۴.۸	۳۵	۳۶.۳	۴۵.۸	۴۲.۸	۴۸.۲	۱۰.۵
سهم مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی	۴۹.۵	۳۴	۴۱.۶	۳۶.۱	۳۰.۲	۵۱.۷	۱۴
سهم مالیات بر سود شرکت‌ها	۱۱.۱	۱۰	۷.۶	۷.۹	۳۲.۲	۵.۷۰	۳۷
سهم مالیات بر مصرف	۲۳.۱	۴۰.۵	۴۶	۲۸.۸	۲۶.۴	۳۱.۶	۴۲.۳
بالاترین نرخ مالیات متعلق به درآمد	۴۳.۳	۶۲.۷	۵۹.۳	۷۳.۶	۶۰.۸	۶۹.۸	۳۵

منبع: گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۹.

از سوی دیگر مالیات‌ها و میزان و چگونگی اخذ آن‌ها همواره یکی از مباحث مورد مناقشه بین دولت‌ها و بخش خصوصی و مردم بوده است. بر اساس بررسی‌های بانک جهانی نرخ مالیات‌ها یکی از پنج عامل اصلی و سیستم اجرایی اخذ مالیات جزء یازده مورد اول محدودکننده کسب و کار در اغلب اقتصادها محسوب می‌شود. نتایج نظرسنجی از مدیران اجرایی ارشد بنگاه‌های جهانی نشان می‌دهد ۶۳ درصد آن‌ها افزایش بار مالیاتی را مهمترین عامل تهدید کسب و کار دانسته و در تعیین محل فعالیت مد نظر قرار می‌دهند. تحقیقات بین‌المللی گویای این است که نرخ‌های مالیاتی بالا اثرات منفی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و کارآفرینی داشته و منجر به شکل‌گیری اقتصاد غیر رسمی و کاهش رشد اقتصادی می‌شود. روندهای جهانی حاکی از اصلاحات متعدد کشورها برای بهبود و تسهیل مقررات مالیاتی (از قبیل کاهش زمان لازم و تعدد مالیات‌ها و نوسازی مکانیزم پرداخت) بوده و هم اکنون هشتاد کشور از نظام‌های پرداخت مالیات الکترونیک استفاده می‌کنند. مطالعات انجام شده توسط بانک جهانی، نشان داده در

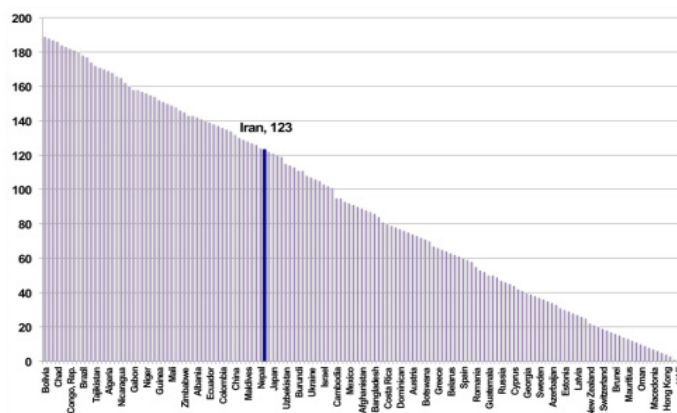
دوره هشت ساله (۲۰۱۴-۲۰۲۲) متوسط نرخ مالیات، زمان انجام امور و تعداد پرداخت‌های مالیاتی در سطح جهان به ترتیب ۲۱، ۲۰ و ۲۶ درصد کاهش کلی داشته است.

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



منبع: بانک جهانی، ۲۰۲۲.

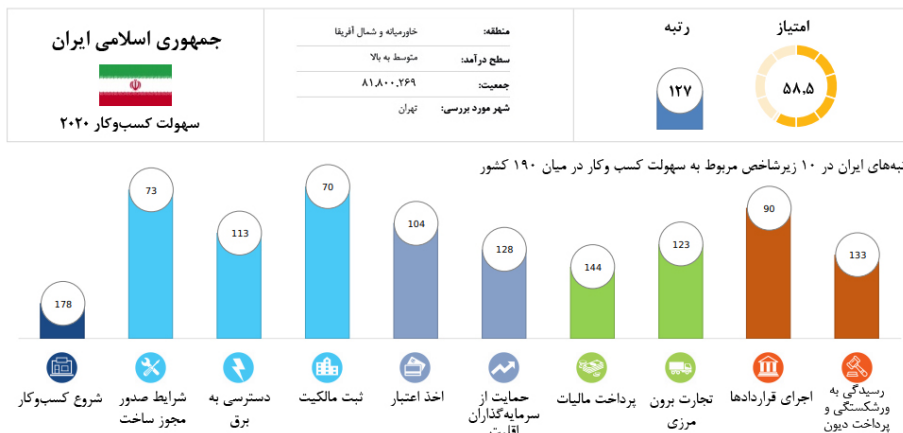
نمودار ۲. رتبه شاخص مالیاتی ایران در بین ۱۸۹ کشور جهان



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 ارزش افزوده در کشور کمک کند. در شکل (۱) می‌توان اطلاعات مربوط به ایران در خصوص شاخص‌های کسب و کار را در سال ۲۰۲۰ مشاهده نمود.

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



منبع: گزارش بانک جهانی، ۲۰۲۰.

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

یکی از ملاحظات کلیدی برای بخش خصوصی در هنگام بررسی تاسیس، جابجایی یا تمدید

فعالیت‌های خود، سطح مالیات است، زیرا بار مالیاتی بالا و هزینه پیروی از مقررات مالیاتی مانع رشد بخش خصوصی می‌شود. شیوه‌های مالیاتی اساساً آن تعهدات پرداخت چندگانه‌ای هستند که توسط دولت بر عهده شرکت‌های کوچک و متوسط قرار می‌گیرد. اعمال مالیات/مالیات بر شرکت‌های کوچک و متوسط همراه با تأمین ناکافی زیرساخت‌های اجتماعی، تهدیدی را ایجاد می‌کند که ممکن است این مشاغل نتوانند تاب تحمل شرایط سخت اقتصادی را داشته باشند که اغلب، منجر به کاهش و یا حذف بنگاه‌های اقتصادی می‌شود. 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 می‌باشد این است که این رابطه اغلب پیچیده و غیر خطی است. رابطه غیر خطی بین مالیات بر ارزش فروش و ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی ناشی از تعامل پیچیده بین رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، کشش‌پذیری‌های عرضه و تقاضا، ساختار بازار و شرایط کلان اقتصادی است. این امر باعث می‌شود که پیش‌بینی دقیق تأثیرات مالیات بر ارزش فروش دشوار باشد و نیاز به مدل‌سازی‌های پیچیده‌تری داشته باشد.

مبانی نظری

الف- تئوری‌های اقتصادی مبتنی بر نحوه ارتباط مالیات بر ارزش فروش و تولید رابطه غیر خطی مالیات بر ارزش فروش، موضوعی است که اقتصاددانان از زوایای مختلفی به آن نگاه کرده‌اند. این مباحث عمدتاً در حوزه‌های «اقتصاد عمومی»، «اقتصاد مالیاتی» و «اقتصاد رفاه» جای می‌گیرند.

۱. منحنی لافر^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 غیر خطی بودن را توضیح می‌دهد؛ آرتور لافر^۲ 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

1. Laffer Curve

2. Arthur Laffer

اقتصادی است. در مورد مالیات بر ارزش فروش نیز می‌توان چنین پدیده‌ای را مشاهده نمود. 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 غیر رقابتی شدن تولید شود. همه این عوامل، درآمد دولت از مالیات بر ارزش فروش را کاهش می‌دهند و یک رابطه غیر خطی شبیه به منحنی لافر را شکل می‌دهند (Sedaghat Kalmarzi and Mousavi, 2014: 46).

۲. تئوری مالیات بهینه^۱

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^۲ 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 کشش‌تری 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. به عبارت 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 افزایش هزینه رفاهی می‌شود. این نشان می‌دهد که نرخ بهینه مالیات بر ارزش فروش (که در آن هزینه رفاهی حداقل است) یک نقطه غیر خطی در تابع رفاه جامعه است (Naderi and Salatin, 2018: 573).

میرلس^۳ 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 غیر خطی افراد به تغییرات نرخ مالیات در سیاست‌های حاکمان است (Zarouki et al., 2023: 221).

1. Optimal Taxation Theory

2. Frank Ramsey

3. Mirrlees

۳. اقتصاد رفتاری^۱

اقتصاددانان رفتاری به بررسی این موضوع می‌پردازند که چگونه عوامل روان‌شناختی بر تصمیمات اقتصادی افراد تأثیر می‌گذارند و می‌توانند به غیر خطی بودن در واکنش به مالیات کمک کنند. از 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 غیر خطی 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. (Altman, 2018: 14-15 (Renani et al., Trans)).

۴. مفاهیم کارایی و عدالت مالیات بر ارزش فروش

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 کاهش) می‌تواند پیچیدگی‌های زیادی ایجاد کند و واکنش‌های غیر خطی 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 غیر خطی 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، غیر خطی خواهد بود. آن‌ها به سیاست‌گذاران کمک می‌کنند تا "نقطه عطف" را شناسایی کنند که پس از آن، افزایش مالیات بر ارزش فروش به جای منافع، ضررهای بیشتری به همراه خواهد داشت (Makiyan et al., 2019: 29).

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

- رفتار عقلانی و غیر عقلانی عاملان اقتصادی (کشش‌پذیری‌ها، سوگیری‌های رفتاری)
- ساختار بازار و رقابت
- ملاحظات عدالت و توزیع مجدد
- محدودیت‌های 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 می‌توان اشاره داشت از سیاست‌های پولی و مالی دولت، عموماً به عنوان «سیاست‌های مدیریت تقاضا» یاد می‌شود. چون این سیاست‌ها مدیریت و کنترل تقاضا را مورد بررسی قرار می‌دهند. 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 کارکردن است که خانوارها برای این انتخاب به مالیات توجه دارند. بدین

صورت که اگر مالیات به گونه‌ای وضع شود که خانوار را در جهت ترجیح فراغت بر کار بیشتر تحریک کند، انتظار می‌رود 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، سرمایه‌گذاری خصوصی، هزینه‌های 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 به عنوان یک نوع مالیات غیر مستقیم بر مصرف که به طور مستقیم بر کل قیمت فروش نهایی کالاها و خدمات به مصرف کننده نهایی اعمال می‌شود، این مالیات معمولاً فقط در مرحله آخر از زنجیره توزیع (یعنی هنگام فروش به مصرف کننده) جمع‌آوری و پرداخت می‌شود (Pozhouyan, 2020: 117).

در همین زمینه مالیات بر ارزش فروش یکی از انواع مالیات‌هایی است که درآمد قابل تصرف جامعه و مصرف کنندگان را کاهش می‌دهد و می‌تواند باعث کاهش مخارج مصرفی شود. عبارت دیگر ساختار مالیاتی در انگیزه‌های افراد برای مصرف و پس‌انداز تأثیر می‌گذارد. با افزایش نرخ مالیات بر درآمد (t_y) مقدار درآمد قابل تصرف کاهش می‌یابد که در نتیجه آن مقدار پس‌انداز و مصرف کاهش می‌یابد. در حالی که با افزایش نرخ مالیات بر مصرف (t_c) بدلیل اینکه هزینه مصرف کالاها افزایش می‌یابد میزان مصرف کاهش یافته و در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد که به تبع آن افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. موارد فوق را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد:

$$Y(1 - t_y) = C(1 - t_c) + S \quad (۱)$$

روابط بین پس‌انداز، سرمایه‌گذاری 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 پس‌انداز 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 پس‌انداز حال ($Y_1 = C_1 + S$)، در حالی که مصرف آینده حاصل درآمد آینده و پس‌انداز دوره قبل و نرخ بهره است ($C_2 = Y_2 + S(1 + r)$). بنابراین می‌توان گفت مصرف کل عمر برابر است با درآمد کل عمر یعنی:

$$C_1 + C_2/1 + r = Y_1 + Y_2/1 + r \quad (۲)$$

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

$$(1 + t_c) C_1 + (1 + t_c) C_2 / 1 + r = Y_1 + Y_2 / 1 + r \quad (۳)$$

با این مدل ساده مشخص می‌شود که یک تغییر سیستم مالیاتی به سمت مالیات بر مصرف منجر به کاهش مصرف حال و افزایش پس‌انداز خواهد شد. همچنین افزایش نرخ بهره باعث یک اثر جانشینی پس‌انداز نسبت به مصرف می‌شود (Sevic, 2015: 87). بنابراین با برآیندی از اثرات درآمدی و جانشینی مواجه خواهیم بود. در این راستا نحوه اثرگذاری سیاست‌های 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 می‌توان بسیاری از استدلال‌ها را برای توجیه کارایی سیاست مالی با توجه به وضعیت ثبات اقتصادی در نظر گرفت. برای برخی، سیاست‌های اقتصادی انبساطی می‌تواند 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 می‌تواند برای اقتصاد نیز مضر باشد. با این حال، این دو اثر می‌توانند در اقتصاد همگام باشند و لذا بر همین اساس رفتار غیر خطی سیاست مالی در رشد اقتصادی را ارائه می‌دهند (Abdelnour and Tuns, 2015: 217). بررسی مطالعات نظری و تجربی نیز بیانگر این است که اثربخشی سیاست مالی در این شرایط را نمی‌توان بدون در نظر گرفتن خصوصیات کلیدی فضای کلان اقتصادی حاکم بر اقتصاد کشور مطالعه نمود، بر این اساس ضعف مدل‌های خطی در بررسی اثرات سیاست‌های مالی نمود پیدا می‌کند (خدایی و همکاران، ۱۳۹۷: ۸۴). به این معنی که اثر سیاست مالی ممکن است بسته به شرایط اقتصادی کلان متفاوت باشد به طوری که این اثرات را می‌توان در تجزیه و تحلیل سیاست‌های غیر خطی 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 غیر خطی است یا خیر؟ (Biolzi, 2017: 69) و آیا اثر سیاست مالی ممکن است بسته به شرایط اقتصادی کلان متفاوت باشد؟ این اثرات را می‌توان در تجزیه و تحلیل سیاست‌های مالی غیر خطی تحت پوشش قرار داد. افزایش توان محاسباتی نرم‌افزارهای

رایانه‌ای جدید باعث ظهور مدل‌های جدیدی شده است که تخمین‌های دقیق‌تری را در مقاطع زمانی مختلف ارائه می‌دهند (Kopp and Kribeliss, 2011: 95).

ج- دلایل موجود در خصوص چرایی غیر خطی بودن رابطه سیاست مالیاتی با تولید دلایل مختلفی وجود دارد که چرا واکنش به محرک‌های مالی می‌تواند غیر خطی باشد. با نگاهی به سمت عرضه اقتصاد، می‌توان دوره‌هایی از شکاف تولید مثبت و منفی را تشخیص داد. بحث اثرات جبرانی (اثر ازدحامی)^۱ سنتی، بیان می‌کند اینکه هزینه‌های دولت جایگزین هزینه‌های بخش خصوصی می‌شود، معمولاً در مواقع شکاف مثبت در تولید کاربرد دارد اما در مواردی که تولید پایین‌تر از تولید بالقوه باشد و ظرفیت‌های بیش از حد در اقتصاد موجود باشد، این اثر کمتر است. چرا که این امر به سیاست مالی فرصت می‌دهد تا عوامل استفاده نشده تولید را فعال کند (Baum and Koster, 2011: 64). تحلیل‌هایی برای تجزیه و تحلیل تأثیر غیر خطی سیاست مالی در طرف تقاضا نیز می‌توان مطرح نمود. به عنوان مثال، درازن^۲ (۱۹۹۰) استدلال می‌کند که اثرات سیاست‌های مالی بستگی به اندازه و پایداری تکانه مالی دارد، زیرا هر دو بر حسب سیاست مالی که در آینده انتظار می‌رود اثر علامت‌دهی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. علاوه بر این، در زمان شکاف‌های منفی بالا و بیکاری زیاد افراد و بنگاه‌ها، آن‌ها با محدودیت‌های اعتباری سخت‌تری روبرو هستند، زیرا بانک‌ها خطوط اعتباری را حذف یا حق بیمه ریسک نرخ بهره وام را افزایش می‌دهند. وام‌گیرندگان با اعتبار محدود، تمایل دارند که هزینه‌های قابل ملاحظه‌ای را در پاسخ به حتی تغییر معادل در درآمد قابل تصرف، تعدیل کنند، لذا به قوت می‌توان در خصوص این استدلال نمود که سیاست مالی می‌تواند بر درآمد قابل تصرف و بنابراین، مصرف- بویژه در خانوارهای با اعتبار محدود- با کاهش مالیات و یا با افزایش پرداخت‌های انتقالی به مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های اقتصادی که به شدت محدود شده‌اند، تأثیر بگذارد (Baum and Koster, 2011: 65). به هر حال اثرات غیر خطی سیاست مالی در اقتصادهای مختلف، ممکن است به دلایل متفاوتی رخ دهد. صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۳) در پژوهشی، تلاش نموده‌اند 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

1. Crowding Out

2. Drazen (1990)

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 پاسخ گویی به یکی از سؤال های اساسی تحقیق مبنی بر تأثیرگذاری یا عدم تأثیرگذاری مالیات بر ارزش فروش، مالیات های غیر مستقیم و عوارض پرداختی توسط کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر بر تصمیمات سرمایه گذاری آنها، آزمون غیر خطی بودن مدل انجام می شود. آزمون های آماری که مدل های رژیم را به عنوان جایگزین مدل های خطی می گیرند، تحت تأثیر مسئله عدم شناسایی ناشی از وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر هستند. 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 است). پیامد وجود چنین پارامترهای مزاحمی آن است که توزیع مجانبی متعارف قابل کاربرد نیست (Hansen, 1996, : 11). به منظور غلبه بر مسئله وجود پارامترهای مزاحم، ترسویرتا^۱ (۱۹۹۴) بسط تیلور رابطه $\gamma > 0$ را حول نقطه $\gamma = 0$ $G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\})^{-1}$ ، برای سه یا چهار جمله اول آن بدست آورده است، و با جایگزینی این تقریب چندجمله ای در مدل اصلی و بازآرایی جملات، مدل رگرسیون کمکی (Auxiliary Regression) جهت انجام آزمون فرضیه به صورت زیر استخراج می شود:

$$y_t = \beta_0 Z_t + \sum_{j=1}^4 \beta_j x_j^* Z_t S_t^j + \varepsilon_t^* \quad (4)$$

فرضیه خطی بودن مدل را می توان با استفاده از برقراری فرضیه $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ آزمون و بررسی نمود. همان طور که در قسمت روش تحقیق این پژوهش اشاره شده است، فرضیه خطی بودن مدل رد می شود و بر این مبنا می توان رابطه غیر خطی میان متغیرهای مورد نظر در این مطالعه در نظر گرفت.

1. Terasvirta (1994)

مروری بر مطالعات

بنزارتی و همکاران^۱ (۲۰۲۴) در مقاله‌ای 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 ۲۰۱۴ و ۲۰۱۷، 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 شده 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.

آرگول و همکاران^۲ (۲۰۲۳) در مقاله‌ای 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 ۱۹۹۲ الی ۲۰۱۷ 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.

رومن و همکاران^۳ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی و تجزیه و تحلیل رابطه بین مالیات‌های پرداخت شده توسط SME‌ها و عملکرد آن‌ها پرداختند. دوره تجزیه و تحلیل شامل ۱۴ سال بین ۲۰۰۸ و ۲۰۲۱ و نمونه مورد تجزیه و تحلیل شامل ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا است. برای آزمون این رابطه، از روش‌های داده‌های تابلویی استفاده شد و دو شاخص که عملکرد شرکت‌های کوچک و متوسط را به‌عنوان متغیرهای وابسته اندازه‌گیری می‌کنند و شاخص‌هایی که مالیات‌های پرداختی کسب‌وکارها را به‌عنوان متغیر مستقل اندازه‌گیری می‌کنند، در نظر گرفته شد. برای تحلیل عمیق‌تر، از خوشه‌های کشورهای استفاده شد. نتایج اصلی نشان می‌دهد مالیات‌هایی که شرکت‌های کوچک و متوسط باید پردازند به‌عنوان موانعی در مسیر بهبود

1. Benzarti et al. (2024)

2. Agrawal et al. (2023)

3. Roman et al. (2023)

عملکرد تلقی می‌شوند. علاوه بر این، رابطه بین مالیات و عملکرد SMEها به ویژگی‌های اقتصاد کشور بستگی دارد.

چن و زو^۱ (۲۰۲۳) در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا یارانه‌های مستقیم یا مشوق‌های مالیاتی می‌تواند کارایی تحقیق و توسعه صنعت تولید در چین را بهبود بخشد؟»، ۳۱ صنعت تولیدی در چین را طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۵ انتخاب کردند و با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) مورد بررسی قرار دادند. روشی که برای اینکار در نظر گرفتند، روش رگرسیون توییت برای بررسی رابطه بین یارانه‌های مستقیم دولت و سیاست‌های مالیات ترجیحی و کارایی تحقیق و توسعه ساخت بوده است. نتایج آن‌ها نشان داد با وجود این که راندمان کلی تحقیق و توسعه صنعت تولید چین پایین است، 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 مشوق‌های مالیاتی نقش ثابت و معنی داری در ارتقای کارایی تحقیق و توسعه در تولید ایفا کردند. یارانه‌های مستقیم تحت 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 می‌نمایند. 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 حوزه یارانه‌های مستقیم نیز دولت علاوه بر گسترش حمایت از تحقیقات پایه، باید اولویت تخصیص اعتبار را به بنگاه‌هایی اختصاص دهد که هم‌زمان از مشوق‌های مالیاتی تحقیق و توسعه (R&D) بهره می‌برند؛ این رویکرد موجب ایجاد هم‌افزایی و تقویت اثرات مکمل هر دو سیاست حمایتی خواهد شد.

جودی و همکاران^۲ (۲۰۲۲) 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 SMEها تأثیرات قابل توجهی بر سودآوری، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و جریان‌های نقدی آن‌ها دارد یا خیر. این مطالعه برای آزمون فرضیه‌ها از آزمون کای اسکوتر و تحلیل رگرسیون استفاده نموده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل کای دو و رگرسیون نشان

1. Zhen and Zhou (2023)

2. Joudei et al. (2022)

داد که شیوه‌های مالیاتی به طور قابل توجهی بر سودآوری و تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌های کوچک و متوسط (SMEs) تأثیر می‌گذارد. با این حال، بر روی تأثیر مالیات بر جریان نقدی شرکت‌های کوچک و متوسط، آزمون کای دواثر غیر معنی‌دار مالیات بر جریان نقدی را نشان داد. مینه و همکاران^۱ (۲۰۲۱) در پژوهشی ارتباطات سیاسی، حمایت دولت و پرداخت مالیات SMEها (بنگاه‌های کوچک و متوسط) را با استفاده از رگرسیون اثر ثابت برای مجموعه داده‌های پانل از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۵ در کشور ویتنام مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان داد در حالی که پیوندهای آماری مثبت بین حمایت دولتی و پرداخت مالیات تنها در صدک‌های بالا مشاهده شده است، شرکت‌های کوچک و متوسط خصوصی با مدیران مرتبط سیاسی نسبت به شرکت‌های کوچک و متوسط بدون چنین مدیرانی در همه صدک‌ها مالیات کمتری پرداخت می‌کنند. نتایج حاکی از آن است که سیاست‌گذاران نیاز به افزایش اقدامات مؤثر برای کاهش اثرات نامطلوب ارتباطات سیاسی بر درآمد دولت دارند.

حسینی و کریمی (۱۴۰۳) 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 تعمیم‌یافته، نتایج حاکی از آن است که مالیات بر ارزش افزوده تأثیر منفی و معناداری بر بهره‌وری بنگاه‌ها دارد. به عبارت دقیق‌تر 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.

سید رضوی (۱۴۰۲) 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) را در بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ 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 ۱.۸٪ کاهش می‌دهد. همچنین نسبت جاری به‌عنوان شاخص نقدینگی، ۰.۷٪ 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، ۲.۳٪ 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.

شاهنوش فروشانی و رجب‌زاده (۱۴۰۱) 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 به مشوق‌های مالیاتی ایران و کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه سریع اقتصادی پرداخته و درگام بعدی با استفاده از پرسشنامه، میزان موافقت خبرگان 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 مشوق‌های مالیاتی صندوق سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات و اعتبار مالیات خارجی بیشترین میزان موافقت خبرگان را به همراه داشته است.

حسن‌پور امینی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان «طراحی مدل سیاست‌های مالیاتی مشوق کارآفرینی مولد در ایران»، به دنبال یافتن مدل سیاست‌گذاری مالیاتی مشوق کارآفرینی هستند تا ضمن حفظ درآمد مالیاتی، کمترین آسیب به فعالیت‌های کارآفرینانه وارد شود. تحقیق مذکور از نوع کیفی بوده و ابزار جمع‌آوری داده‌های تحقیق، مصاحبه با مدیران شرکت‌های دانش بنیان، مدیران سازمان امور مالیاتی و وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی به عنوان ذینفع است. با توجه به کدگذاری‌های باز و محوری از مصاحبه‌های 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 فرآیند حسابرسی، و سلامت اداری است.

موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیقی به ارزیابی تاثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ (قانون مالیات‌های مستقیم) بر سرمایه‌گذاری و ورود شرکت‌ها به شهرستان‌های کمتر توسعه‌یافته کشور برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ پرداختند. روش استفاده شده در این مطالعه روش گروه کنترل ترکیبی (SCM) است. در این رویکرد، برای برآورد وضعیت شهرستان‌های مورد مطالعه (در فرض عدم تخصیص معافیت‌های مالیاتی مذکور)، از ترکیب وزنی شاخص‌های گروه گواه (شهرستان‌های غیر مشمول) استفاده شده است. این وزن‌های بهینه به‌صورت نظام‌مند و طی یک فرآیند بهینه‌یابی استخراج شده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که معافیت‌های موضوع ماده ۱۳۲، محرک مؤثری برای ورود شرکت‌ها و جذب سرمایه‌گذاری در مناطق کمتر توسعه‌یافته نبوده‌اند.

روش تحقیق و مدل‌سازی

جامعه آماری در نظر گرفته شده برای این مطالعه کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر فعال در شهرک‌های صنعتی استان‌های کشور است. محدوده زمانی در نظر گرفته شده برای این تحقیق سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ شمسی است. همچنین جهت بررسی سوالات این تحقیق، مدلی که برای آزمون در نظر گرفته شده است، به صورت رابطه (۵) است:

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

که در آن $\log(va_{it})$ لگاریتم ارزش افزوده فعالیت صنعتی نام در سال t ، $\log(prt_{it})$ لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات فعالیت صنعتی نام در سال t ، $\log(tax_{it})$ لگاریتم عوارض و مالیات غیر مستقیم فعالیت صنعتی نام در سال t ، $\log(pn_{it})$ لگاریتم سرانه تولید کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط فعالیت صنعتی نام در سال t و $\log(k_{it})$ لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت فعالیت صنعتی نام در سال t است. متغیر لگاریتم ارزش افزوده نشان‌دهنده نحوه عملکرد تولیدی کارگاه‌های صنعتی مورد نظر در این تحقیق بوده که بر مبنای اطلاعات حاصل از نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور در سال‌های

مختلف گردآوری شده است. جهت آزمون فرضیه رابطه میان متغیرهای مالیات با ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی، در این تحقیق از دو متغیر مجزای لگاریتم مالیات بر ارزش فروش و لگاریتم عوارض و مالیات غیر مستقیم استفاده شده است که بر اساس آن بتوان ضرایب دقیق‌تر و تفکیک شده‌ای از نحوه اثرگذاری انواع مالیات‌ها بر میزان ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی مورد مطالعه کسب و تبیین نمود. همچنین با توجه به اینکه در ادبیات اقتصادی و در مدل‌هایی که متغیر تولید و ارزش افزوده به عنوان متغیر وابسته در آن بکار می‌رود، 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 کارگاه‌های صنعتی استفاده شده است.

بر اساس نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور در سال ۱۴۰۰، این نوع از کارگاه‌ها ارزش افزوده‌ای برابر با ۱۴۷۵۳۰۴۷ میلیارد ریال ایجاد کرده‌اند که نسبت به سال ۱۳۹۹، معادل ۶۸.۴ درصد افزایش نشان می‌دهد. از این رقم ۱۹۴۱۶۶۶ میلیارد ریال (با سهم ۱۳.۲ درصد) مربوط به کارگاه‌های ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن و ۱۲۸۱۱۳۸۱ میلیارد ریال (با سهم ۸۶.۸ درصد) مربوط به کارگاه‌های ۵۰ نفر کارکن و بیشتر است.

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

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

نحوه پرداخت مالیات‌های غیر مستقیم (که به طور مستقیم از درآمد یا دارایی اشخاص دریافت نمی‌شوند، بلکه بر کالاها و خدمات وضع و در نهایت توسط مصرف‌کننده نهایی پرداخت می‌شوند) و عوارض (عوارض گمرکی یا عوارض خاصی که بر کالاها و خدمات اعمال می‌شود و هدفمندتر از مالیات‌های عمومی‌تر (مثل مالیات بر ارزش افزوده) هستند) بر حسب نوع فعالیت در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر نشان‌دهنده این مطلب است

که در سال ۱۴۰۰ از میان ۳۳ فعالیت صنعتی مورد ملاحظه در خصوص کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، بالاترین میزان مالیات‌های غیر مستقیم و عوارض به ترتیب به سه فعالیت «تولید مواد شیمیایی و فراورده‌های 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 قسمت‌های ابتدایی این پژوهش صورت گرفت و احتمال پیچیده‌بودن رابطه این دو متغیر و همچنین غیر خطی بودن آن وجود دارد، لذا مدلی که جهت آزمون فرضیات در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است، مدل رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR)^(۱) است. در اینگونه مدل‌ها لزوماً همه فرایندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نیستند و تغییرات در پارامترها می‌تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها، انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک^(۲) (تابع نمایی^(۳)) تبیین می‌شود. به عبارت دیگر با استفاده از مدل مذکور می‌توان تعیین نمود که آیا رابطه میان متغیرهای مالیات بر ارزش فروش و عوارض و مالیات‌های غیر مستقیم اخذ شده از کارگاه‌های صنعتی در محدوده زمانی مورد نظر این تحقیق با متغیر ارزش افزوده تولیدی این کارگاه‌ها از نوع خطی است یا غیر خطی؟ و در صورت غیر خطی بودن این رابطه، از چند رژیم بهره گرفته است و تحت چه شرایطی این رابطه شکل گرفته است.

بر این اساس و به پیروی از تراسورتا^(۴) (۲۰۰۴) و چکریتا وستفال و رادر^(۵) (۲۰۱۲) الگوی STR به صورت رابطه (۶) است:

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

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

$\phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)'$ بردار ضرایب بخش خطی و $\theta = (\theta_1, \theta, \dots, \theta_p)'$ بردار ضرایب قسمت غیر خطی است. u_t جزء اخلاص است که فرض می‌شود شرط $(0, \sigma^2)$ iid را تأمین می‌کند. ضمناً تابع G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد، به فرم رابطه (۷) است و تابع انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد (Hosmer and Lemeshow, 2000: 59).

1. Smooth Transition Regression

2. Logistic Function

3. Exponential Function

4. Terasvirta (2004)

5. Checherita-Westphal & Rother (2012)

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

در این تابع، s نشان‌گر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم است. 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 غیر خطی 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^۱ (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 بی‌نهایت، در صورتی که $q_{it} > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک دارد ($F = 1$) و در صورتی که $q_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد ($F = 0$). با فرض $m = 2$ در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است.

بدین معنی که برای مقادیر بزرگتر و کوچکتر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک دارد ($F = 1$) و در غیر این صورت مقدار عددی صفر دارد ($F = 0$). شایان ذکر است که در صورت میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر، مدل PSTR به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۵).

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 می‌شوند:

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

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 کولیتاز و هاردوولیس^۱ (۲۰۰۶) برای محاسبه ضرایب مختص هر مقطع و متغیر در طول زمان دو حالت را معرفی نموده‌اند.

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

$$e_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c) + [\beta_1 \ln x_{it}] \frac{\partial F(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln x_{it}} \quad (9)$$

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

$$e_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 F(q_{it}; \gamma, c) \quad (10)$$

در نهایت شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به صورت رابطه (۱۱) تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_j x_{it}] F_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (11)$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیر خطی است 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 غیر خطی (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر درستمایی (ML) است، برآورد خواهد شد (Van Dijk, 1999: 127).

نتایج مدل

قبل از تخمین مدل PSTR ویژگی مانایی متغیرها بر مبنای آزمون ریشه واحد تابلویی لوین، لین و چو^۲ (۱۹۹۲)، برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن نتایج نامطمئن بررسی شده است. وقفه‌های بهینه در این آزمون با معیار شوارتز^۳ تعیین شده است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. قبل از برآورد مدل، نتایج آزمون یادشده برای تمام متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است:

1. Colletaz and Hardouvelis (2006)

2. Levin, Lin & Chu (1992)

3. Schwartz

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل تحقیق

متغیرهای مدل	سطح	
	آماره LLC	میزان احتمال
لگاریتم ارزش افزده (Lva)	-۶.۰۸۰	۰.۰۰۰
لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات (Lprt)	-۵.۱۸۸	۰.۰۰۰
لگاریتم عوارض و مالیات غیر مستقیم (Ltax)	-۶.۷۶۷	۰.۰۰۰
لگاریتم سرانه تولید کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط (Lpn)	-۶.۰۲۵	۰.۰۰۰
لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت (Lk)	-۶.۳۶۹	۰.۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش.

بر اساس نتایج آزمون مانایی تمامی متغیرهای مد نظر فعالیت‌های ۲۲ گانه صنعتی در این تحقیق در سطح مانا هستند.

بر اساس مباحث مطرح شده در بخش روش‌شناسی، 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 کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. نتایج گزارش شده در جدول (۳) برای فعالیت‌های ۲۲ گانه صنعتی نشان می‌دهد که تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM)، ضریب لاگرانژ فیشر (LMF) و نسبت درست نمایی (LRT) برای یک و دو حد آستانه‌ای ($m=1$) و ($m=2$) از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌کنند.

جدول ۳. آزمون‌های وجود رابطه غیر خطی در مدل تحقیق

	ضریب لاگرانژ والد (LM)	ضریب لاگرانژ فیشر (LMF)	نسبت درست‌نمایی (LRT)	ضریب لاگرانژ والد (LM)	ضریب لاگرانژ فیشر (LMF)	نسبت درست‌نمایی (LRT)
	$H_0: r = 0$			$H_1: r = 1$		
m=1	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۸۴.۱۰۴	۴۵.۸۷۶	۸۹.۱۶۱
m=2	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۵۱.۴۰۰	۷.۲۵۵	۲۰.۵۶۳

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال هستند. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره درون پرانتز گزارش شده است.

منبع: نتایج محاسبات پژوهش و بر اساس نرم‌افزار 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 غیر خطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه یابد. اما در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال برای بررسی رابطه غیر خطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند. همان طور که در جدول (۴) مشخص است لحاظ نمودن یک تابع انتقال برای تصریح کامل رفتار غیر خطی متغیرها کفایت می‌کند.

جدول ۴. آزمون‌های وجود رابطه غیر خطی باقیمانده در مدل تحقیق

	ضریب لاگرانژوالد (LM)	ضریب لاگرانژفیشر (LMF)	نسبت درست‌نمایی (LRT)	ضریب لاگرانژوالد (LM)	ضریب لاگرانژفیشر (LMF)	نسبت درست‌نمایی (LRT)
	$H_0: r = 1$			$H_1: r = 2$		
m=1	۰.۰۸۸	۰.۰۹۵	۰.۰۸۷	۴.۸۷۲	۲.۳۶۴	۴.۸۸۸
m=2	۰.۵۹۱	۰.۵۳۴	۰.۵۱۷	۲.۳۷۴	۰.۸۳۸	۲.۱۹۲

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال هستند. 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 آستانه‌ای یا مکان‌های تغییر رژیم مورد نیاز در تصریح الگوی بهینه PSTR انتخاب شوند. برای این منظور مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای برآورد شده و معیارهای شوارتز، آکائیک و مجموع مجذور باقیمانده‌ها برای هریک از دو مدل فوق در جدول (۵) گزارش شده است (البته باید در نظر داشت زمانی که یک تابع انتقال تعیین شد پس یک حد آستانه و دو رژیم وجود خواهد داشت، اما در این بخش سعی شد با استفاده از آزمون این نتیجه حاصل شود).

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

	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
m=1	-۴.۲۹	-۴.۱۷	۳.۷۴
m=2	-۴.۳۱	-۴.۱۷	۳.۸۵

منبع: نتایج محاسبات پژوهش و بر اساس نرم افزار استاتا.

بر اساس نتایج جدول (۵) ملاحظه شد از آنجایی که مدل PSTR با کمترین مقدار آماره‌های 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 غیر خطی میان متغیر مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر و ارزش افزوده آن کارگاه‌ها در ۲۲ فعالیت صنعتی برآورد شده که نتایج حاصل از آن در جدول (۶) گزارش شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR دو رژیمی نشان می‌دهد پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل ۲.۸۱۷ برآورد شده است. همچنین حد آستانه‌ای متغیر مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر برای فعالیت‌های صنعتی مورد نظر نیز مقدار ۴.۸۹۸ واحد است. به عبارت دیگر زمانی که مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی برابر با ۴.۸۹۸ واحد است، جهت یا شدت تأثیرگذاری این متغیر بر میزان لگاریتم ارزش افزوده این کارگاه‌ها تغییر می‌کند. به بیان دیگر، تغییر رژیم با سرعتی معادل ۲.۸۱۷ اتفاق می‌افتد، لذا در صورتی که مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی از ۴.۸۹۸ واحد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای 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 کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر) و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای فعالیت‌های ۲۲ گانه صنعتی مختلف و در طول زمان یکسان نیستند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول ۶ را مستقیماً تفسیر نمود و بهتر است علامت‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار بگیرند (Shahbazi and Saidpour, 2013).

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

ردیف	متغیر	ضریب برآوردی	مقدار احتمال
۱	لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات (Lprt) در قسمت خطی مدل	۰.۸۸۳	۰.۰۰۰
۲	لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات (Lprt) در قسمت غیر خطی مدل	۰.۲۳۱	۰.۱۸۴
۳	لگاریتم عوارض و مالیات غیر مستقیم (Ltax) در قسمت خطی مدل	-۰.۰۲۱	۰.۵۸۰
۴	لگاریتم عوارض و مالیات غیر مستقیم (Ltax) در قسمت غیر خطی مدل	۰.۳۰۱	۰.۰۰۳
۵	لگاریتم سرانه تولید کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط (Lpn) در قسمت خطی مدل	۰.۱۷۱	۰.۰۰۱
۶	لگاریتم سرانه تولید کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط (Lpn) در قسمت غیر خطی مدل	-۰.۶۳۷	۰.۰۰۰
۷	لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت (Lk) در قسمت خطی مدل	-۰.۳۷۱	۰.۰۱۸
۸	لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت (Lk) در قسمت غیر خطی مدل	۰.۰۷۶	۰.۲۳۰
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 نشان‌دهنده آن است که پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۲.۸۱۷ است. مکان وقوع تغییر رژیم نیز برابر ۴.۸۹۸ واحد است که نشان می‌دهد در صورتی که لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط از ۴.۸۹۸ واحد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. به منظور ارائه درک واضح‌تر نتایج بدست آمده، دو رژیم حدی موجود برای فعالیت‌های ۲۲ گانه صنعتی مورد بررسی قرار می‌گیرند:

الف- رژیم حدی اول متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط) کمتر از حد آستانه‌ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت رابطه (۱۲) تصریح می‌شود:

$$\log(va_{it}) = \mu_i + 0/231 \log(prt_0) - 0/021 \log(tax_0) + 0/171 \log(pn_0) - 0/371 \log(k_0) \quad (12)$$

ب- رژیم حدی دوم متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های

صنعتی کوچک و متوسط) بزرگتر از حد آستانه‌ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت رابطه (۱۳) تصریح می‌شود:

$$\log(va_{it}) = \mu_i + 0/883 \log(prt_0) + 0/301 \log(tax_0) - 0/637 \log(pn_0) + 0/076 \log(k_0) \quad (13)$$

خلاصه و نتیجه‌گیری

بر اساس یافته‌های به دست آمده ملاحظه می‌شود، متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، در رژیم اول تأثیر مثبت و معنادار بر لگاریتم ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی این کارگاه‌ها داشته اما در رژیم دوم دارای تأثیر غیر معناداری بر لگاریتم ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی این کارگاه‌ها است. این نتیجه مهم حاکی از این امر است که بالاتر بودن میزان متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های مورد ملاحظه در این تحقیق از میزان حد آستانه خود (۴.۸۹۸ واحد) باعث بی‌معنی شدن و بی‌تأثیر شدن آن بر میزان لگاریتم ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی این کارگاه‌ها می‌شود. همچنین نتایج محاسبات این تحقیق نشان داد در مدل مورد مطالعه متغیر لگاریتم تشکیل سرمایه کارگاه‌های صنعتی نیز همچون متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، رفتاری مشابه از خود نشان می‌دهد و با وجود اینکه در رژیم اول با ضریبی معادل ۰.۳۷۱ معنادار بوده و افزایش لگاریتم تشکیل سرمایه کارگاه‌های صنعتی باعث کاهش میزان لگاریتم ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی این کارگاه‌ها شده است. این تأثیرگذاری در رژیم دوم مورد نظر این تحقیق کاملاً بی‌معنی بوده که نشان‌دهنده این مطلب است که با تغییر رژیم معناداری تأثیرگذاری این متغیر نیز همچون متغیر لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر، بی‌معنی شده است.

بر مبنای نتایج بدست آمده مشخص می‌شود که بعد از اینکه مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر از ۴.۸۹۸ واحد فراتر برود، لگاریتم سرانه تولید کارگاه‌های صنعتی با یک تغییر رفتار گسترده و بسیار معنادار به جای اثرگذاری مثبت و معنادار بر میزان لگاریتم ارزش افزوده این کارگاه‌ها، به صورت منفی و معنادار عمل می‌کند. به عبارت دیگر در رژیم اول این مدل، ضریب برآوردی برای متغیر لگاریتم سرانه تولید کارگاه‌های صنعتی به میزان ۰.۱۷۱ بوده که این ضریب برای رژیم دوم مدل به میزان

۰۶۳۷- تغییر می‌نماید. به آن معنا که اگر مقدار لگاریتم مالیات بر ارزش فروش محصولات تولیدی کارگاه‌های صنعتی از ۴.۸۹۸ واحد فراتر برود، به عبارت دیگر افزایش تلاش جهت وصول بیشتر مالیات‌های اعمال شده بر ارزش فروش محصولات تولیدی این کارگاه‌ها با کاهش سرانه تولیدی کارگاه‌ها مواجه خواهد شد که با توجه به سیاست‌های کلان اقتصادی و برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور و نیز سیاست‌های ابلاغی مقام معظم رهبری این امر می‌تواند موجب خسارت‌های جبران‌ناپذیری به ارکان تولیدی کشور و به تبع آن تضعیف هرچه بیشتر نظام تولیدی و اقتصادی کشور شود. این امر به عنوان یکی از نتایج مهم این تحقیق و توصیه سیاستی به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران مالیاتی کشور ارائه شد.

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

سپاسگزاری

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

ORCID

Maryam Kianighalehno 	http://orcid.org/0009-0005-1217-4803
Mohsen Zayandehroody 	https://orcid.org/0009-0007-5983-1668
Ali Rajabali Raeis Pour 	https://orcid.org/0000-0002-3854-4731

منابع

۱. آلمن، موریس. (۱۳۹۷). کتاب اقتصاد رفتاری. ترجمه محسن رزانی و همکاران، انتشارات آوند دانش.
۲. پژویان، جمشید. (۱۳۹۹). کتاب اقتصاد بخش عمومی (مالیات‌ها)، انتشارات جنگل.
۳. چاووشی، کمال الدین، مهدوی کنی، هادی و حسینی، سیدقاسم. (۱۳۸۸). آثار مالیات بر ارزش افزوده بر عملکرد مالی بنگاه‌های صنعتی ایران. مجله تحقیقات مالیات، (۵۹)، ۸۱-۹۷.
۴. حسن‌پور امینی، مطهره، داوری، علی، محمدزاده، امیر و امین خاکی، علیرضا. (۱۴۰۰). طراحی مدل سیاست‌های مالیاتی مشوق کارآفرینی مولد در ایران. مجله مدیریت توسعه و تحول، (۴۸) ۱۲۷-۱۳۶.
۵. حسینی، اکبر و کریمی، رضا. (۱۴۰۳). بررسی رابطه مالیات بر ارزش افزوده و بهره‌وری در صنایع تولیدی. مجله پژوهش‌های اقتصادی ایران، (۷۸)، ۱۴-۲۱.
۶. خدایی، مهدی، جعفری، محمد و فتاحی، شهرام. (۱۳۹۷). بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت-فضا. فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، (۳۱) ۸-۹۴.
۷. زروکی، شهریار، ملاتبار فیروزجایی، فاطمه، نصرنژاد نشلی، سحر و نوروزی، میترا. (۱۴۰۲). تحلیلی نامتقارن از انصاف و پیچیدگی مالیاتی بر رفاه اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، (۳۱) ۳۱-۲۵۰.
۸. ستایش، هدیه، معمارنژاد، عباس، هژبر کیانی، کامبیز و ترابی، تقی. (۱۴۰۱). بررسی اثر کارگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت در اقتصاد ایران. نشریه اقتصاد مالی، (۵۹) ۱۶-۲۲۱-۲۵۲.
۹. شاهنوش فروشانی، محمدصابر و رجب زاده، محمدرضا. (۱۴۰۱). آسیب شناسی معافیت‌ها و مشوق‌های مالیاتی جمهوری اسلامی ایران با رویکرد حمایت از تولید. فصلنامه اقتصاد دفاع انجمن علمی اقتصاد دفاع ایران، (۲۲) ۶-۱۱۱-۱۳۳.
۱۰. صداقت کالمرزی، هانیه و موسوی، میر حسین. (۱۳۹۳). برآوردی از منحنی لافر در ایران: یک رویکرد غیرخطی. نشریه دانشگاه شیراز (IJES)، (۱۳)، شماره پیاپی (۱)، ۵۹-۴۳.
۱۱. صمدی، علی حسین و اوجی مهر، سکینه. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر رفتار موافق ادواری سیاست مالی با تأکید بر تلاطم قیمت نفت: مطالعه موردی ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶). فصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران، (۱۸) ۹-۵۷.
۱۲. گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۹).
۱۳. مکیان، سید نظام الدین، توکلیان، حسین و نجفی فراراه، سید محمد صالح. (۱۳۹۸). بررسی اثر شوک مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی و تورم در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. نشریه اقتصاد مالی، (۴۹) ۱۳-۴۶-۱.
۱۴. موسوی جهرمی، یگانه، ایزدی، سید حسین، رضوی، محمدرضا و خداداد کاشی، فرهاد. (۱۳۹۵). ارزیابی تاثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ (قانون مالیات‌های مستقیم) بر سرمایه‌گذاری و ورود شرکت‌ها به شهرستان‌های کمتر توسعه‌یافته کشور. پژوهشنامه مالیات، (۳۲) (۸۰).

۱۵. نادری، سعید و سلاطین، پروانه. (۱۳۹۷). تاثیر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط. سیاست‌های راهبردی و کلان، ۶(۲۴)، ۵۶۸-۵۹۵.
۱۶. نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور (۱۴۰۰-۱۳۹۰).

References

1. 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)*.
2. Acs, Z. J. (1992). Small Business Economics; a Global Perspective. *Challenge*, 35.38-44. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/05775132.1992.11471626utm_source=chatgpt.com.
3. Acs, Z & Audretsch, D. (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).
4. Agrawal, D. R. & Hoyt, W. H. (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>.
5. Altman, M. (2018). Behavioral Economics (M. Ranani et al., Trans.). *Avand Danesh Publications*. [In Persian].
6. 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>.
7. Audretsch, D.B. & Keilbach, M. (2004). Entrepreneurship Capital and Economic Performance. *Regional Studies*, 38(8), 949-959. <https://doi.org/10.1080/0034340042000280953>.
8. 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*.
9. Benzarti, Y., Carloni, D., Harju, J., & Kosonen, T. (2024). The Production Impact of Value-Added Tax: Firm-Level Evidence from France. *Quarterly Journal of Economics*, 7, 197-210.
10. Biolsi, C. (2017). Nonlinear Effects of Fiscal Policy over the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 78: 54- 87. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2017.01.008>.
11. 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/21083/227013utm_source. DOI: 10.17233/se.48977.
12. Checherita, W. C. & P. Rother (2012). The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Erea. *European Economic Review*, 56(7): 1392–1405. DOI: 10.1016/j.euroecorev.2012.06.007.
13. Cravo, Tulio A., Gourlay, A. & Becker, B. (2012). SMEs and Regional Economic Growth in Brazil. *Small Business Economics*, 38, 217-230. <https://doi: 10.1007/s11187-010-9261-z>.

14. 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.
15. Griliches, Z. (1980). R&D and the Productivity Slowdown. *American Economic Review*, 70, 2, 343–348. <https://doi.org/10.3386/w0434>.
16. 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>.
17. 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. [In Persian].
18. Hosmer, D.W. & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression* (2nd ed.). Wiley. <https://doi.org/10.1002/0471722146>.
19. Hosseini, A., & Karimi, R. (2024). Investigating the relationship between value-added tax and productivity in manufacturing industries. *Iranian Economic Research Journal*, 78, 14–21. [In Persian].
20. Islamic Parliament Research Center. (2020). Research Report. Islamic Parliament Research Center of Iran. [In Persian].
21. Jacobs, J. (1969). *The Economy of Cities*. Vintage, New York
22. Karadag, H. (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/10.11114/bms.v2i2.1049>.
23. 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. [In Persian].
24. 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>.
25. 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. [In Persian].
26. Martinez-V, J. Vulovic, V., & Liu, Y. (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>.

27. 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). [In Persian].
28. Mueller, P. (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>.
29. 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. [In Persian].
30. Pejuyan, J. (2020). *Public Sector Economics (Taxes)*. Jungle Publications. [In Persian].
31. 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. [In Persian].
32. 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. [In Persian].
33. 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. [In Persian].
34. Seyed Razavi, M. A. (2023). Effects of value-added tax on the financial performance of Iranian industrial firms. *Tax Research Journal*, 42, 81–97. [In Persian].
35. 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. [In Persian].
36. Silivestru, D.R (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>.
37. Statistical Center of Iran. (n.d.). Survey results of industrial workshops with 10 or more employees. (2011-2021).
38. 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>.
39. Thurik, R. & Wennekers, S. (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>
40. Wennekers, S. & Thurik, R. (1999). Linking Entrepreneurship and

- Economic Growth. *Small Business Economics*, 13(1), 27–55. <https://doi.org/10.1023/A:1008191119803>.
41. 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. [In Persian].
42. Zhen, L. & Zhou, X. (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 قلعه‌نو، مریم، زاینده‌رودی، محسن و رجبعلی رییس‌پور، علی. (۱۴۰۴). بررسی رابطه بین مالیات بر ارزش فروش محصولات و ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه مالیات، ۳۳(۶۸)، ۱۷۱–۲۱۱.



Journal of Tax Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial4.0 International License.