-- Journal of Economic Research------
Volume 21, Issue 82, Fall 2021, 11-47
joer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/joer.2022.58224.939

Original Research Accepted: 26/Jan/2022 Received: 09/Jan/2021 ISSN: 1735-210x eISSN: 6453-2476

Investigating the Effect of Structural Transformation on the Efficiency of VAT Collection in the Provinces in Iran

Ali Akbar Arabmazar — Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Hojjat Izadkhasti * — Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Sarah Yavari — M.A. in Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Abstract

Value-added tax is levied at various stages of the import, production, distribution, and consumption chain based on a percentage of the value of goods sold or services provided at each stage and ultimately paid by the final consumer. Structural transformation is considered as one of the variables affecting the efficiency of VAT collection often has led to an increase in the share of services in the total value added of the economy. In this study, the effect of structural transformation on the efficiency of VAT collection in provinces of Iran during 2008-2016. The results indicate that the ratio of value added of the service sector to total value added has a negative and significant effect on the efficiency of VAT collection. The value-added ratio of the services sector to the value added of the industrial sector has a negative and significant effect on the efficiency of VAT collection. Also, GDP growth per capita, Gini coefficient and the interval of value-added ratio of the agricultural sector of total value added has a negative effect on the efficiency of VAT collection. The rate of urbanization and the ratio of construction expenditures to total government expenditures have a positive and significant effect on the efficiency of VAT collection in the provinces.

Keywords: Structural transformation, VAT, tax efficiency, GMM method.

JEL Classification: H2, H21, H25.

* Corresponding Author: h_izadkhasti@sbu.ac.ir
How to Cite: Arabamazar, A. A., Izadkhasti, H. & Yavari, S. (1400). Investigating the Effect of Structural Transformation on the Efficiency of VAT Collection in the Provinces of Iran. Journal of Economic Research,82 (21), 11 -47.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۰۶

ISSN:۱۷۳۵-۲۱۰x elSSN: ۶۴۵۳-۲۴۷۶

-- پژوهشنامه اقتصادی ---------

دوره ۲۱، شماره ۸۲، پاییز ۱۴۰۰، ۱۱-۴۷

joer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/joer.2022.58224.939

بررسی اثر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در استان‌های ایران

علی‌اکبر عرب‌مازار | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

حجت ایزدخواستی * | استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

سارا یاوری | کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

چکیده

مالیات بر ارزش‌افزوده در مراحل مختلف زنجیره واردات، تولید، توزیع و مصرف براساس درصدی از ارزش کالاهای فروخته شده یا خدمات ارائه شده در هر مرحله اخذ و در نهایت توسط مصرف‌کننده نهایی پرداخت می‌شود. تبدیل ساختاری به عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده اغلب منجر به افزایش سهم خدمات در مجموع ارزش‌افزوده اقتصاد خواهد شد. در این پژوهش به بررسی تاثیر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در ۳۰ استان در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۷) با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پویا پرداخته می‌شود. نتایج حاصل بیانگر آن است که نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده اثر منفی و معناداری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته است. نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت، اثر منفی و معناداری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته است. همچنین رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، ضریب جینی و وقفه نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی از کل ارزش‌افزوده اثر منفی بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته اند. نرخ شهرنشینی و نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت نیز اثر مثبت و معناداری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها داشته‌اند.

کلیدواژه‌ها: تبدیل ساختاری، مالیات بر ارزش افزوده، کارایی مالیاتی، روش GMM.

طبقه‌بندی JEL: H2, H21, H25

* نویسنده مسئول: h_izadkhasti@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

مالیات بر ارزش‌افزوده براساس درصدی از ارزش کالاهای فروخته شده یا خدمات ارائه شده در هر مرحله به وسیله مصرف‌کننده نهایی پرداخت می‌شود و در بیش از ۱۶۵ کشور مورد استفاده قرار گرفته است (ایزدخواستی و عرب‌مازار، ۱۳۹۶). این نوع مالیات منجر به گسترش پایه مالیاتی، شفاف‌سازی فعالیت‌های اقتصادی و تشویق سرمایه‌گذاری و تولید شده است. براساس داده‌های بانک جهانی در سال ۲۰۲۱، میانگین نسبت مالیات بر کالاها و خدمات از کل درآمدهای دولت در جهان طی دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ برابر ۳۲/۹ درصد بوده است. این نسبت در کشورهای اتحادیه اروپا برابر ۳۳/۹ درصد، در کشورهای با درآمد متوسط برابر ۳۴/۹ درصد و در کشورهای با درآمد بالا ۳۶/۷ درصد بوده است.

براساس آمارهای گزارش شده سازمان مالیاتی کل کشور، مالیات بر کالاها و خدمات از ۷/۱ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۱ به ۵۹/۶ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته است. کل درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده نیز از ۱/۳ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۸۷ به ۴۶/۴ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته است.

نرخ و پایه مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای مختلف دنیا متفاوت بوده و متوسط نرخ به‌کار گرفته شده ۵ تا ۱۸ درصد بوده است[۱]. میانگین نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای (OECD)[۲] در سال ۲۰۱۹ برابر ۱۹/۲ درصد بوده است. نرخ مالیات بر ارزش‌افزوده در ایران از ۳ درصد در سال ۱۳۸۷ به ۹ درصد در سال ۱۳۹۴ افزایش یافته است. در سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ نیز نرخ مالیات بر ارزش‌افزوده ۹ درصد اعمال شده است.

هر چند در بعضی از کشورها، برخی از خدمات مثل خدمات دارویی، بیمارستانی، امنیتی، خانه، بیمه، پستی و زیربنایی مثل آب، برق و گاز مشمول مالیات نمی‌شوند، اما در برخی دیگر از کشورها، پایه مالیات بر ارزش‌افزوده وسیع‌تر از سایر مالیات‌های سنتی بوده و خدماتی از قبیل خدمات تفریحی، حمل‌ونقل، قانونی، ملکی و حتی زیربنایی را نیز دربر

---

۱. در این زمینه می‌توان مراجعه کرد به:

Worldwide VAT GST & Sales Tax Guide (2019).
Available at http://www.ey.com/en_gl/tax-guides/worldwide-vat--gst-and-sales-tax-guid.

2. Organisation for Economic Co-operation and Development

می‌گیرد. در اغلب کشورها از جمله جامعه اقتصادی اروپا[1]، ساختار نرخ‌گذاری دوگانه اعمال می‌شود. این ساختار شامل یک نرخ عمومی (استاندارد) بر کالاها و خدمات و یک نرخ پایین‌تر از آن بر مواد غذایی، دارو، سوخت منازل، کتاب‌ها، مجلات و حمل‌ونقل عمومی اعمال می‌شود (ایزدخواستی و عرب‌مازار، ۱۳۹۶).

یکی از عوامل مهم اثرگذار بر عملکرد مالیات بر ارزش‌افزوده و کارایی وصول آن، تبدیل ساختاری[2] به عنوان نماینده‌ای از تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصادی است. ترکیب بخش های اقتصادی نیز به سرعت در حال تغییر است؛ به‌گونه‌ای که اقتصاد بسیاری از کشورها، از تولیدات اولیه کشاورزی به صنعت و از صنعت متکی بر منابع طبیعی به صنعت بر مبنای سرمایه انسانی ماهر و فناوری بالا و در نهایت خدمات پیشرفته، حرکت کرده و منجر به افزایش سهم خدمات در مجموع ارزش‌افزوده اقتصاد می‌شود (Cevik, et al., 2019). در این راستا، سهم ارزش‌افزوده بخش خدمات از کل ارزش‌افزوده و سهم ارزش‌افزوده بخش خدمات به سهم ارزش‌افزوده بخش بخش صنعت در دهه گذشته در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تغییر کرده است. این روند در ایران نیز اتفاق افتاده است؛ موضوعی که می‌تواند از طرق مختلف بر میزان مالیات بر ارزش‌افزوده دریافتی به وسیله دولت اثرگذار باشد.

براساس آمارهای منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران، سهم ارزش‌افزوده بخش خدمات از تولید ناخالص در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ روندی صعودی داشته و از ۴۷/۳ به ۵۶/۲ درصد افزایش یافته است. میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده استان‌ها در دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵، ۵۷ درصد بوده است. همچنین میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ۹ درصد، میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت ۲/۴۶ و میانگین کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولید در استان‌ها ۳۵ درصد بوده است.

تغییرات صورت گرفته در ترکیب بخش‌های مختلف اقتصادی از طریق کانال‌های مختلفی بر نوع مالیات‌ها و ساختار حاکم برآن، اثرگذار بوده است. تبدیل ساختاری در اقتصاد منجر به افزایش سهم خدمات در مجموع ارزش‌افزوده اقتصاد می‌شود (Cevik, et al.,

1. European Commission
2. Structural Transformation

2019). برخی محققین تبدیل ساختاری را با تغییر در سهم اشتغال بخش‌های مختلف اقتصاد تعریف کرده‌اند. تبدیل ساختاری ابعاد بسیاری را دربر می‌گیرد که ممکن است تاثیرات متفاوتی بر کارایی مالیاتی یک کشور داشته باشد. اگر تبدیل ساختاری منجر به سطح بالاتری از درآمد سرانه و توسعه نهادی بیشتر شود، این امر می‌تواند منجر به افزایش در درآمدهای مالیاتی شود. در یک بعد گسترده‌تر، تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصادی به لحاظ نظری و کاربردی با بهره‌وری، رشد و توسعه اقتصادی همراه است و باعث تغییر درآمد سرانه و در نهایت اثرگذاری بر درآمدهای مالیات‌های و کارایی مالیاتی خواهد شد.

بنابراین، سوال اساسی این است که تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصاد چگونه می‌تواند کارایی نظام مالیات بر ارزش‌افزوده را تغییر دهد؟ مسأله اصلی این پژوهش بررسی اثر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در استان‌های ایران در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۷)[1] با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پویا است. نوآوری این پژوهش محاسبه کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در استان‌های ایران و بررسی عوامل موثر بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده با تاکید بر تبدیل ساختاری است که با استفاده از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)[2] مبتنی بر الگوهای داده‌های تابلویی پویا صورت می‌گیرد.

سازماندهی این مقاله در ادمه به این صورت است که در بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه پژوهش بیان می‌شود. در بخش سوم، الگوی پژوهش بیان می‌شود. در بخش چهارم، تصریح الگوی اقتصادسنجی صورت می‌گیرد. در بخش پنجم، برآورد الگوی تحقیق و تحلیل نتایج انجام می‌گیرد و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادات بیان می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

۱. با توجه به اینکه سال شروع اخذ مالیات بر ارزش افزوده ۱۳۸۷ بوده است و ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی در استان‌ها با تاخیر سه ساله توسط مرکز آمار گزارش می‌شود، دوره مورد بررسی از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ در نظر گرفته شده است.

2. Generalized Method of Moments

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. کارایی مالیات بر ارزش افزوده

مالیات بر ارزش‌افزوده در دهه‌های گذشته در بیش از ۱۶۵ کشور در جهان اجرا شده است[۱]. در اغلب کشورها از جمله جامعه اقتصادی اروپا (EC)[۲] ساختار نرخ‌گذاری دو یا چندگانه اعمال می‌شود. این ساختار شامل یک نرخ عمومی (استاندارد) بر کالاها و خدمات و یک نرخ پایین‌تر از آن است که بر مواد غذایی، دارو، سوخت منازل، کتاب‌ها، مجلات و حمل‌و نقل عمومی اعمال می‌شود. میانگین نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای OECD در سال ۲۰۱۹ برابر ۱۹/۲ درصد بوده است (ایزدخواستی و عرب‌مازار، ۱۳۹۶). کارایی وصول مالیات بر ارزش افزوده[۳] که به آن نسبت بهره‌وری[۴] نیز گفته می‌شود به شیوه تولید و مصرف محاسب می‌شود و به پایه بالقوه مالیات بر ارزش افزوده[۵] و عملکرد مالیات

---

۱. سابقه مالیات بر ارزش افزوده به جنگ جهانی اول برمی‌گردد. در سال ۱۹۲۰، مالیات بر ارزش افزوده توسط فون‌زیمنس (Von Siemens) در جهت تامین هزینه‌های دولت آلمان معرفی شد. سپس، آدامز (Adams) در سال ۱۹۲۱، پایه مالیاتی مشابهی را براساس روش فاکتورنویسی- اعتباری (Sales & Turnover Taxes) در آمریکا مطرح کرده است. موریس لوره (Laure, M.) نیز نقش قابل توجهی در توسعه مفهومی این سیستم مالیاتی در فرانسه داشته است و از وی به عنوان پدر مالیات بر ارزش نام برده می‌شود. این پیشنهادها در فاصله جنگ جهانی اول و دوم مورد استقبال قرار نگرفت (نادران، ۱۳۸۳). دانمارک در سال ۱۹۶۷، آلمان غربی در سال ۱۹۸۶، هلند در سال ۱۹۶۹، لوکزامبورگ در سال ۱۹۷۰، بلژیک در سال ۱۹۷۱، ایرلند در سال ۱۹۷۲، ایتالیا در سال ۱۹۷۳ و انگلستان در سال ۱۹۷۳ اقدام به وضع مالیات بر ارزش‌افزوده کردند. در دهه‌های بعدی، کشورهای دیگری از قبیل برزیل، اروگوئه، مکزیک، آرژانتین، شیلی، ساح عاج، آمریکا، ژاپن، استرالیا، نروژ، سوئد، الجزایر، مغرب و تونس نظام مالیات بر ارزش افزوده را جایگزین برخی مالیات‌های دیگر از قبیل مالیات بر فروش کالاهای کارخانه‌ای، مالیات بر کل فروش و مالیات بر درآمد شرکت‌ها کرده‌اند (تایل، ۱۹۹۱). در سال‌های اخیر مالیات بر ارزش افزوده در کشورهایی بوسنی (۲۰۰۶)، گویان (۲۰۰۷)، تاجیکستان (۲۰۰۷)، ایران (۲۰۰۸)، لائوس (۲۰۰۹) و کنگو (۲۰۱۲) اجرا شده است.در اواسط دهه ۱۹۶۰ جامعه اروپا (EC) به منظور هماهنگ‌سازی نظام مالیاتی و بهبود جریان کالاها و خدمات، تمام کشورهای عضو را مکلف به پذیرفتن ساختار مالیات بر ارزش افزوده کرد و پذیرش این مالیات را به عنوان یکی از پیش‌نیازهای لازم به منظور عضویت در جامعه اروپا قرار داد. بر این اساس، در دهه ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ بسیاری از اعضای جامعه مشترک کشورهای اروپایی این مالیات را پذیرفتند (ضیائی بیگدلی و طهماسبی بلداجی، ۱۳۸۳).

2. European Community
3. Collection Efficiency of the Value Added Tax
4. Productivity ratio
5 .The Base of the Value Added Tax (BVAT)

بر ارزش‌افزوده بستگی دارد. در محاسبه پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولیدی، تمام کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای مشمول مالیات هستند و پایه مالیات بر ارزش‌افزوده برابر است با (رابطه (۱)).

$$B_{VAT-P} = GDP_t = C_t + I_t + G_t + (X_t - M_t) \qquad (۱)$$

که در آن GDP تولید ناخالص داخلی، C مخارج مصرفی، I مخارج سرمایه‌گذاری، G مخارج دولت، X صادرات و M واردات کالاها و خدمات در زمان t است.

در ایران مالیات بر ارزش‌افزوده براساس اصل هدف (اصابت به مصرف داخلی) بنا شده است. نقطه شروع محاسبه پایه مالیات بر ارزش‌افزوده در روش مصرفی، تولید ناخالص داخلی است، اما لازم است که تعدیلاتی در آن صورت گیرد. با توجه به اینکه در مالیات بر ارزش‌افزوده از نوع مصرفی، سرمایه‌گذاری مشمول نرخ صفر است از پایه مالیاتی کسر می‌شود. همچنین صادرات کالاها و خدمات در خارج از کشور و واردات کالاها و خدمات در داخل کشور مصرف می‌شود؛ بنابراین، صادرات از پایه مالیاتی کسر و واردات به پایه مالیاتی افزوده می‌شود و پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده از نوع مصرفی مبتنی بر اصل هدف برابر است با (رابطه (۲)).

$$B_{VAT-P} = GDP_t - I_t - (X_t - M_t) = C_t + G_t \qquad (۲)$$

برخی مشاغل و کالاها و خدمات در نظام مالیات بر ارزش‌افزوده مشمول معافیت یا مشمول نرخ صفر می‌شوند. بنابراین، لازم است در محاسبه پایه مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولیدی و مصرفی تعدیلاتی براساس نوع معافیت (معافیت یا نرخ صفر) و آستانه مالیاتی صورت گیرد. پس از تعدیلات مربوط به کالاهای مصرفی معاف از مالیات و فروش کالاها و خدمات واسطه‌ای مشمول مالیات استفاده شده در بخش‌های معاف، پایه مالیات بر ارزش‌افزوده برابر است با (Mackenzie, G.A., 1991):

$$B_{VAT} == C_t - C_E + IS_{T,E} \qquad (۳)$$

که در آن C_E ارزش کالاهای نهایی مصرفی معاف از مالیات است. $IS_{T,E}$ بیانگر مجموع ارزش فروش کالاها و خدمات واسطه‌ای مشمول مالیات است که در بخش‌های معاف از

مالیات استفاده شده است. پایه مالیاتی به‌دست آمده با استفاده از دو روش بیان شده، حداکثر توان اقتصاد برای پرداخت مالیات را نشان می‌دهد و اصطلاحا به آن پایه مالیاتی قانونی گفته می‌شود. کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در روش تولیدی از تقسیم سهم درآمد مالیات بر ارزش در تولید ناخالص داخلی بر نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در زمان t حاصل می‌شود. همچنین کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در روش مصرفی از تقسیم سهم درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در مصرف نهایی بر نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در زمان t حاصل می‌شود (Erbill, et al., 2001).

۲-۲. تبدیل ساختاری و اثرات آن بر کارایی مالیاتی

تبدیل ساختاری با تغییر ترکیب بخش‌های مختلف اقتصادی و اندازه نسبی آن‌ها در ارزش‌افزوده، تعریف می‌شود. به بیان دیگر، تبدیل ساختاری در اقتصاد منجر به افزایش سهم خدمات در مجموع ارزش‌افزوده اقتصاد می‌شود (Cevik, et al., 2019). برخی محققین تبدیل ساختاری را با تغییر در سهم اشتغال بخش‌های مختلف اقتصاد تعریف کرده‌اند. (رضایی، ۱۳۹۶). تبدیل ساختاری ابعاد بسیاری را دربر می‌گیرد که ممکن است تاثیرات متفاوتی بر کارایی مالیاتی یک کشور داشته باشد. اگر تبدیل ساختاری منجر به سطح بالاتری از درآمد سرانه و توسعه نهادی بیشتر شود، این امر می‌تواند منجر به افزایش در درآمدهای مالیاتی شود.

در یک بعد گسترده‌تر، تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصادی به لحاظ نظری، اغلب با مفاهیمی همانند رشد و توسعه اقتصادی همراه است و از منظر کاربردی نیز تغییرات ساختاری با موضوعاتی همچون تفاوت‌های بهره‌وری، ساعات کاری، ادوار تجاری، نابرابری دستمزدها و نظایر آن همراه بوده است. براساس حقایق آشکار شده، تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصادی، می‌تواند تغییرات درآمد سرانه را به میزان قابل توجهی توضیح دهد. همچنین سهم بخش کشاورزی در اقتصاد کشورهای فقیر بالاتر است. این در حالی است که برای کشورهای ثروتمند، خدمات سهم بالاتری را به خود اختصاص داده است. علاوه بر این، اشتغال در بخش کشاورزی کشورهای فقیر و بخش خدمات کشورهای ثروتمند بسیار بالاتر است. دستمزد پرداختی به نیروی کار در تولید ناخالص داخلی کشورهای ثروتمند نیز

سهم بیشتری نسبت به کشورهای فقیر دارد. این حقایق نشان‌دهنده ارتباط دو طرفه رشد اقتصادی و ترکیب بخش‌های مختلف اقتصاد است (رضایی، ۱۳۹۶).

بنابراین، تبدیل ساختاری از کانال افزایش بهره‌وری بین‌بخشی، علاوه بر اثرگذاری بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه بر درآمدهای مالیاتی و کارایی مالیاتی نیز اثرگذار خواهد بود. به بیان دیگر، تبدیل ساختاری، توانایی اخذ مالیات، ترکیب و نوع مالیاتی که می‌توان در اقتصاد وضع کرد را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد (Besley, T., & Persson, T., 2013). در واقع تبدیل ساختاری، نماینده‌ای از تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصاد در نظر گرفته می‌شود. به عنوان مثال، در صورتی که اقتصاد زیرزمینی و غیررسمی به دلیل تحولات شکل گرفته در اقتصاد کاهش پیدا کند، آنگاه انتظار بر این است که پایه‌های مالیاتی افزایش یابد و منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شود. همچنین در صورتی که بنگاه‌های بزرگ در اقتصاد رشد کنند، ابزاری برای تمکین مالیاتی می‌شود و گسترش بخش مالی، فرآیندهای حسابداری شفاف را تشویق می‌کند که این به نوبه خود فرآیند مالیات‌ستانی را تسهیل می‌کند (Besley, T., & Persson, T., 2013).

کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده از نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده به ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده حاصل می‌شود. بنابراین، با توجه به معافیت‌های قانونی گسترده در اجرای قانون مالیات بر ارزش‌افزوده به خصوص در بخش خدمات (خدمات آموزشی، بهداشتی و درمانی، مالی و بانکی و...) انتظار بر این است که با افزایش رشد تولید، درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده کمتر از ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده افزایش یابد و این امر باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده می‌شود. همچنین به دلیل معافیت محصولات تولیدی در بخش کشاورزی انتظار بر این است که افزایش سهم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در کل ارزش‌افزوده ایجاد شده باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده شود. علاوه بر این، هر چه بخش کشاورزی به واحدهای کوچک‌تری تقسیم شده باشد، میزان مالیاتی که می‌توان بر این بخش وضع کرد نیز سخت‌تر می‌شود. به لحاظ سیاسی نیز وضع مالیات بر این بخش چندان عملی نیست. هر چقدر اقتصاد مبتنی بر محصولات کشاورزی باشد و فعالان این بخش بتوانند محصولات خود را به صورت تهاتری عرضه کنند و یا خود مصرف کنند -در چنین ساختار و اقتصادی- به دلیل شفاف نبودن فعالیت‌ها و مبادلات، امکان اخذ مالیات نیز سخت خواهد بود (Botlhole, T.D., 2010).

اگر یک اقتصاد مبتنی بر کشاورزی، بخش اعظمی از محصولات خود را بتواند صادر کند، آنگاه، انتظار بر این است که به صورت غیرمستقیم -از طریق برخی کانال‌ها- درآمدهای مالیاتی افزایش یابد. تعدادی از کشورهای آفریقایی و آمریکای لاتین این‌گونه شرایطی داشته‌اند (Karagoz, K., 2013). بنابراین، به نظر می‌رسد تحولات شکل گرفته در ترکیب بخش‌های مختلف اقتصاد از طریق کانال‌های مختلفی بر نوع مالیات‌ها و ساختار حاکم برآن، اثرگذار بوده است. همچنین ممکن است برخی از بخش‌های اقتصادی به دلیل ماهیت خاص آن‌ها امکان اخذ مالیات راحت‌تری داشته باشند و باعث افزایش درآمدهای مالیاتی شوند.

۲-۳. پیشینه پژوهش

سویک و همکاران[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی اثر تبدیل ساختاری بر کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده در ۱۳۴ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در دوره زمانی (۲۰۱۴-۱۹۷۰) با استفاده از داده‌های تابلویی پویا پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این پژوهشT سهم بالای خدمات از کل ارزش افزوده، باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده شده است. این اثر برای کشورهای توسعه یافته بیش از کشورهای درحال توسعه بوده است. استدلال نویسندگان برای نتایج به‌دست آمده این است که اثر منفی ناشی از افزایش خدمات غیرقابل مبادله‌ای و معافیت‌های مالیاتی خدمات آموزش عمومی و بهداشت عمومی است که باعث محدود کردن پایه مالیات بر ارزش‌افزوده شده‌اند. نتایج همچنین بیانگر این است که باز بودن تجارت و کارایی دولت و شکاف تولید اثر مثبت معنی‌داری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته‌اند.

ایدا[2] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان «سیر تکاملی درآمد بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده و کارایی در اقتصادهای پیشرفته» به برآورد درآمد بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده و کارایی وصول مالیاتی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ در کشورهای اتحادیه اروپا و ژاپن پرداخته است. نتایج بیانگر این است که کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده با شکاف تولید همبستگی دارد.

1. Cevik, et al.
2. Ueda, J.

آدیینکا و همکاران[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «تغییر ترکیب بخش‌های اقتصاد در اقتصاد نیجریه» برای سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۶ به بررسی اثر تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصاد بر بهره‌وری نیجریه پرداخته‌اند. نتایج حاصل بیانگر آن است که تغییرات ترکیب بخش‌های اقتصاد تقریبا یک پنجم از کل تغییرات بهره‌وری نیروی کار نیجریه را در این سال‌ها توضیح می‌دهد. همچنین تعدادی از نیروی کار در بخش کشاورزی به سمت خرده فروشی و عمده‌فروشی در بخش صنعت و حمل‌ونقل، ارتباطات و خدمات بازرگانی و عمومی در بخش خدمات حرکت کرده است. محققین معتقدند که بهره‌وری ضعیف بخش کشاورزی، زیرساخت‌های ناکافی برای حمایت از بخش‌هایی با بهره‌وری بالا و فقدان مهارت‌های لازم در نیروی کار، محدودیت‌هایی برای تغییرات ترکیب بخش‌های اقتصاد بوده‌اند. براساس دیگر نتایج این تحقیق، عواید ناشی از تغییرات ترکیب بخش‌های اقتصاد با توجه به سطح بهره‌وری سال ۲۰۰۹، معادل افزایش ۲۵ درصدی ارزش‌افزوده بوده است.

جورگنسون[2] (۲۰۱۱) در مقاله با عنوان «تغییر ترکیب بخش‌های اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته: مجموعه‌ای از حقایق مشاهده شده» به بررسی تغییر ساختار شکل گرفته در کشورهای پیشرفته، آمریکا و ژاپن از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ به روش داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج بیانگر این است که خدمات بخش غالب فعالیت‌های اقتصادی این کشورها بوده است، اما ناهمگونی قابل توجهی بین زیربخش‌های مختلف خدمات وجود داشته است؛ به طوری که خدمات شخصی، مالی و تجاری رشد بهره‌وری کمی داشته‌اند، اما سهم آن‌ها از تولید ناخالص داخلی و اشتغال افزایش یافته است. همچنین سهم خدمات غیربازاری از تولید و اشتغال افزایش یافته است.

آیزنمن و جینجارک[3] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای به بررسی عوامل موثر بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در بازه زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۰ در ۴۴ کشور با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که یک انحراف معیار تغییر در پایداری نظام سیاسی و سهولت در مشارکت سیاسی، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده را به ترتیب ۳/۱ و ۶/۶ درصد افزایش داده است. همچنین با افزایش یک انحراف معیار در نرخ شهرنشینی،

1. Adeyinka, et al.
2. Jorgenson, D.W. & Timmer, M.P.
3. Aizenman, J. & Jinjarak, Y.

باز بودن تجارت و سهم بخش کشاورزی، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به ترتیب ۱۲/۷، ۳/۹، ۴/۸- درصد تغییر کرده است.

مهاجری و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی عوامل تعیین‌کننده نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص داخلی با تاکید بر حد آستانه ثبت نام با استفاده از روش اقتصادسنجی EGLS[1] در ۴۸ کشور منتخب در دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۰۸) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که حدآستانه ثبت‌نام مالیات بر ارزش‌افزوده باعث افزایش درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده شده است.

ایزدخواستی و عرب مازار (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به تحلیل عملکرد، کارایی وصول و چالش‌های اجرایی قانون مالیات بر ارزش‌افزوده در دوره اجرای آزمایشی در ایران سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۷پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش، نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص داخلی از ۰/۰۶ درصد در سال ۱۳۸۸ به ۱/۲ درصد در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است. همچنین این محققین پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده را با استفاده از روش مکنزی[2] (۱۹۹۱) و جدول داده- ستانده، ۴۰۴ هزار میلیارد تومان برآورد کرده‌اند. از دیگر یافته‌های این تحقیق آن است که نرخ استاندارد، معافیت‌ها، آستانه مالیاتی، شیوه اجرا و قوانین مالیاتی بر عملکرد و کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده اثرگذار بوده است.

رضایی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین تغییرات ساختاری اقتصاد و تغییرات ساختار مالیات در کشورهای منتخب پرداخته است. براساس یافته‌های این پژوهش که برای سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۰ با روش آزمون علیت گرینجر[3] صورت گرفته است، علیت یک طرفه‌ای بین متغیرهای تغییرات ترکیب بخش‌های اقتصاد و تغییرات ترکیب درآمدهای مالیاتی وجود دارد و این رابطه به صورت عکس برقرار نیست.

فطرس و رسولی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی اثر تغییرات ساختاری بر نابرابری در ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰ با استفاده از روش خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)[4] پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش، تغییر ترکیب بخش‌های اقتصاد اثری مثبت و معنی‌دار بر توزیع درآمد داشته است.

---

1. Exponentia Generalized least squares method
2. Mackenzie, G.A.
3. Granger causality
4. Autoregressive distributed lag

آهنگری و خرم‌زاده (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تغییرات ساختار اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی ایران با تاکید بر تولید، صادرات و بهره‌وری نیروی کار برای سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۴۷ با روش اقتصاد سنجی خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که افزایش نسبت بهره‌وری بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور داشته است.

در جمع‌بندی کلی می‌توان بیان کرد که براساس پژوهش سویک و همکاران (۲۰۱۹) تبدیل ساختاری باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده شده است. در پژوهش ایدا (۲۰۱۷)، بین کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده با شکاف تولید همبستگی وجود دارد. در مطالعه آیزنمن و جینجارک (۲۰۰۸) پایداری نظام سیاسی، سهولت در مشارکت سیاسی، شهرنشینی و باز بودن تجارت اثر مثبتی بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته‌اند. در مطالعه جورگنسون (۲۰۱۱) خدمات شخصی، مالی و تجاری رشد بهره‌وری کمی داشته‌اند، اما سهم آن‌ها از تولید ناخالص داخلی و اشتغال افزایش یافته است. بنابراین، نتیجه زیرساخت‌های ناکافی برای حمایت از بخش‌هایی با بهره‌وری بالا و فقدان مهارت‌های لازم در نیروی کار، محدودیت‌هایی برای تغییرات ترکیب بخش‌های اقتصادی ایجاد می‌کند.

۲-٤. حقایق آشکار شده

پس از تصویب لایحه مالیات بر ارزش‌افزوده در ایران در مهرماه ۱۳۸۷، نرخ استاندارد اولیه مالیات مالیات بر ارزش‌افزوده در سال اول اجرای آزمایشی ۳ درصد مقرر شده است و براساس تبصره ۲ ماده (۱۱۷) قانون برنامه پنجم توسعه ایران، مقرر شد تا نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده از سال اول برنامه، سالانه یک درصد افزایش یابد؛ به گونه‌ای که در پایان برنامه پنجم توسعه در سال ۱۳۹۳ به ۸ درصد برسد. در سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ نیز بر مبنای بند «ب» تبصره ۶ قانون بودجه سالیانه، مدت اجرای لایحه مالیات بر ارزش‌افزوده تمدید شد و نرخ آن به ۹ درصد رسیده و نرخ ۹ درصد برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ نیز تمدید شده است.

شاخص‌های مالیاتی مرتبط با مالیات بر ارزش‌افزوده براساس آمارهای گزارش شده سازمان مالیاتی کل کشور در جدول (۱) گزارش شده است و سهم مالیات بر ارزش‌افزوده

از کل درآمدهای مالیاتی از یک درصد در سال ۱۳۸۷ به ۳۵ درصد در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته است. همچنین سهم مالیات بر ارزش‌افزوده از مالیات بر کالاها و خدمات از ۱۵ درصد در سال اول اجرای آن به ۹۵ درصد در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته است.

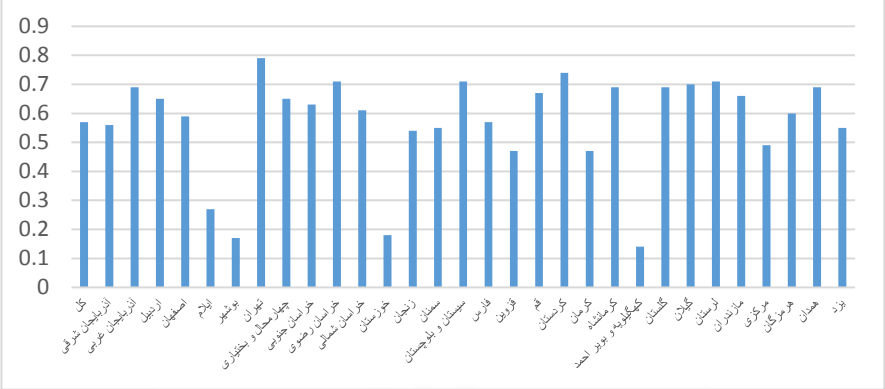
جدول ۱. شاخص‌های مالیاتی مرتبط با مالیات بر ارزش‌افزوده در دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷

سال	نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به کل درآمدهای مالیاتی (درصد)	نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به مالیات بر کالاها و خدمات (درصد)	نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به GDP (درصد)	نرخ استاندارد مالیات بر ارزش افزوده
۱۳۸۷	۱	۱۵	۰/۰۰۶	۳
۱۳۸۸	۵/۳	۵۶/۷	۰/۰۳۹	۳
۱۳۸۹	۷/۳	۵۵/۲	۰/۰۴۱	۳
۱۳۹۰	۹	۵۴/۴	۰/۰۵۱	۴
۱۳۹۱	۱۳	۷۶/۷	۰/۰۷۶	۵
۱۳۹۲	۲۰	۷۵/۹	۱/۱	۶
۱۳۹۳	۲۳/۵	۷۶/۹	۱/۲	۸
۱۳۹۴	۲۵	۸۰	۱/۷	۹
۱۳۹۵	۲۲	۶۶	۱/۶	۹
۱۳۹۶	۲۳	۶۷/۳	۱/۷	۹
۱۳۹۷	۲۱	۶۵	–	۹
۱۳۹۸	۳۵	۹۵	–	۹

منبع: گزارش‌های عملکرد مالی دولت- معاونت نظارت مالی و خزانه‌داری کل کشور

در نمودار (۱)، میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده در استان‌ها در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ نشان داده شده است. میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده در استان‌ها در دوره مورد بررسی برابر ۵۷ درصد بوده است. بیشترین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده مربوط به استان تهران با ۷۹ درصد بوده است و کمترین آن مربوط به استان کهگیلویه و بوراحمد با ۱۴ درصد بوده است.

نمودار ۱. میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده در استان‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۵



منبع: یافته‌های پژوهش براساس داده‌های مرکز آمار ایران

۳. مدل داده‌های تابلویی پویا

در مدل داده‌های تابلویی پویا، متغیر توضیحی باوقفه به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل وارد می‌شود و برآوردهای حداقل مربعات معمولی (OLS) سازگار نیست. نقطه آغاز این بحث، چگونگی وجود تورش در روش اثرات ثابت در مدل داده‌های تابلویی پویا است. در نتیجه باید از روش‌های گشتاور عمومی تعمیم‌یافته (GMM) ارائه شده توسط آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) و تعمیم آن توسط آرلانو و بوور[2] (۱۹۹۵) استفاده کرد. روش‌های گشتاور عمومی تعمیم‌یافته هنگامی به‌کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از دوره زمانی (T) باشد. به طور کلی، این روش نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت‌های مهمی است. بر این اساس، مدل خطی پویای ارائه شده در رابطه (۴) شامل برداری از متغیرهای توضیحی X_t و متغیر درون‌زای با وقفه y_{t-1} است.

$$y_{it} = \rho y_{I,t-1} + \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} |\rho| < 1 \qquad (۴)$$

$$i = 1,2,\dots,N \; t = 1,\dots.,T$$

1. Arellano, M. & Bond, S.
2. Arellano, M. & Bover, O.

که در آن، i شاخص تعداد واحدهای انفرادی (استان‌ها)، t شاخص دوره زمانی و ρ ضریب متغیر درون‌زای با وقفه، α_i اثرات ثابت مخصوص واحدهای انفرادی (استان‌ها) و ε_{it} جزء خطای مدل است. β بردار ضریب متغیرهای مستقل و X_{it} بردار متغیرهای توضیحی به غیر از وقفه متغیر توضیحی است. تخمین‌زن GMM ارائه شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) براساس تبدیل دیفرانسیل مرتبه اول رابطه (۴) و در نتیجه حذف اثرات ویژه هر مقطع رابطه (۵) حاصل می‌شود.

$$y_{it} - y_{it-1} = \rho(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) با استفاده از عمل تفاضل‌گیری، تاثیر ویژه هر منطقه (استان) حذف شده است، اما Δy_{it-1} با جزء خطال مدل $(\Delta\varepsilon_{it})$ همبستگی پیدا کرده و باعث تورش در نتایج تخمین الگوی برآوردی می‌شود. بنابراین، Δy_{it-2} که انتظار می‌رود با Δy_{it-1} همبستگی داشته باشد، اما با جزء خطای مدل $(\Delta\varepsilon_{it})$ در دوره $t = 3,4,\ldots,T$ همبستگی نداشته باشد، می‌تواند به عنوان متغیر ابزاری در تخمین رابطه (۵) با این فرض که ε_{it} دارای خودهمبستگی سریالی نباشد، مورد استفاده قرار گیرد. در نظر گرفتن دو وقفه یا بیشتر از متغیر وابسته در رابطه (۵) شرایط گشتاوری ارائه شده در رابطه (۶) را به وجود می‌آورد.

$$E[y_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}] = 0 \; t = 3, \ldots, T, s \geq 2 \qquad (۶)$$

یکی دیگر از موارد ایجاد تورش در برآورد رابطه (۵) از درون‌زایی احتمالی بین متغیرهای توضیحی مدل و در نتیجه همبستگی با جزء خطا ناشی می‌شود. در متغیرهای برون‌زای قوی، تمام مقادیر گذشته و آینده متغیرهای توضیحی با جزء خطا همبستگی ندارند. شرایط گشتاوری به صورت رابطه (۷) است.

$$E[X_{it-s}\varepsilon_{it}] = 0 \; t = 3, \ldots, T, \forall_s \qquad (۷)$$

فرض برون‌زایی قوی در صورت وجود علیت معکوس (به عنوان مثال، زمانی که $E[X_{it-s}\varepsilon_{it}] \neq 0$ برای تمام $t < s$) مقید و فاقد اعتبار خواهد بود. برای مجموعه‌ای از متغیرهای برون‌زای ضعیف یا متغیرهای توضیحی از پیش تعیین شده، مقادیر جاری و

با وقفه X_{it} می‌تواند ابزارهای مناسبی باشد و شرایط گشتاوری مطابق رابطه (۸) برقرار شود.

$$E[X_{it-s}\varepsilon_{it}] = 0 \; t = 3, \dots, T, s \geq 2 \qquad (۸)$$

محدودیت‌های متعامد بودن ارائه شده در رابطه‌های (۶) تا (۸)، اساس تخمین یک مرحله‌ای روش GMM را تشکیل می‌دهد که تحت فروض استقلال و واریانس همسانی اجزای باقیمانده، تخمین‌های سازگاری را ارائه می‌دهد. در روش‌های گشتاور عمومی تعمیم‌یافته، اجزای باقیمانده تخمین‌زده شده به منظور ایجاد یک ماتریس واریانس- کوواریانس سازگار از شرایط گشتاوری به‌کار گرفته می‌شود. در نتیجه، ممکن است به دلیل همبستگی آن‌ها با مقادیر باقیمانده باعث ایجاد تورش در مقادیر خطاهای انحراف استاندارد و در نتیجه آماره t شود. این امر می‌تواند منجر به استنتاجات آماری غیرقابل اعتماد به ویژه در نمونه‌های به نسبت کوچک شود (Arellano, M. & Bond, S., 1991 and Blundell, R. & Bond, S., 1998). بنابراین، در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین‌زن GMM دو مرحله‌ای به‌کار می‌روند. بر این اساس، در مرحله اول، فرض می‌شود که اجزای خطا در طول زمان و برای تمامی مناطق دارای همسانی واریانس هستند. در مرحله دوم، باقیمانده‌های حاصل شده از مرحله اول برای به دست آوردن تخمین سازگار از ماتریس واریانس- کوواریانس بدون در نظر گرفتن فروض مستقل بودن و همسانی واریانس استفاده می‌شود. بنابراین، تخمین‌زننده دو مرحله‌ای به طور مجانبی نسبت به تخمین‌زننده یک مرحله‌ای بسیار کارا است. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن ابزارهای به‌کار رفته بستگی دارد.

* آزمون سارگان[1]: اعتبار ابزارهای به‌کار رفته در تخمین زننده GMM به‌وسیله آزمون سارگان سنجیده می‌شود. در این آزمون، فرضیه صفر بیانگر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. به عبارت دیگر، مبتنی بر اعتبار شرایط گشتاوری براساس توزیع مجانبی کای دو است.

1. Sargan Test

* آزمون عدم همبستگی اجزای خطا: فرضیه اساسی عدم همبستگی سریالی اجزای خطا نیز با استفاده از آزمون این فرضیه که مقادیر تفاضلی اجزای باقیمانده ($\Delta\varepsilon_{it}$) دارای خودهمبستگی مرتبه دوم نیستند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر بیانگر عدم وجود خودهمبستگی اجزای خطا است. رد فرضیه صفر نشان‌دهنده خودهمبستگی سریالی اجزای خطا و ناسازگاری نتایج تخمین‌زن GMM خواهد بود.

٤. تصریح الگوی اقتصادسنجی

در این پژوهش به بررسی تاثیر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در ۳۰ استان در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پویا پرداخته می‌شود.

٤-١. کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده

کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولیدی از تقسیم سهم درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در تولید ناخالص داخلی بر نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در زمان t -که شکل ریاضی آن در رابطه (۹) نشان داده شده است- حاصل می‌شود (Ebrill, et al., 2001):

$$PVAT_P = \frac{VAT_t}{SR_t \times GDP_t} \qquad (۹)$$

که در آن $PVAT_P$ کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولیدی است و به صورت درصد بیان می‌شود، VAT درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده به عنوان عملکرد نظام مالیات بر ارزش افزوده، GDP_i تولید ناخالص داخلی به عنوان پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده و SR_t نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در زمان t است. هرچه این نسبت پایین‌تر باشد، نشان‌دهنده کاهش درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده به صورت معافیت‌ها، کاهش نرخ‌ها یا اجرای ناقص آن در عمل است. این نسبت بیانگر درصد افزایش در سهم درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در تولید ناخالص داخلی در نتیجه یک درصد افزایش در نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده است.

کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به عنوان یک ابزار برای ارزیابی مالیات بر ارزش‌افزوده مورد استفاده قرار می‌گیرد، اما این شاخص دارای محدودیت‌هایی است. به

عنوان مثال، لحاظ نشدن فعالیت‌های غیررسمی در محاسبه تولید ناخالص داخلی و یا اشتباهات ناشی از اندازه‌گیری تولید ناخالص داخلی باعث ایجاد تورش می‌شود. بنابراین، به دست آوردن نسبت کارایی کامل به شیوه تولیدی از طریق اعمال یک نرخ یکنواخت، گمراه‌کننده است.

٤-۲. کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش مصرف

کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش مصرف، روش دیگری است که عملکرد مالیات بر ارزش‌افزوده را به صورت واقعی‌تر نشان می‌دهد. استفاده از مالیات بر ارزش‌افزوده از نوع مصرف است که در آن کالاهای غیر مصرفی مانند سرمایه‌گذاری از پایه مالیات حذف می‌شود. برای این منظور، شاخص دیگری با عنوان کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش مصرف استفاده می‌شود که از تقسیم سهم درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در مصرف بر نرخ استاندارد مالیات بر ارزش‌افزوده در زمان t محاسبه می‌شود (رابطه (۱۰)).

$$PVAT_P = \frac{VAT_t}{SR_t \times FC_t} \qquad (۱۰)$$

که در آن FC مخارج مصرفی نهایی مشمول مالیات بر ارزش‌افزوده به عنوان پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده در زمان t است. با توجه به اینکه تولید ناخالص داخلی از کل مصرف (مصرف بخش خصوصی و هزینه‌های دولت) بزرگ‌تر است، شاخص کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش مصرف همواره از شاخص کارایی وصول مالیاتی به روش تولید، بیشتر است. چنانچه این نسبت برابر ۱۰۰ حاصل شود، می‌توان بیان کرد که یک نرخ مالیات یکنواخت بر کل مصرف وضع شده است. شاخص غیر از ۱۰۰ به معنی انحراف از اجرای یک نرخ واحد روی کل مصرف خصوصی است. اعمال نرخ صفر روی برخی کالاها (از قبیل کالاهای صادراتی)، کارایی وصول مالیات را به کمتر از صددرصد کاهش می‌دهد. علاوه بر این، لحاظ کردن کالاهای سرمایه‌ای در پایه مالیاتی و یا شکست زنجیره‌ای مالیات بر ارزش‌افزوده که ممکن است باعث مالیات مضاعف بر کالاهای واسطه‌ای و نهایی شود، کارایی وصول مالیات را به بیش از صددرصد افزایش می‌دهد.

محاسبه پایه قانونی با تعدیلاتی در پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده و براساس جدول داده ستانده در یک سال امکان پذیر است. با توجه به اینکه آخرین جدول داده- ستانده که محاسبه شده است مربوط به سال ۱۳۹۰ و به صورت کشوری است؛ بنابرین، امکان برآورده پایه قانونی مالیات بر ارزش‌افزوده دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ و به صورت استانی امکان‌پذیر نیست. در نتیجه در این مطالعه کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده در دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش تولیدی و پایه بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده در دوره مورد اشاره محاسبه شده است. سپس از داده‌های سری زمانی محاسبه شده به عنوان داده‌های متغیر وابسته در الگوی اقتصادسنجی داده‌های تابلویی استفاده شده و برآورد الگو صورت گرفته است و عوامل موثر بر کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده استانی در دوره مدنظر بررسی شده‌اند.

٤-۳. تبدیل ساختاری

تبدیل ساختاری، یکی از عوامل مهم اثرگذار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده تبدیل ساختاری است که با تغییر ترکیب بخش‌های مختلف اقتصادی و اندازه نسبی آن‌ها در کل ارزش افزوده، تعریف می‌شود. در برخی مطالعات از نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده کل و در برخی دیگر از نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت به عنوان شاخص تبدیل ساختاری استفاده کرده‌اند (Cevik, et al., 2019). تبدیل ساختاری از کانال‌های مختلفی می‌تواند بر رشد اقتصادی و درآمدهای مالیاتی اثرگذار باشد. به بیان دیگر، تبدیل ساختاری، توانایی اخذ مالیات، ترکیب و نوع مالیاتی که می‌توان در اقتصاد وضع کرد را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد (Besley, T. & Persson, T., 2013). بنابراین، سوال اساسی این است که تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصاد چگونه می‌تواند کارایی نظام مالیاتی را افزایش دهد؟ اگر تبدیل ساختاری منجر به سطح بالاتری از درآمد سرانه و توسعه نهادی بیشتر شود، این امر می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شود. بخش خدمات طیف گسترده‌ای از انواع کسب‌وکارهای کوچک و بزرگ را شامل می‌شود. از حیث درآمدهای مالیاتی، این بخش از اقتصاد بیشتر متفاوت با بخش‌های دیگر به ویژه بخش صنعت است. برخی از زیربخش‌های خدمات به راحتی قابلیت وضع مالیات با یک ابزار فراگیر را ندارند. به همین دلیل، مقام مالیاتی با استفاده از ابزارهایی مانند مالیات بر فروش و مالیات بر ارزش افزوده، مالیات این بخش را دریافت می‌کنند (Gupta, A., 2007).

یکی از مهم‌ترین عواملی که دریافت مالیات از بخش خدمات را مشکل می‌کند، اقتصاد غیررسمی و یا زیرزمینی است؛ به طوری که هر چقدر سهم بخش خدمات و صنعت در اقتصاد بیشتر شود و از طرفی اقتصاد زیرزمینی نیز بزرگ‌تر شود، نباید انتظار افزایش درآمدهای مالیاتی را داشت (Botlhole, T.D., 2010). همچنین این بخش همچون بخش‌های کشاورزی و صنعت، ممکن است شامل مودیان به نسبت کوچک فراوان باشد که همین موضوع، مشکلات زیادی را در فرآیند مالیات‌ستانی ایجاد می‌کند. امکان اخذ مالیات از بخش صنعت -برخلاف بخش کشاورزی- به دلیل وجود واحدهای اقتصادی بزرگ و متوسط، آسان‌تر است. در واقع با استفاده از استانداردهای موجود حسابداری و حسابرسی و بررسی شواهد و آمار و ارقام می‌توان میزان مالیات را مشخص کرد (رضایی، ۱۳۹۶).

زیر بخش‌های صنعت، مانند معادن نیز منبع قابل توجهی را برای دولت‌ها فراهم می‌کند. این موضوع به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه، مشهودتر است. البته بسیاری از کشورهای در حال توسعه نیز وجود دارند که دچار نفرین منابع هستند؛ یعنی با وجود داشتن منابعی سرشار به دلیل ضعف‌های نهادی و حاکمیتی، عملکرد ضعیفی در فرآیند رشد و توسعه و ایجاد ظرفیت‌های مالیاتی داشته‌اند. در این کشورها چون از منابع طبیعی خود درآمدی راحت کسب می‌کنند، انگیزه کمتری برای بهبود فرآیندهای اخذ مالیات انجام نمی‌دهند. با این وجود اثر بخشی معادن بر درآمدهای مالیاتی چندان روشن نیست (Botlhole, T.D., 2010). در صورتی که بنگاه‌های بزرگ صنعتی در اقتصاد رشد کنند، ابزاری برای تمکین مالیاتی می‌شود و گسترش بخش مالی، فرآیندهای حسابداری شفاف را تشویق می‌کند که این به‌نوبه خود فرآیند مالیات‌ستانی را تسهیل (Besley, T. & Persson, T., 2013). همچنین ممکن است برخی از بخش‌های اقتصادی به دلیل ماهیت خاص آن‌ها امکان اخذ مالیات راحت‌تری داشته باشند و باعث افزایش درآمدهای مالیاتی شوند.

٤-٤. ارزش‌افزوده بخش کشاورزی

به دلیل لحاظ نشدن بخش زیادی از تولیدات بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی به تبع نمی‌توان انتظار سهم بالایی هم در مالیات‌ها به صورت مستقیم از این بخش داشت. همچنین هرچه بخش کشاورزی به واحدهای کوچک‌تری تقسیم شده باشد، میزان مالیاتی که می‌توان بر این بخش وضع کرد سخت‌تر می‌شود. علاوه بر این، به لحاظ سیاسی وضع مالیات بر این بخش چندان عملی نیست.

حقایق آشکار شده بیانگر بالاتر بودن سهم بخش کشاورزی در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و بالاتر بودن سهم خدمات در کشورهای ثروتمند است. همچنین اشتغال در بخش کشاورزی کشورهای فقیر و در بخش خدمات کشورهای ثروتمند بالاتر است. این حقایق نشان‌دهنده ارتباط دو طرفه ترکیب بخش‌های مختلف اقتصادی و رشد اقتصادی است (رضایی، ۱۳۹۶). رشد اقتصادی بالاتر نیز می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شود. علاوه بر این، هر چه اقتصاد مبتنی بر محصولات کشاورزی باشد و فعالان این بخش بتوانند محصولات خود را به صورت تهاتری عرضه و یا خود مصرف کنند در چنین ساختار و اقتصادی به دلیل شفاف نبودن فعالیت‌ها و مبادلات، امکان اخذ مالیات نیز سخت خواهد بود (Botlhole, T.D., 2010). اگر یک اقتصاد مبتنی بر کشاورزی، بخش اعظمی از محصولات خود را بتواند صادر کند، آنگاه، انتظار بر این است که به صورت غیرمستقیم از طریق برخی کانال‌ها، درآمدهای مالیاتی افزایش یابد. تعدادی از کشورهای آفریقایی و آمریکای لاتین این‌گونه شرایطی داشته‌اند (Karagoz, K., 2013).

٤-٥. نرخ شهرنشینی

افزایش نرخ شهرنشینی در اقتصاد و افزایش ارائه خدمات و کالاهای عمومی توسط دولت برای شهروندان، سبب خواهد شد تا تمکین مالیاتی برای جامعه شهری در قبال خدماتی که دریافت می‌کنند، منطقی‌تر و قابل درک‌تر باشد و بر میزان اخذ مالیات تاثیرگذار خواهد بود (Gupta, A., 2007).

٤-٦. کارایی دولت

کارایی و پاسخگویی دولت یکی از مولفه‌های حکمرانی خوب است. در برخی مطالعات ارتباط مثبتی بین کارایی دولت و کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به دست آورده‌اند (Aizenman, J., & Jinjarak, Y., 2008, & Cevik, et al., 2019). در برخی مطالعات رابطه مثبت بین مخارج دولت و مالیات‌ها حاصل شده است (Bikas, E. & Andruskaite, E., 2013 و علیزاده و مطلبی، ۱۳۹۶). در این پژوهش اثر نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استفاده شده است.

٤-٧. نابرابری توزیع درآمد

در صورتی که سطح نابرابری در جامعه بالا باشد و دولت نیز قصد بازتوزیع درآمد را داشته باشد به دلیل اینکه طرح مالیات‌های تصاعدی در مالیات‌های غیرمستقیم (همچون مالیات بر ارزش افزوده) غیرعملی است، مالیات‌های مستقیم (همچون مالیات بر درآمد) اجازه بازتوزیع بیشتری را می‌دهد؛ بنابراین، افزایش نابرابری با افزایش مالیات‌های مستقیم همراه است (مهرآرا و اصفهانی، ۱۳۹۴). در نتیجه، اثر ضریب جینی نیز بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده بررسی می‌شود.

٤-٨. رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی

براساس مبانی نظری انتظار بر این است با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه درآمدهای مالیاتی نیز افزایش یابد و منجر به بهبود عملکرد مالیاتی شود. بیکس و آندروسکیت[1] (۲۰۱۳) نیز رابطه مثبتی بین تولید ناخالص داخلی سرانه و عملکرد نظام مالیاتی به دست آورده‌اند. همچنین در مطالعه مهاجری و همکاران (۱۳۹۹)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص داخلی اثر مثبتی داشته است. کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده از نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده به ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده حاصل می‌شود. بنابراین، با توجه به معافیت‌های قانونی گسترده در اجرای قانون مالیات بر ارزش‌افزوده، انتظار بر این است که با افزایش رشد تولید، درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده کمتر از ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده افزایش یابد و این امر باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده می‌شود.

براساس مبانی نظری و با تعمیم الگوی سویک و همکاران (۲۰۱۹)، الگوی اقتصادسنجی به صورت رابطه (۱۱) تصریح شده است.

$$\begin{aligned} \mathrm{Taxeffc_{it}} = \alpha + \beta_0 \mathrm{Taxeffc_{it-1}} + \beta_1 \mathrm{STR1_{it}} + \beta_2 \mathrm{Agri_{it}} \\ + \beta_3 \mathrm{Gini_{it}} + \beta_4 \mathrm{Urban_{it}} + \beta_5 Dev_{\mathrm{it}} \\ + \beta_6 G\mathrm{dp_{it}} + \beta_6 \mathrm{Agri_{it\text{-}1}} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

1. Bikas, E. & Andruskaite, E.

که در آن، $\mathrm{Taxeffc_{it}}$ کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به روش مصرف، $\mathrm{STR1_{it}}$ نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش افزوده، $\mathrm{Agri_{it}}$ سهم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی از کل ارزش افزوده، $\mathrm{Gini_{it}}$ ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد، $\mathrm{Urban_{it}}$ نرخ شهرنشینی، $\mathrm{Dev_{it}}$ سهم مخارج عمرانی در کل مخارج دولت $\mathrm{Gdp_{it}}$ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی در استا i ام در زمان t و ε_{it} جمله اخلال است. در یک سناریوی دیگر، اثر نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به بخش صنعت به عنوان شاخص تبدیل ساختاری استفاده می‌شود (رابطه (۱۲)).

$$\begin{aligned}\mathrm{Taxeffc_{it}} = \alpha + \beta_0 \mathrm{Taxeffc_{it-1}} + \beta_1 \mathrm{STR2_{it}} + \beta_2 \mathrm{Agri_{it}} \\ + \beta_3 \mathrm{Gini_{it}} + \beta_4 \mathrm{Urban_{it}} + \beta_5 Dev_{\mathrm{it}} \\ + \beta_6 \mathrm{Gdp_{it}} + \beta_6 \mathrm{Agri_{it\text{-}1}} + \eta_{\mathrm{it}}\end{aligned} \qquad (۱۲)$$

که در آن، $\mathrm{STR2_{it}}$ نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به صنعت در استان ام در زمان t و η_{it} جمله اخلال است است. داده‌های مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها از داده‌های گزارش شده سازمان مالیاتی اخذ شده است. داده‌های ارزش‌افزوده بخش خدمات، بخش صنعت، بخش کشاورزی، تولید ناخالص داخلی، جمعیت، نرخ شهرنشینی، ضریب جینی، مخارج عمرانی و کل مخارج دولت به صورت استانی از داده‌های گزارش شده مرکز آمار اخذ شده است.

معادلاتی که در تخمین آن‌ها از اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر مقطع و وجود وقفه وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته که مبتنی بر الگوهای پویای داده‌های تابلویی است، استفاده می‌شود (Barro, R.J. & Lee, J.W., 1996). روش GMM نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت‌های مهمی است؛ اول اینکه مشکل درون‌زا بودن متغیرهای توضیحی وجود ندارد و تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارند، می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند. دوم، استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار موجب از بین رفتن هم‌خطی در الگو می‌شود. سوم، کاربرد این روش موجب حذف بسیاری از متغیرها همانند فرهنگ، قومیت، مذهب و اقلیم می‌شود (Baltagi, B. 2008). سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن آزمون سارگان و آزمون‌های خودهمبستگی سریالی $AR(1)$ و $AR(2)$ بستگی دارد. رد فرضیه صفر در

آزمون اول و عدم رد فرضیه صفر در آزمون دوم شواهدی را دال بر فرض نبود همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. فرضیه صفر در آزمون سارگان نیز بیانگر معتبر بودن متغیرهای ابزاری در مدل برآوردی است.

در جدول (۲) میانگین متغیرهای استانی مورداستفاده در دوره مورد بررسی گزارش شده است. میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده در استان‌ها در دوره مورد بررسی ۵۷ درصد، میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت برابر ۲/۴۵ و میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به کل ارزش‌افزوده برابر ۴۰ درصد بوده است. همچنین میانگین نرخ شهرنشینی برابر ۶۵ درصد، میانگین ضریب جینی برابر ۰/۳۳ و میانگین کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولید برابر ۳۸ درصد بوده است.

جدول ۲. میانگین متغیرهای استانی مورد استفاده در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷

	نسبت ارزش‌افزوده کشاورزی به کل ارزش‌افزوده	رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	نسبت ارزش‌افزوده خدمات به کل ارزش‌افزوده	نسبت ارزش‌افزوده خدمات به صنعت	نرخ شهرنشینی	نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت	ضریب جینی	میانگین کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولید
میانگین کل استان‌ها	۰/۰۹	۰/۶۲	۰/۵۷	۲/۴۶	۰/۶۵	۰/۴۷	۰/۳۳	۰/۳۵
آذربایجان شرقی	۰/۰۷	۰/۱۷	۰/۵۶	۱/۵۷	۰/۶۸	۰/۴۵	۰/۳۴	۰/۳۰
آذربایجان غربی	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۶۹	۳/۶۵	۰/۶۲	۰/۴۵	۰/۳۲	۰/۱۲
اردبیل	۰/۱۶	۰/۰۷	۰/۶۵	۳/۵۳	۰/۶۲	۰/۴۵	۰/۳۲	۰/۱۲
اصفهان	۰/۰۴	۰/۲۳	۰/۵۹	۱/۶۸	۰/۸۵	۰/۴۱	۰/۳۵	۰/۶۱
ایلام	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۲۷	۰/۴۱	۰/۶۳	۰/۴۹	۰/۳۲	۰/۱۴
بوشهر	۰/۰۲	۰/۳۰	۰/۱۷	۰/۲۲	۰/۶۸	۰/۷۰	۰/۳۲	۰/۸۱
تهران	۰/۰۱	۰/۱۷	۰/۷۹	۳/۹۰	۰/۹۲	۰/۳۷	۰/۳۷	۱/۰۱
چهارمحال و بختیاری	۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۶۵	۳/۲۴	۰/۵۷	۰/۴۶	۰/۳۲	۰/۱۲

ادامه جدول ۲

	نسبت ارزش افزوده کشاورزی به کل ارزش‌افزوده	رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	نسبت ارزش‌افزوده خدمات به کل ارزش‌افزوده	نسبت ارزش افزوده خدمات به صنعت	نرخ شهرنشینی	نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت	ضریب جینی	میانگین کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده به روش تولید
خراسان جنوبی	۰/۱۶	۰/۰۸	۰/۶۷	۲/۹۴	۰/۵۵	۰/۵۲	۰/۳۰	۰/۱۷
خراسان رضوی	۰/۰۷	۰/۳۳	۰/۷۰	۳/۱۹	۰/۷۱	۰/۴۵	۰/۳۵	۰/۲۶
خراسان شمالی	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۶۲	۲/۵	۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۳۵	۰/۱۴
خوزستان	۰/۰۳	۰/۷۰	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۷۰	۰/۶۴	۰/۳۴	۰/۶۰
زنجان	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۵۴	۱/۶۰	۰/۶۲	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۳۸
سمنان	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۵۵	۱/۵۷	۰/۷۷	۰/۳۷	۰/۳۳	۰/۴۵
سیستان و بلوچستان	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۷۱	۴/۰۰	۰/۴۹	۰/۵۶	۰/۳۹	۰/۱۸
فارس	۰/۱۰	۰/۱۸	۰/۵۷	۱/۷۶	۰/۶۶	۰/۴۲	۰/۳۵	۰/۲۰
قزوین	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۴۷	۱/۰۹	۰/۷۲	۰/۴۶	۰/۳۰	۰/۶۸
قم	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۶۷	۲/۳۴	۰/۹۵	۰/۴۹	۰/۳۳	۰/۲۶
کردستان	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۷۴	۵/۱۰	۰/۶۵	۰/۴۹	۰/۳۱	۰/۱۲
کرمان	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۴۷	۱/۲۵	۰/۵۸	۰/۴۵	۰/۳۵	۰/۴۹
کرمانشاه	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۶۹	۳/۲۹	۰/۶۹	۰/۴۵	۰/۳۳	۰/۱۴
کهگیلویه و بویر احمد	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۳۲	۰/۱۳
گلستان	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۶۹	۴/۴۵	۰/۵۱	۰/۴۱	۰/۳۹	۰/۱۲
گیلان	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۷۰	۳/۳۶	۰/۵۸	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۲۶
لرستان	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۷۸	۴/۳۲	۰/۶۱	۰/۵۰	۰/۳۲	۰/۱۳
مازندران	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۶۶	۳/۶۹	۰/۵۵	۰/۳۵	۰/۳۱	۰/۱۹
مرکزی	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۴۹	۱/۱۳	۰/۷۳	۰/۴۶	۰/۳۴	۱/۴۱
هرمزگان	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۶۰	۱/۸۸	۰/۵۰	۰/۵۳	۰/۳۴	۱/۱۶
همدان	۰/۱۴	۰/۰۸	۰/۶۹	۴/۰۴	۰/۵۹	۰/۴۳	۰/۳۴	۰/۱۵
یزد	۰/۰۵	۰/۱۴	۰/۵۷	۱/۴۹	۰/۸۲	۰/۴۱	۰/۳۰	۰/۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش براساس داده‌های مرکز آمار ایران

۵. برآورد الگو و تحلیل نتایج

یکی از آزمون‌های مهمی که باید قبل از برآورد الگو انجام شود تا از برآورد رگرسیون کاذب جلوگیری شود، آزمون پایایی متغیرها است. نتایج آزمون ریشه واحد لوین لین چو (LLC)[1] در جدول (۳) گزارش شده است و بیانگر این است که همه متغیرها در سطح مانا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرها

نام متغیر	نماد متغیر	آزمون ریشه واحد لوین، لین چو		نتیجه
		آماره آزمون	مقدار احتمال	
کارایی وصول مالیات بر ارزش افزوده	Taxeffc	-۸/۸۷	۰/۰۰۰	I(0)
نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش افزوده	STR1	-۸/۷۷	۰/۰۰۰	I(0)
نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت	STR2	-٤/٢٤	۰/۰۰۰	I(0)
نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به کل ارزش افزوده	Agri	-۱۲/۳۵	۰/۰۰۰	I(0)
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	*Gdp*	-۷/۵۰	۰/۰۰۰	I(0)
نرخ شهرنشینی	Urbn	-۵/۵۵	۰/۰۰۱	I(0)
ضریب جینی	Gini	-۱۱/۹۸	۰/۰۰۰	I(0)
نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت	*Dev*	-۲/۲۸	۰/۰۱	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد الگو به روش GMM دو مرحله‌ای و با استفاده از نرم افزار Stata 15 انجام شده است. در ادامه نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در جدول (۴) گزارش شده است.

1. Levin Lin & Chow

جدول ٤. نتایج برآورد الگوی تحقیق به روش GMM

متغیرها	نماد	مدل ۱	مدل ۲
وقفه اول کارایی وصول مالیات بر ارزش افزوده	Taxeffc(-1)	۰/۱٤۲ (۲۱/۰٥)***	۰/۱٤۳ ۲٥/۷)***
نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش افزوده	STR1	-۰/۱٥۹ (-۱/۹٥)*	-
نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت	STR2	-	-۰/۰۲۲ (-٤/۳٥)***
نسبت ارزش‌افزوده کشاورزی به کل ارزش افزوده	Agri	۰/۲۰۷ (۸/۹٤)***	۰/۲۲۷ (۹/۷٤)***
وقفه اول نسبت ارزش‌افزوده کشاورزی به کل ارزش افزوده	Agri(-1)	-۰/۰۸۰ (-٦/٦۳)***	-۰/۰۸۳ (-۸/٤۳)***
ضریب جینی	Gini	-۰/۳۹٦ (-۳/٤۲)***	-۰/۳۷۰ (-۳/۱٤)***
نرخ شهرنشینی	Urbn	۱/٥۰۸ (۱۲/٦٥)***	۱/٥۷۸ (۱٥/۲۰)***
نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت	*Dev*	۰/۱۳۲ (۸/۱۳)***	۰/۱۲۳ (۸/۸٤)**
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	*Gdp*	-۰/۰۳۳ (-٤/٥۷) **	-۰/۰۲۹ (-٥/٥۲)**

- اعداد بیانگر ضرایب برآوردی و مقادیر داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون هستند.
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ٥ و ۱۰ ۱۰ درصد است.
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی آرلانو- باند در مدل‌های برآوردی در جدول (٥) گزارش شده است.

جدول ٥. نتایج آزمون خودهمبستگی مدل‌های برآوردی

	آزمون خودهمبستگی مدل اول		آزمون خودهمبستگی مدل دوم	
	آماره t	P-value	آماره t	P-value
AR(1)	-۱/٥۱	۰/۰۱۲	-۱/٥۰	۰/۰۱۳
AR(2)	۰/٥۳٥	۰/٥۹۲	۰/٤۷۷	۰/٦۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی آرلانو- باند، بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم است. نتایج آزمون سارگان در مدل‌های برآوردی در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ٦. نتایج آزمون سارگان مدل‌های برآوردی

مدل اول		مدل دوم	
آماره x	P-value	آماره x	P-value
۲۳/۹۰	۰/۲۹۷	۲۳/٦٥	۰/۳۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتیجه به‌دست آمده از این آزمون، فرض صفر مبنی بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد تایید است. بنابراین، نتایج آزمون‌های برآوردی بیانگر عدم خودهمبستگی سریالی و معتبر بودن متغیرهای ابزاری در مدل برآوردی است. در نتیجه سازگاری تخمین‌زننده GMM تایید می‌شود.

نتایج حاصل از الگوی‌های برآوردی در جدول (۴) بیانگر این است که وقفه کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها در الگوهای برآوردی اثر مثبت و معنادار دارند و در سطح یک درصد معنادار هستند. نسبت ازش افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده و نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت به عنوان متغیرهای تبدیل ساختاری اثری منفی بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها دارند. با افزایش یک درصد نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده استان‌ها، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده میزان ۰/۱۵۹ کاهش یافته است و در سطح ۱۰ درصد معنادار است. همچنین افزایش یک درصد نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به ارزش‌افزوده بخش صنعت استان‌ها، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده به میزان ۰/۰۲۲ کاهش یافته است و در سطح یک درصد معنادار است. این نتایج با نتایج سویک و همکاران (۲۰۱۹)، مطابقت دارد.

اگر تبدیل ساختاری منجر به سطح بالاتری از درآمد سرانه و توسعه نهادی شود، این امر می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شود. بنابراین، سهم بالای خدمات از کل ارزش افزوده، باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده شده و اثر منفی ناشی از افزایش خدمات

غیر قابل مبادله‌ای و معافیت‌های مالیاتی خدمات آموزش عمومی و بهداشت عمومی است که باعث محدودکردن پایه مالیات بر ارزش‌افزوده شده‌اند.

نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به کل ارزش‌افزوده استان‌ها بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها اثری مثبت و معنی‌دار داشته است و با افزایش یک درصد نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به کل ارزش‌افزوده استان‌ها، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها در الگوی اول و دوم به ترتیب ۰/۰۸۰ و ۰/۰۸۳ افزایش یافته است و در سطح یک درصد معنادار هستند. با توجه به اینکه این نتیجه با مبانی نظری انطباق ندارد و به دلیل وقفه بین محصولات کشاورزی در دوره تولید و مصرف، نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به کل ارزش‌افزوده استان‌ها با یک وقفه نیز وارد مدل‌های برآوردی شده است و اثری منفی و معنی‌دار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها داشته است. با افزایش یک درصد نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به کل ارزش‌افزوده استان‌ها،کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها در الگوی اول و دوم به ترتیب ۰/۲۰۷ و ۰/۲۲۷ کاهش یافته است و در سطح یک درصد معنادار هستند.

براساس قانون مالیات بر ارزش‌افزوده بخش زیادی از محصولات کشاورزی از قبیل کالاهای اساسی مانند برنج، چای و برنج از پرداخت مالیات بر ارزش‌افزوده معاف هستند. انتظار بر این است که افزایش سهم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در کل ارزش‌افزوده باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها شود.

متغیر ضریب جینی اثری منفی و معنادار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها دارد. با افزایش یک واحد ضریب جینی و ثبات سایر شرایط، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در الگوی اول و دوم به ترتیب به اندازه ۰/۳۹۶ و ۰/۳۷۰ کاهش یافته است و در سطح یک درصد معنادار هستند.

متغیر نرخ شهرنشینی اثری مثبت و معنادار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها دارد. با افزایش یک درصد نرخ شهرنشینی و ثبات سایر شرایط، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در الگوی اول و دوم به ترتیب به اندازه ۱/۵۰۸ و ۱/۵۷۸ درصد افزایش یافته است و در سطح یک درصد معنادار هستند. افزایش نرخ شهرنشینی در اقتصاد و افزایش ارائه خدمات و کالاهای عمومی توسط دولت برای شهروندان، سبب خواهد شد

تا تمکین مالیاتی برای جامعه شهری در قبال خدماتی که دریافت می‌کنند، منطقی‌تر و قابل درک‌تر باشد و بر میزان اخذ مالیات تاثیرگذار خواهد بود (Gupta, A. 2007).

نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت اثری مثبت و معنی‌دار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها دارد. افزایش یک درصد نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در الگوی اول و دوم به ترتیب به اندازه ۰/۱۳۲ و ۰/۱۲۳ افزایش یافته است و در سطح یک درصد معنادار هستند.

متغیر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی اثری منفی و معنادار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده استان‌ها دارد. با افزایش یک درصد رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و ثبات سایر شرایط، کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در الگوی اول و دوم به ترتیب به میزان ۰/۰۳۳ و ۰/۰۲۹ کاهش یافته است و در سطح پنج درصد معنادار هستند. براساس مبانی نظری، انتظار بر این است با افزایش تولید ناخالص داخلی، درآمدهای مالیاتی نیز افزایش یابد و منجر به بهبود عملکرد مالیاتی شود. این نتایج منطبق با نتایج مطالعات بیکس و آندروسکیت (۲۰۱۳) و سارمنتو (۲۰۱۶) است که رابطه مثبتی بین تولید ناخالص داخلی سرانه و عملکرد نظام مالیاتی به دست آورده‌اند. همچنین در مطالعه مهاجری و همکاران (۱۳۹۹)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص داخلی اثر مثبتی داشته است. با توجه به اینکه کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده از نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده به ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده حاصل می‌شود؛ بنابراین، با توجه به معافیت‌های قانونی گسترده در اجرای قانون مالیات بر ارزش‌افزوده انتظار بر این است که با افزایش رشد تولید، درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده محقق شده کمتر از ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش‌افزوده افزایش یابد و این امر باعث کاهش کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده می‌شود.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش اثر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده در استان‌های ایران با استفاده از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) مبتنی بر الگوهای داده‌های تابلویی پویا در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ بررسی شده است. مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای مختلف منجر به گسترش پایه مالیاتی، شفاف‌سازی فعالیت‌های اقتصادی و تشویق سرمایه‌گذاری و تولید شده است. همچنین با وجود افزایش درآمدهای مالیات بر

ارزش‌افزوده در کشورهای مختلف، شکاف قابل توجهی بین کشورها در خصوص عملکرد مالیات بر ارزش‌افزوده وجود دارد.

یکی از عوامل مهم اثرگذار بر عملکرد مالیات بر ارزش‌افزوده و کارایی وصول آن، تبدیل ساختاری به عنوان نماینده‌ای از تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصادی است و منجر به افزایش سهم خدمات در مجموع ارزش‌افزوده اقتصاد می‌شود. در این راستا، سهم بخش خدمات از کل ارزش‌افزوده در دهه گذشته در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه افزایش یافته است. براساس آمارهای منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران، سهم ارزش‌افزوده بخش خدمات از تولید ناخالص در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ نیز روندی صعودی داشته و از ۴۷/۳ به ۵۶/۲ درصد افزایش یافته است. میانگین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده استان‌ها نیز در دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵، ۵۷ درصد بوده است. بخش خدمات در ایران از کسب‌وکارهای بیشتر کوچکی تشکیل شده است که به دلیل ضعف نظارتی و اطلاعاتی، فرآیند مالیات‌ستانی از این بخش به خوبی اجرا نشده است. همچنین با توجه به پتانسیل بالای بخش خدمات در فرار مالیاتی به علت عدم صدور فاکتور یا صورتحساب به مصرف‌کننده نهایی و معافیت‌های مالیاتی در حوزه خدمات آموزشی، بهداشتی و مالی منجر به کاهش درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده وصول شده و کاهش کارایی آن شده است. دلیل دیگر افزایش خدمات غیرقابل مبادله‌ای است که باعث محدود کردن پایه مالیات بر ارزش‌افزوده شده است. همچنین نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به بخش صنعت نیز کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده را کاهش داده است.

سهم بخش کشاورزی از کل ارزش‌افزوده با یک وقفه نیز اثر منفی بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته است. این بخش اقتصادی در اکثر کشورها از معافیت‌های گسترده مالیاتی استفاده می‌کند. بنابراین، انتظار بر این است که هر چقدر سهم بخش کشاورزی افزایش یابد به دلیل کوچک بودن و متمرکز نبودن واحدهای کشاورزی، معافیت‌های گسترده، معاملات تهاتری و سهم بالا فعالیت‌های غیررسمی بزرگ در این بخش، درآمدهای مالیاتی نیز کاهش یابد.

نرخ شهرنشینی نیز اثر مثبت بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته است. رشد سریع شهرها، باعث کوچک شدن بخش کشاورزی، گسترش بخش صنعت و خدمات می‌شود. همچنینافزایش نرخ شهرنشینی و ارائه خدمات و کالاهای عمومی توسط دولت برای

شهروندان، سبب خواهد شد تا تمکین مالیاتی برای جامعه شهری در قبال خدماتی که دریافت می‌کنند، منطقی‌تر و قابل درک‌تر باشد و بر میزان اخذ مالیات تاثیرگذار باشد. در نتیجه انتظار بر این است که به تبع درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده و کارایی وصول آن نیز افزایش یابد.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، ضریب جینی رابطه منفی با کارایی مالیاتی دارد و با افزایش نابرابری در توزیع درآمد، کارایی مالیات بر ارش افزوده نیز کمتر شده است. بر این اساس، اگر دولت به دنبال افزایش سهم مالیات‌ها در منابع درآمدی خود است، می‌تواند با گسترش پایه‌های مالیاتی و سامان‌دهی معافیت‌های مالیاتی در جهت کاهش نابرابری در توزیع درآمد برنامه‌ریزی کند.

رابطه میان رشد تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها و کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده منفی بوده است. انتظار بر این است با افزایش تولید ناخالص داخلی و بهبود عملکرد اقتصادی، درآمدهای مالیاتی و کارایی وصول آن نیز افزایش یابد. این در حالی است که افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به بهبود کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده نشده است که یکی از دلایل آن معافیت‌های گسترده مالیات بر ارزش‌افزوده و عدم بازنگری آن‌ها در سال‌های اجرایی قانون مالیات بر ارزش‌افزوده است. دلیل دیگر آن عدم استفاده از صندوق مکانیزه فروش و فرار مالیاتی صورت گرفته است.

نسبت مخارج عمرانی دولت به کل مخارج نیز رابطه مثبت با کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده داشته است. دلیل این امر ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و کمک به افزایش تولید در اقتصاد است. بر این اساس، افزایش سهم مخارج عمرانی دولت در استان‌ها می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده و بهبود کارایی وصول آن شود.

صندوق مکانیزه فروش با سیستمی کردن فرآیند تشخیص و صدور فاکتور الکترونیک و استفاده از تراکنش بانکی توسط فروشنده وکمک به ثبت صحیح و کامل مبادلات، فرآیند تشخیص مالیات را به واسطه اتصال پایانه فروشگاهی تسهیل کرده و باعث می‌شود که راحت‌تر بتوان جریان فروش کالاها و خدمات را در سطح مصرف رصد کرد که این موضوع می‌تواند علاوه بر کشف فرار مالیاتی و کاهش امکان جعل و سوءاستفاده توسط مودیان، بسیاری از معضلات موجود در رویکرد سنتی را برطرف کرد و به تبع آن سبب افزایش درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده و افزایش کارایی مالیات بر ارش افزوده شود. بنابراین، با

توجه به پتانسیل بالای بخش خدمات در فرار مالیاتی به علت عدم صدور فاکتور یا صورتحساب به مصرف‌کننده نهایی، دوفاکتوری و معافیت‌های مالیاتی در حوزه خدمات آموزشی، بهداشتی و مالی، اجرایی شدن استفاده از صندوق‌های مکانیزه فروش می‌تواند در اجرای کامل مالیات بر ارزش‌افزوده در این بخش موثر باشد و باعث کاهش فرار مالیات بر ارزش افزوده، کاهش تخلفات مالیاتی و در نهایت بهبود کارایی مالیات بر ارزش‌افزوده شود. البته باید اذعان شود که آثار صندوق‌های مکانیزه فروش تنها به تسهیل امور مالیاتی و کاهش فرار مالیاتی محدود نمی‌شود، بلکه این نهاد با ثبت اطلاعات اقتصادی فعالیت‌های بخش خدمات می‌تواند زمینه مدیریت و برنامه‌ریزی کارآمد را در این بخش در پی داشته باشد. در این صورت امکان بازنگری معافیت‌های در بخش خدمات در پرداخت مالیات بر ارزش‌افزوده نیز فراهم می‌شود.

معافیت گسترده تولیدات کشاورزی به همراه معافیت خدمات مالی، آموزشی و بهداشتی و درمانی در قانون مالیات بر ارزش‌افزوده باعث ایجاد شکاف بین ظرفیت بالقوه و بالفعل درآمدهای حاصل از مالیات بر ارزش‌افزوده شده است. بنابراین، پیشنهاد دیگر، بازنگری معافیت‌های گسترده در اجرای مالیات بر ارزش‌افزوده به منظور افزایش کاریی مالیات بر ازش افزوده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Ali Akbar Arabmazar http://orcid.org/0000-0002-8955-1022
Hojjat Izdakhsti https://orcid.org/0000-0002-9031-9407
Sarah Yavari http://orcid.org/0000-0002-4587-8170

منابع

آهنگری، عبدالمجید و خرم‌زاده، آذین. (۱۳۹۱). بررسی اثر تغییرات ساختار اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی ایران: با تاکید بر تولید و صادرات و بهره‌وری نیروی کار. *اقتصاد مقداری*، (۱)۹، ۸۸-۷۱.

ایزدخوستی، حجت و عرب‌مازار، عباس. (۱۳۹۶). تحلیل عملکرد، کارایی وصول و چالش‌های اجرایی قانون مالیات بر ارزش افزوده. *پژوهشنامه مالیات*، (۳۶) ۲۵، ۴۳-۸۰.

رضایی، ابراهیم. (۱۳۹۶). رابطه بین تغییرات ساختاری اقتصاد و تغییرات ساختار مالیات؛ درس‌هایی برای سیاست‌گذاری مالیاتی. *پژوهشنامه مالیات*، (۳۶) ۲۵، ۱۱-۴۲.

ضیایی بیگدلی، محمدتقی و طهماسبی بلداجی، فرهاد. (۱۳۸۳). مالیات بر ارزش افزوده: مالیاتی مدرن. تهران: پژوهشکده امور اقتصادی.

علیزاده، محمد و مطلبی، معصومه. (۱۳۹۶). بررسی تاثیر مالیات بر ارزش‌افزوده بر اندازه دولت در اقتصاد ایران (با استفاده از آزمون کرانه ها). *مدلسازی اقتصادسنجی*، (۱) ۲، ۱۳۵-۱۵۶.

فطرس، محمد حسن و رسولی، مرضیه. (۱۳۹۵). اثر تغییرات ساختاری بر نابرابری در ایران. *سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی*، (۱) ۴، ۹-۴۲.

مهاجری، پریسا، طالبلو، رضا و ستاره‌ای، لیلا. (۱۳۹۹). شناسایی عوامل موثر بر نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص داخلی با تاکید بر حد آستانه ثبت نام. *پژوهشنامه مالیات*، ۴۵ (مسلسل ۹۳)، ۱-۳۵.

مهرآرا، محسن و اصفهانی، پوریا. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۸، ۲۰۹-۲۲۸.

نادران، الیاس. (۱۳۸۳). تخمین ظرفیت مالیاتی ناشی از اجرای لایحه مالیات بر ارزش‌افزوده در ایران. تهران: وزارت امور اقتصادی و دارایی، دفتر طرح مالیات بر ارزش افزوده: سازمان امور مالیاتی کشور.

References

Adeyinka, A., Salau, S., & Vollrath, D. (2013). Structural change in the economy of Nigeria. International Food Policy Research Institute. Working paper.

Ahangari, A., and Khorramzadeh, A. (2012). Investigating the Effect of Changes in Economic Structure on Iran's Gross Domestic Product: With Emphasis on Production and Export and Labor Productivity. *Quantitative Economics*. 9 (1). 71-88. [In Persian]

Aizenman, J., & Jinjarak, Y. (2008). The collection efficiency of the Value Added Tax: Theory and international evidence. *Journal of International Trade and Economic Development*. 17(3). 391-410.

Alizadeh, M., and Motalebi, M. (2017). Investigating the Impact of Value Added Tax on Government Size in Iran's Economy (Using the Border Test), *Econometric Modeling Quarterly*. 2 (1).156-135. [In Persian]

Arrellano, M. and Bond, S., (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: MonteCarlo Evidence and Application to Employment Equation. *The Review of Economic Studies*. 58(2). 277297.

Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. 5th Edition. John Wiley & Sons Publication. USA

Barro, R. J. & Lee, J. W. (1996). International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. *American Economic Review*. 86. 218-23.

Besley, T., and T. Persson, (2014). Why Do Developing Countries Tax So Little?. *Journal of Economic Perspectives*. 28. 99–120.

Bikas, E., and Andruskaite, E. (2013). Factors Affecting Value Added Tax Revenue, *European Scientific Journal*. Special Edition 1. 41-49.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial Condition and Moment Restriction in Dynamic Panel Data Model. *Journal of Econometrics*. 87. 115143.

Botlhole, T.D. (2010). Tax Effort and Determinants of Tax Ratio in Sub-Saharan Africa. International Conference on Applied Economics. ICOAE.

Cevik, S., Gottschalk, J., Hutton, E., Jaramillo, L., Karnane, P., & Sow, M. (2019). Structural transformation and tax efficiency. *International Finance*. WP/19/30.

Ebrill, L.P., Keen, M. & Perry, V.J. (2001). The Modern VAT, International Monetary Fund.

Fotrs, M. H., and Rasooli, M. (2016). The Effect of Structural Changes on Inequality in Iran. *Journal of Economic Development Policy*. 4 (1). 9-42. [In Persian]

Jorgenson, D. W., & Timmer, M. P. (2011). Structural change in advanced nations: a new set of stylised facts. *Scandinavian Journal of Economics*. 113(1). 1-29.

Gupta, A. (2007). Determinants of tax revenue efforts in developing countries. IMF Working Papers, No. 07/184 Washington. DC: *The International Monetary Fund Organization for Economic*. 1-39.

Izadkhasti, H., and Arab Mazar, A. (2017). Performance Analysis, Collection Efficiency and Executive Challenges of Value Added Tax Law. *Tax Research Journal*. 25 (36). 43-80. [In Persian]

Jorgenson, D. W., & Timmer, M. P. (2011). Structural change in advanced nations: a new set of stylised facts. *Scandinavian Journal of Economics*. 113(1). 1-29.

Karagoz, K. (2013). Determinants of Tax Revenue: Does Sectorial Composition Matter?. *Journal of Finance, Accounting and Management*. 4(2). 50-63.

Sarmento, J. (2016). The Determinants of Value Added Tax Revenues in the European Union. *The European Journal of Management Studies*. 21(2). 79-99.

Mackenzie, G.A. (1991). Estimating the Base of the Value- Added Tax (VAT) in Developing Countries: The Problem of Exemptions. *Public Finance*. 47 (2). 257-270.

Mehrara, M., and Isfahani, P. (2015). A Study of the Relationship between Income Distribution and Tax Structure of Selected Countries. *Tax Research Journal*. 28. 228-209. [In Persian]

Mohajeri, P., Talebloo, R., and Setareh, L. (2020). Identifying the Factors Affecting the Ratio of VAT to GDP with Emphasis on Registration Threshold. *Tax Research Journal*. 45 (Series 93). 1-35. [In Persian]

Naderan, E. (2004). *Estimation of Tax Capacity Resulting from the Implementation of the VAT bill in Iran, Ministry of Economic Affairs and Finance*. Value Added Tax Plan Office: Tax Affairs Organization. [In Persian]

Rezaei, I. (2017). The Relationship between Structural Changes in the Economy and Changes in the Tax Structure; Lessons for Tax Policy. Tax Research *Journal*. 25 (36). 11-42. [In Persian]

Tail, A. A. (1991). Value Added Tax: Administrative and Policy Issues. Occasional Paper. *International Monetary Fund*. No 8.

Ueda, J. (2017). The Evolution of Potential VAT Revenues and C-Efficiency in Advanced Economies. *International Monetary Fund*. WP/17/158.

Worldwide VAT GST and Sales Tax Guide (2019).

Ziaee Bigdeli, M. T., & Tahmasebi Boldaji, F. (2004). *Value Added Tax: Modern Taxation*. Tehran: Institute of Economic Affairs. [In Persian]

استناد به این مقاله: عرب‌مازار، علی اکبر، ایزدخواستی، حجت و یاوری، سارا. (۱۴۰۰). بررسی اثر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش افزوده در استان¬های ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۸۲ (۲۱)، ۱۱-۴۷.

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