

برنامه‌ریزی و بودجه

شماره ۱۵۶

بهار ۱۴۰۱

شماره ۱

سال بیست و هفتم

نمایه در ISC



مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

مدیر مسئول

دکتر عادل آذر

سرمدبیر

دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی

معاون سردبیر

دکتر مهدی فدایی

مدیر اجرایی

میترا اولیائی

نشانی وب سایت مؤسسه
عالی آموزش و پژوهش
مدیریت و برنامه‌ریزی<http://www.imps.ac.ir>نشانی وب سایت نشریه
برای ارسال مقاله<http://www.jpbud.ir>

پست الکترونیک

info@jpbud.ir

شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱

شاپا (الکترونیکی) ۹۱۰۶-۲۲۵۱

بها: ۵۰۰۰۰ ریال

چاپ: کهن

صاحب امتیاز: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

دکتر رهی ابوک

دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت مالی و تجارت جهانی، دانشگاه ویلیام پترسون

دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی

استاد گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر ناصر خیابانی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر رضا خیراندیش

استاد اقتصاد و رئیس گروه حسابداری، اقتصاد و مالی، دانشکده بازرگانی دانشگاه

ایالاتی کلایتون

دکتر سیدجعفر سجادی

استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

دکتر علی دادبی

دانشیار گروه مالی دانشکده بازرگانی گوپتا دانشگاه دالاس

دکتر عباس شاکری

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر غلامعلی فرجادی

دانشیار بازنشسته گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر احمد مجتهد

استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر امیرهوشنگ مهریار

استاد بازنشسته مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر مسعود نیلی

دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

نشانی: تهران- میدان شهید باهنر (نیاوران)- جمال‌آباد- خیابان شهید مختار عسگری -
شماره ۶ - مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی - طبقه ششم
کدپستی: ۱۹۷۸۹۱۱۱۱۴
تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ و دورنگار: ۲۶۱۱۶۹۷۲

براساس نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری به شماره ۱۵۹۱۰۹ مورخ ۱۳۹۰/۸/۱۷، نشریه
برنامه‌ریزی و بودجه از شماره ۱۱۲ دارای اعتبار علمی - پژوهشی است و چاپ مقاله در آن
برای ارتقای اعضای هیات علمی دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی مؤثر است.

- درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس کننده نظر نشریه برنامه‌ریزی و بودجه نیست.
- نشریه برنامه‌ریزی و بودجه در ویرایش مقاله‌ها، به ترتیبی که آرا و عقاید نویسندگان تغییر نکند، آزاد است.
- نقل و اقتباس مطالب نشریه با ذکر مأخذ مجاز است.

فهرست مطالب

- ۳ | ■ بررسی قدرت بازاری بنگاه‌ها با استفاده از محاسبه فرانشان برای اقتصاد ایران
سیدوحید حسنی و محمد حسینی
- ۳۱ | ■ ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران: رهیافت تابع واکنش با ضرایب زمان متغیر (TVP-Reaction Function)
ژاله زارعی و مریم همتی
- ۵۷ | ■ بررسی نابرابری در توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده و اثر آن بر ضریب جینی (۱۳۹۵-۱۳۹۸)
محمدامین فارغ‌بال خامنه، خلیل احمدی و محمدحسین رحمتی
- ۹۵ | ■ تحلیل اثر دوگانه تورم بر نابرابری درآمد در ایران: با تاکید بر سبب کل و گروه‌های کالایی
شهریار زروکی، وحید تقی‌نژاد عمران و عالیه محمودی عالمی
- ۱۲۷ | ■ ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران
احمد لطفی، فرهاد خداداد کاشی و سیاوش جانی
- ۱۵۵ | ■ بررسی تاثیر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی: رهیافت اقتصادسنجی فضایی
سکینه اسلامی گیسکی، مصطفی سلیمی‌فر و احمد سیفی

دکتر حسین توکلیان
دکتر سیداحمدرضا جلالی نائینی
دکتر محمد حسینی
آقای شهید صیقلانی
دکتر مهدی فدایی
دکتر علی متوسلی
دکتر مهدی هادیان

برگردان چکیده‌ها به انگلیسی
علی رستمیان

ویراستار علمی و ادبی
سیدحسین چابک

طراح
سعید زراعتی

بررسی قدرت بازاری بنگاه‌ها با استفاده از محاسبه فرانشان برای اقتصاد ایران

سیدوحید حسینی

کارشناس ارشد اقتصاد، موسسه پژوهش‌های پیشرفته تهران،
دانشگاه خاتم، تهران، ایران.

mo.hoseini@imps.ac.ir |

محمد حسینی

استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و
برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷

دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۰

چکیده: با استفاده از داده‌های مربوط به طرح جمع‌آوری اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر برای سال‌های بین ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲، مقدار فرانشان در سطح بنگاه‌های اقتصادی برای ۲۱ صنعت ایران تخمین زده شده است. توزیع فرانشان به‌دست‌آمده برای سال‌های مختلف نشان می‌دهد که دم سمت راست توزیع فرانشان برای سال انتهایی داده‌های موجود، یعنی سال ۱۳۹۲، نسبت به سال ابتدایی، یعنی سال ۱۳۸۲، پهن‌تر شده است. همچنین، توزیع فرانشان رسم‌شده برای صنایع مختلف نشان می‌دهد که صنایع مختلف توزیع فرانشان بسیار متفاوتی داشته و میانگین وزن‌دار فرانشان در صنایع مختلف روندهای متفاوتی را در طول ۱۱ سال طی کرده است. در میان صنایع مختلف، بیش‌ترین فرانشان در صنعت تولید کک و فرآورده‌های نفتی و پس از آن محصولات شیمیایی، تجهیزات حمل‌ونقل، و تولید لوازم خانگی الکتریکی دیده می‌شود. در نهایت از نتایج تخمین‌زده‌شده برای فرانشان مشاهده می‌شود که بنگاه‌های صادرکننده به‌طور میانگین فرانشان بیش‌تری داشته و تحریم‌ها این اختلاف را زیادتر کرده‌اند.

کلیدواژه‌ها: فرانشان، تابع تولید ترانس‌لوگ، دی‌لاکر - وارزینسکی، آکربرگ - کیوز -

فریزر، تحریم.

طبقه‌بندی JEL: D2, D4, E2, J3, K2, L1.

مقدمه

همیشه این نگرانی در میان سیاستمداران و اقتصاددانان مطرح است که بخش‌های مختلف یک اقتصاد به سمت انحصارگری کشیده نشوند. از این‌رو، اندازه‌گیری دقیق قدرت بازاری می‌تواند در بسیاری از سیاستگذاری‌ها مانند اخذ مالیات و بازتوزیع ثروت تا اجرای قوانین ضدانحصار^۱ یا حتی سوق به سمت داشتن یک رشد اقتصادی بیش‌تر حائز اهمیت باشد. برای داشتن یک اقتصاد با کارکرد بهینه، داشتن اقتصادی رقابتی ضروری است. در نبود رقابت، بنگاه‌ها قدرت بازاری^۲ به‌دست می‌آورند و می‌توانند محصولات خود را با قیمت بیش‌تری به فروش برسانند. بنابراین، وجود قدرت بازاری باعث بازتوزیع ثروت و منابع از مصرف‌کنندگان و کارگران به صاحبان این بنگاه‌های اقتصادی می‌شود. به عبارتی دیگر، سهم سود صاحبان بنگاه زیاد می‌شود، در حالی که سهم کارگران از سود کاسته می‌شود و مصرف‌کنندگان هزینه بیش‌تری پرداخت می‌کنند.

مقالات بسیاری در دهه اخیر نشان داده‌اند که سهم کارگر^۳ و سهم سرمایه^۴ از ارزش‌افزوده هر دو از حدود سال ۱۹۸۰ در آمریکا و بسیاری از کشورهای دیگر کم شده است و این دو یافته در تضاد با حقیقت‌های کالدر^۵ برای رشد اقتصادی است که سهم نیروی کارگر و سرمایه را در بلندمدت ثابت می‌دانست (Jones Romer, 2010). اگر مطابق ادبیات سازمان‌های صنعتی^۶، فرانشان^۷ یعنی نسبت قیمت فروش بر هزینه نهایی تولید را به عنوان معیاری از سنجش و تخمین قدرت بازاری در نظر بگیریم، مقالاتی در چند سال اخیر نشان داده‌اند که فرانشان از حدود سال ۱۹۸۰ در آمریکا و به‌طور میانگین در بسیاری از کشورها افزایش یافته است و همچنین نشان داده‌اند که می‌توان توسط افزایش فرانشان کاهش همزمان سهم کارگر و سرمایه را توضیح داد. **دبلاکر و همکاران (۲۰۲۰)**، با استفاده از داده‌های شرکت‌های بورسی آمریکا نشان می‌دهند که فرانشان در آمریکا از سال ۱۹۸۰ به صورت تقریباً صعودی افزایش یافته و مقدار آن به صورت میانگین وزنی از ۲۰ درصد بالای هزینه نهایی در سال ۱۹۸۰ به ۶۰ درصد در سال ۲۰۱۶ رسیده است. این افزایش در میانگین فرانشان در اثر افزایش سهم بنگاه‌هایی با فرانشان بیش‌تر است که باعث شده‌اند دم سمت راست توزیع فرانشان پهن‌تر بشود. در مقاله‌ای دیگر،

1. Anti-Trust
2. Market Power
3. Labor Share
4. Capital Share
5. Kaldor's Facts
6. Industrial Organization
7. Markup

دیلاکر و اکهات (۲۰۱۸)، در بررسی این موضوع برای ۱۳۴ کشور با استفاده از ترازنامه‌های مالی حدود هفتاد هزار بنگاه اقتصادی به نتیجه‌ای مشابه دست می‌یابند و نشان می‌دهند که همچون نتایج دیلاکر و همکاران (۲۰۲۰)، مقدار فرانشان به صورت میانگین وزنی از حدود ۱۰ درصد بالای هزینه نهایی در سال ۱۹۸۰ به حدود ۶۰ درصد در سال ۲۰۱۶ افزایش یافته است.

با توجه به آنچه گفته شد، تخمین فرانشان بنگاه‌های صنعتی در ایران برای ارزیابی رقابت‌پذیری صنایع مختلف و سیاست‌گذاری در جهت بهبود آن دارای اهمیت بسیاری است. در این پژوهش سعی شده است که روند تغییر فرانشان به عنوان معیاری از سنجش قدرت بازاری بنگاه‌ها، برای اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های بنگاه‌های صنعتی برای سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ محاسبه شود. داده‌های بنگاه‌های صنعتی موجود شامل صنایع مختلفی است که بر اساس کدهای ISIC دورقمی شامل کدهای ۱۵ تا ۳۷ است.

در این پژوهش از روش دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲) برای تخمین فرانشان استفاده شده است که بر اساس فرض کمینه کردن مخارج بنگاه‌هاست. این فرضیه برای تخمین فرانشان به پژوهش‌های (۱۹۸۸) برمی‌گردد. این روش در پژوهش‌های دیلاکر و همکاران (۲۰۲۰) و دیلاکر و اکهات (۲۰۱۸) به ترتیب برای تخمین تغییرات فرانشان آمریکا و ۱۳۴ کشور در طول زمان، مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین، ما در این پژوهش برای تخمین فرانشان نیاز به تخمین تابع تولید داریم که برای این منظور تابع تولید ترانسلوگ^۱ در نظر گرفته شده است. دلیل انتخاب این نوع تابع تولید، به دست آوردن کشش منحصر به فرد تولید به ورودی متغیر هر بنگاه در طول زمان است.

در ادامه، ابتدا مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش خواهد شد. سپس روش پژوهش استفاده‌شده ارائه خواهد شد. در پایان، داده‌های بکاررفته در این پژوهش توضیح داده خواهد شد و نتایج تخمین فرانشان ارائه خواهد گردید.

مبانی نظری پژوهش

یکی از معیارهای اندازه‌گیری قدرت بازاری بنگاه‌ها، فرانشان، یعنی نسبت قیمت فروش بر هزینه نهایی تولید است. یکی از مشکلات در تخمین فرانشان اندازه‌گیری هزینه نهایی است، زیرا مقدار آن به صورت مستقیم قابل مشاهده نیست. اقتصاددان‌ها روش‌هایی برای تخمین فرانشان ارائه کرده‌اند که در ادامه مهم‌ترین آن‌ها بر اساس دسته‌بندی باسو (۲۰۱۹) ارائه شده است.

اندازه‌گیری فرانشان بدون نیاز به تخمین تابع تولید و بر اساس سود و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس

در این روش با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و نوشتن رابطه ارزش افزوده ناخالص بر اساس هزینه نیروی کارگر، هزینه سرمایه و سود، فرانشان قابل محاسبه است. یک بنگاه بیشینه‌کننده سود با کمینه کردن هزینه استفاده از نیروی کارگر با رابطه (۱) مواجه است:

$$PF_L = \mu W \quad (1)$$

در رابطه (۱)، F_L تولید نهایی نیروی کارگر، P قیمت تولید بنگاه، W دستمزد، و μ فرانشان بنگاه (قیمت بر هزینه نهایی) است. با توجه به رابطه (۱) مشخص است که فرانشان، یا به عبارتی قدرت بازاری، بیش‌تر متناظر با تولید کم‌تر بنگاه است. مشابه رابطه (۱) را می‌توان برای میزان سرمایه انتخابی بنگاه نیز به دست آورد که در آن به جای W باید R که همان نرخ اجاره سرمایه است قرار گیرد. با ضرب طرفین رابطه (۱) در L ، مقدار نیروی کارگر، و تقسیم بر Y ، مقدار تولید، داریم:

$$\frac{F_L L}{Y} = \mu \frac{WL}{PY} \quad (2)$$

سمت چپ رابطه (۲)، کشش تولید به ورودی نیروی کارگر است و سمت راست آن، ضرب فرانشان در سهم نیروی کارگر از ارزش افزوده است. با فرض کشش ثابت، افزایش فرانشان معادل با کاهش سهم نیروی کارگر از فروش بنگاه است. با جمع رابطه (۲) با رابطه مشابه آن برای میزان سرمایه بنگاه به رابطه (۳) می‌رسیم:

$$\frac{F_L L}{Y} + \frac{F_K K}{Y} = \mu \left[\frac{WL}{PY} + \frac{RK}{PY} \right] = \mu(1 - S_\pi) \quad (3)$$

سمت چپ رابطه (۳)، بازده نسبت به مقیاس و سمت راست آن، ضرب فرانشان و یک منهای نرخ سود، نسبت سود به ارزش افزوده است. بنابراین، با فرض کمینه کردن هزینه بنگاه، داشتن بازده نسبت به مقیاس ثابت و محاسبه نرخ سود، فرانشان بنگاه قابل محاسبه است. از مزایای رابطه (۳) برای محاسبه فرانشان عدم نیاز به تخمین تابع تولید است. از معایب آن نیز می‌توان به سختی محاسبه سود اشاره کرد؛ چرا که به محاسبه هزینه سرمایه و در نتیجه محاسبه سرمایه و نرخ سود اجاره آن نیاز دارد. برای مثالی از استفاده از این رابطه، **بارکائی (۲۰۲۰)** با استفاده از این رابطه و یافته‌های فرانشان **دیلاکر و همکاران (۲۰۲۰)**، مقدار نرخ سود را در پژوهش خود محاسبه و با مقادیر یافته‌های خود مقایسه کرده‌اند.

اندازه‌گیری فرانشان بر اساس تخمین تابع تولید و استفاده از یک ورودی متغیر تابع تولید

در این روش که بر اساس تخمین تابع تولید است می‌توان با استفاده از تک متغیر ورودی تابع تولید، فرانشان را در سطح بنگاه تخمین زد. از مزایای این روش نداشتن شرط برای بازده نسبت به مقیاس و همچنین عدم نیاز به تخمین هزینه سرمایه است. این روش که اولین بار در مقاله **دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲)** ارائه شد، بر اساس فرضیه کمینه کردن هزینه‌های بنگاه است. برای به‌دست آوردن رابطه فرانشان تابع تولید فرم (۴) را در نظر بگیرید:

$$Q_{it} = Q_{it}(V_{it}^1, \dots, V_{it}^N, K_{it}, \omega_{it}) \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، V_{it} ورودی متغیر^۱ تابع تولید (مانند نیروی کارگر، مواد اولیه خام مصرفی، سوخت، برق و...) و K_{it} سرمایه بنگاه و هزینه‌های ثابت است. با در نظر گرفتن رابطه (۴)، با فرض مشتق پذیر بودن تابع تولید و حل مسئله کمینه کردن هزینه بنگاه به رابطه‌ای برای تخمین فرانشان می‌رسیم:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^V \frac{P_{it} Q_{it}}{P_{it}^V V_{it}} \quad (۵)$$

در رابطه (۵) فرانشان، μ ، برابر با ضرب کشش تولید به ورودی متغیر V تابع تولید، θ^V ، و معکوس سهم ورودی متغیر از تولید بنگاه است. در رابطه (۵)، ما برای تخمین فرانشان فقط به محاسبه کشش یک ورودی متغیر و هزینه‌های آن نیاز داریم. این روش در هر سه پژوهش **دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲)**، **دیلاکر و اکهات (۲۰۱۸)**، و **دیلاکر و همکاران (۲۰۲۰)** مورد استفاده قرار گرفته است. برای مثال، **دیلاکر و همکاران (۲۰۲۰)** در استفاده از این روش و با استفاده از داده‌های ترازنامه شرکت‌ها، مقدار گزارش شده بهای تمام‌شده کالای فروخته‌شده^۲ در ترازنامه (شامل هزینه‌های نیروی کارگر و نهاده واسطه‌ای)^۳ را به عنوان ورودی متغیر برای محاسبه فرانشان انتخاب کرده‌اند.

اندازه‌گیری فرانشان بر اساس تخمین تابع تولید و استفاده از همه ورودی‌های تابع تولید

این روش توسط **هال (۲۰۱۸)** و بر اساس پژوهش پیشین خود (**Hall, 1988**) بکار برده شده است. این روش مشابه روش دوم تخمین فرانشان است و تفاوت آن با روش دوم در ادامه توضیح داده می‌شود. فرض کنید تابع تولید به فرم رابطه (۶) باشد.

1. Variable Inputs
2. Cost of Goods Sold (COGS)
3. Intermediate Goods

$$y = Af(x) \quad (۶)$$

با استفاده از رابطه تقریب لگاریتمی،

$$\frac{dy}{y} = \frac{df(x)}{f(x)} + \frac{dA}{A} \quad (۷)$$

و فرض کمینه کردن هزینه^۱

$$p \frac{\partial y}{\partial x_i} = \mu p_i \quad (۸)$$

می‌توان به رابطه (۹) برای تخمین فرانشان دست یافت:

$$\Delta \log y = \mu \sum \alpha_i \Delta \log x_i + \Delta \log A \quad (۹)$$

در رابطه (۹)، x نشان‌دهنده ورودی تابع تولید، $\Delta \log A$ نشان‌دهنده تغییرات در فناوری، و α_i برابر است با:

$$\alpha_i = \frac{p_i x_i}{py} \quad (۱۰)$$

از مزایای این روش می‌توان به تخمین فرانشان در یک مرحله اشاره کرد. از معایب آن نیز می‌توان به وجود همبستگی میان فناوری و تصمیم انتخاب مقادیر ورودی تابع تولید اشاره کرد که برای حل این مسئله نیاز به استفاده از متغیرهای ابزاری^۲ است. متغیر ابزاری مناسب مورد استفاده باید عدم همبستگی^۳ با رشد بهره‌وری و فناوری داشته باشد و با متغیرهای ورودی و خروجی همبستگی داشته باشد. باقی‌مانده تخمین رابطه بالا می‌تواند رشد بهره‌وری حقیقی تعدیل شده با قدرت بازاری بنگاه‌ها باشد.

روش‌های تخمین تابع تولید

در این پژوهش از روش **دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲)** برای تخمین فرانشان استفاده شده است. دلیل این امر نبود فرض قوی درباره بازده نسبت به مقیاس بنگاه، عدم نیاز به تخمین هزینه اجاره میزان سرمایه بنگاه، و به دست آوردن فرانشان در سطح هر بنگاه است که به ما این امکان را می‌دهد که تابع توزیع فرانشان را مشاهده و تحلیل کنیم. همان‌طور که در این روش مشاهده می‌شود، چالشی‌ترین بخش تخمین فرانشان، تخمین کشش است. ما برای تخمین کشش از روش تخمین تابع تولید استفاده می‌کنیم. برای تخمین تابع تولید، تاکنون سه پژوهش بیش‌ترین توجهات را در ادبیات

۱. x بدون اندیس معادل بردار ورودی به تابع تولید است و برای ساده‌سازی عبارات از x اندیس‌دار برای نشان دادن هر یک از ورودی‌های تابع استفاده شده است.

2. Instrumental Variables

3. Uncorrelated

به خود جلب کرده و مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در ادامه، به بررسی روش این سه پژوهش می‌پردازیم.

روش اولی و پکس (۱۹۹۲)^۱

اولی و پکس (۱۹۹۲)، تابع تولید (۱۱) را برای تخمین در هر صنعت در نظر گرفتند:

$$y_{jt} = \beta_0 + \beta_k k_{jt} + \beta_l l_{jt} + \omega_{jt} + \eta_{jt} \quad (11)$$

که در این رابطه حروف کوچک، لگاریتم حروف بزرگ هستند. در رابطه (۱۱)، β_0 بهره‌وری میانگین صنعت، ω_{jt} شوک بهره‌وری که برای خود بنگاه قابل مشاهده است، و η_{jt} شوک به تولید است که قابل مشاهده و پیش‌بینی‌پذیر در هنگام انتخاب ورودی‌های تابع تولید نیست. فرض می‌شود که ω_{jt} یک فرایند مارکوف^۲ داشته باشد و به صورت تصادفی، صعودی باشد. تعبیر دیگر η_{jt} این است که این عبارت در داده، خطای اندازه‌گیری است. از آن جایی که ω_{jt} برای ما قابل مشاهده نیست، ولی برای بنگاه در هنگام انتخاب عملکرد بهینه قابل مشاهده است، پس نمی‌توان از رگرسیون استفاده کرد و ω_{jt} را جزو باقی‌مانده‌ها فرض کرد.

اولی و پکس (۱۹۹۲)، نشان می‌دهند که با شرط سرمایه‌گذاری مثبت در داده، چون رفتار بهینه بنگاه ایجاب می‌کند که سرمایه‌گذاری تابعی اکیداً صعودی از ω_{jt} باشد، می‌توان از سرمایه‌گذاری به عنوان شاخص برای ω_{jt} استفاده کرد؛ به این شکل که با استفاده از فرض اکیداً صعودی بودن سرمایه‌گذاری از ω_{jt} ، از معکوس تابع سرمایه‌گذاری در رابطه تولید به جای ω_{jt} استفاده کرد. حال که به نحوی مسئله قابل مشاهده نبودن ω_{jt} حل شده است، اولی و پکس (۱۹۹۲) در دو مرحله اقدام به تخمین ضرایب تابع تولید کردند. در مرحله اول با قرار دادن معکوس تابع سرمایه‌گذاری در تابع تولید به رابطه (۱۲) می‌رسیم:

$$y_{jt} = \beta_l l_{jt} + \phi_t(k_{jt}, l_{jt}) + \eta_{jt} \quad (12)$$

که در رابطه (۱۲)، l سرمایه‌گذاری و تابع ϕ مجموع معکوس تابع سرمایه‌گذاری (یا همان ω_{jt}) و $\beta_0 + \beta_k k_{jt}$ است. دقت شود که در این رابطه، ما هیچ اطلاعی از نوع تابع ϕ نداریم. اولی و پکس (۱۹۹۲) در مرحله اول تخمین خود با فرض یک تابع چندجمله‌ای درجه ۴ برای ϕ و با استفاده از این فرض که شوک η تأثیری بر انتخاب l ندارد، اقدام به تخمین سازگار β_l و تخمینی از ϕ کردند که برای مرحله دوم لازم است. ما چون در تخمین خود از فرانشان تنها به کشش ورودی متغیر (در این جا نیروی کارگر) نیاز داریم، در این مرحله می‌توانیم توقف کنیم و ادامه ندهیم. بنابراین، مزیت استفاده

1. Olley & Pakes
2. Markov Process

از روش اولی و پکس (۱۹۹۲) این است که ما تنها به انجام مرحله اول تخمین تابع تولید در این روش نیاز داریم و نیازی به انجام مرحله دوم تخمین، که در آن ضریب تخمین زده می‌شود، نیست.

روش لوینسون و پترین (۲۰۰۳)

لوینسون و پترین (۲۰۰۳)، با اشاره به این که در بیش‌تر داده‌های موجود، بخش قابل‌توجهی از داده مقدار سرمایه‌گذاری صفر گزارش شده است، استفاده از نهاده‌های واسطه‌ای همچون انرژی، سوخت، مواد اولیه و... را به عنوان پروکسی از ω_{jt} پیشنهاد می‌دهند. مرحله دوم روش لوینسون و پترین (۲۰۰۳) کمی متفاوت از روش اولی و پکس (۱۹۹۲) است، اما ما به مرحله اول تخمین تابع تولید در این پژوهش‌ها نیاز داریم. بنابراین، در این‌جا مرحله اول همانند مرحله اول روش اولی و پکس است، با این تفاوت که β_l به شکل رابطه (۱۳) تخمین زده می‌شود:

$$y_{jt} = \beta_l l_{jt} + \phi_t(k_{jt}, m_{jt}) + \eta_{jt} \quad (13)$$

که در این‌جا m به عنوان نهاده واسطه‌ای (برای مثال مواد اولیه در داده بنگاه‌های صنعتی) است. این روش همچون روش اولی و پکس برای تخمین فرانشان به‌سادگی با انجام تنها مرحله اول تخمین تابع تولید می‌تواند کشش نیروی کارگر را به ما بدهد. البته اگر فردی برای تخمین فرانشان تصمیم به محاسبه فرانشان با استفاده از نهاده واسطه‌ای بگیرد، نیاز است که مرحله دوم این تخمین نیز اجرا شود. در این پژوهش، چون از نیروی کارگر به عنوان ورودی متغیر تابع تولید برای تخمین فرانشان استفاده شده است، مرحله دوم این روش مورد بررسی قرار نگرفته است.

روش آکربرگ و همکاران (۲۰۱۵)

آکربرگ و همکاران (۲۰۱۵)، با تصحیح فروض اساسی دو روش اولی و پکس (۱۹۹۲) و لوینسون و پترین (۲۰۰۳) و همچنین ارائه روش تخمین متفاوت خود سعی در بهبود تخمین تابع تولید کردند. آکربرگ و همکاران (۲۰۱۵)، با زیر سوال بردن زمان انتخاب نیروی کارگر و تابع بودن نهاده واسطه‌ای انتخابی در زمان t از هر سه متغیر k ، ω ، و l نشان می‌دهند که ضریب β_l از مرحله اول قابل تخمین زدن نیست، اما این ضریب به همراه ضرایب دیگر از مرحله دوم همچنان قابل تخمین است. آکربرگ و همکاران (۲۰۱۵)، در مرحله اول خطای اندازه‌گیری را حذف کردند و در مرحله دوم با استفاده از اختلاف بهره‌وری مورد انتظار و بهره‌وری مشاهده‌شده توسط بنگاه و با استفاده از شروط گشتاور رابطه

(۱۴) و سعی در کمینه کردن مقدار آن در فضای β_l و β_k ، مقدار β_k و β_l را تخمین زدند:

$$E \left[\xi_{jt}(\beta_k, \beta_l) \otimes \begin{pmatrix} k_{jt} \\ l_{jt-1} \end{pmatrix} \right] = 0 \quad (14)$$

در این رابطه \otimes نمایانگر ضرب کرونوکر ماتریسی، و ξ اختلاف بهره‌وری مورد انتظار و بهره‌وری مشاهده‌شده توسط بنگاه است:

$$\xi_{jt} = \omega_{jt} - E[\omega_{jt} | \omega_{jt-1}] = \omega_{jt} - g(\omega_{jt-1}) \quad (15)$$

معمولاً فرض می‌شود که تابع g یک رابطه خودهمبسته^۱ درجه یک^۲ داشته باشد. بنابراین، با فرض یک رابطه خودهمبسته درجه یک، برای به‌دست آوردن مقدار ξ کافی است باقی‌مانده رگرسیون بهره‌وری بر بهره‌وری دوره قبل در هر دوره محاسبه شود. در ادبیات تخمین تابع تولید، ξ_{jt} به نوعی نوآوری شناخته می‌شود که در فرایند ω بین زمان $t-1$ و t برای بنگاه غیرمنتظره بوده است. همچنین، فرض می‌شود که بنگاه برای تولید خود در زمان t ، میزان سرمایه را در دوره $t-1$ و مقدار نیروی کارگر را در زمان t انتخاب می‌کند. از این‌رو، مقدار نوآوری مشاهده‌شده توسط بنگاه نمی‌تواند بر تصمیم بنگاه در میزان سرمایه استفاده‌شده تاثیر بگذارد؛ زیرا مقدار آن در دوره قبل انتخاب شده است. از طرفی، به‌وضوح این نوآوری مشاهده‌شده در دوره t می‌تواند بر تعداد کارگر بهینه بنگاه تاثیر بگذارد. بنابراین، از داده یک دوره قبل برای نیروی کارگر استفاده می‌شود که به‌وضوح با نوآوری مشاهده‌شده و غیرمنتظره دوره بعد بنگاه ارتباطی ندارد. این فروض در رابطه (۱۴) به دو شرط گشتاور منجر می‌شود: اول شرط متعامد بودن نوآوری مشاهده‌شده بنگاه در دوره t و میزان سرمایه بنگاه در زمان t و دوم شرط متعامد بودن نوآوری مشاهده‌شده بنگاه در دوره t و مقدار نیروی کارگر بنگاه در دوره $t-1$. ما در این پژوهش برای تخمین تابع تولید هر صنعت از روش آکربرگ و همکاران (۲۰۱۵) به دلیل بهبودهایی که در تخمین تابع تولید داده‌اند، استفاده می‌کنیم. همان‌طور که اشاره شد، ما در این روش، برخلاف دو روش قبلی، به انجام مرحله دوم تخمین تابع تولید هم نیاز داریم.

در مطالعات داخلی مقالات متعددی به موضوع رقابت و قدرت انحصار و نقش آن در اقتصاد ایران پرداخته‌اند (Amiri, 2015; Bagheri Nazeman, 2020; Shahiki Tash Nourozi, 2016). در سال‌های اخیر، پژوهش‌هایی تابع تولید را با استفاده از داده‌های خرد بنگاه‌های صنعتی تخمین زده‌اند (Pilehvari Rahmati, 2016; Esfahani Yousefi, 2017; Birjandi-Feriz Yousefi, 2017). در این پژوهش‌ها، تابع کاب داگلاس برای تخمین و همانند پژوهش‌های مرسوم در ادبیات تخمین تابع تولید، ضرایب

1. Autoregressive
2. AR(1)

متغیرها ثابت در نظر گرفته شده است. ما در این پژوهش نیاز داریم که برای همه بنگاه‌های یک صنعت کشش ثابت نداشته باشیم. به همین دلیل، ما تابع تولید ترانسلوگ را در نظر گرفته‌ایم که هر بنگاه در هر زمانی کشش مختص خود را خواهد داشت. البته امکان تخمین تابع تولید کاب داگلاس با ضرایب اندیس دار برای هر سال صنعت وجود دارد، اما به دلیل ماهیت روش‌های تخمین تابع تولید، تخمین کشش و در نتیجه تخمین فرانشان برای سال اول (۱۳۸۲) در داده امکان‌پذیر نبود. همچنین، با تخمین تابع تولید برای هر سال در هر صنعت، در حالی که هر بنگاه در سال‌های مختلف کشش متفاوتی خواهد داشت، اما مقادیر کشش تخمین زده شده در هر سال برای تمامی بنگاه‌های یک صنعت یکی خواهد بود. بنابراین، تابع تولید ترانسلوگ انتخاب مناسب‌تری برای محاسبه کشش و در نتیجه فرانشان بنگاه‌ها به نظر می‌رسد.

روش‌شناسی پژوهش

روش تخمین فرانشان در این پژوهش بر اساس **دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲)** و روش تخمین تابع تولید بر اساس **آکربرگ و همکاران (۲۰۱۵)** است. این دو روش به‌طور مختصر در فصل مرور ادبیات اشاره شد و در این بخش شرح کامل آن‌ها داده می‌شود.

تخمین فرانشان بر اساس دی‌لاکر و وارزینسکی (۲۰۱۲)

فرض کنیم تابع تولید بنگاه به شکل رابطه (۱۶) تعریف شده باشد:

$$Q_{it} = Q_{it}(\Omega_{it}, V_{it}, K_{it}) \quad (16)$$

در این رابطه V ، بردار ورودی‌های متغیر تولید است. همچنین Ω ، بهره‌وری و K سرمایه است. با فرض کمینه کردن هزینه تولید توسط بنگاه و نوشتن شرط مرتبه اول مسئله بهینه‌سازی به رابطه (۱۷) می‌رسیم:

$$\frac{\partial L_{it}}{\partial V_{it}} = P_{it}^V - \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\bullet)}{\partial V_{it}} = 0 \quad (17)$$

اگر رابطه را در $\frac{V_{it}}{Q_{it}}$ ضرب و مرتب کنیم به رابطه (۱۸) می‌رسیم:

$$\theta_{it}^V \equiv \frac{\partial Q_{it}(\bullet)}{\partial V_{it}} \frac{V_{it}}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^V V_{it}}{Q_{it}} \quad (18)$$

در رابطه فوق θ_{it}^V کشش ورودی متغیر است. با تعریف فرانشان به صورت $\mu = \frac{P}{\lambda}$ ، رابطه تخمین فرانشان به فرم رابطه (۱۹) درمی‌آید:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^V \frac{P_{it} Q_{it}}{P_{it}^V V_{it}} \quad (19)$$

بنابراین، برای محاسبه فرانشان به محاسبه مقدار کسر (که به‌سادگی از داده‌های موجود قابل‌محاسبه است) و تخمین کشش (که با روش تخمین تابع تولید قابل‌محاسبه است) نیاز داریم.

تخمین تابع تولید بر اساس آکبرگ و همکاران (۲۰۱۵)

همان‌طور که از رابطه (۱۹) مشاهده می‌شود، چالشی‌ترین بخش تخمین فرانشان، تخمین کشش است. برای تخمین کشش، تابع تولید ترانسلوگ به فرم رابطه (۲۰) استفاده شده است:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (20)$$

در رابطه (۲۰)، l و k به ترتیب لگاریتم ارزش‌افزوده، لگاریتم نیروی کارگر، و لگاریتم سرمایه است. کشش نیروی کارگر با استفاده از تخمین تابع تولید ترانسلوگ از رابطه (۲۱) به‌دست می‌آید:

$$\hat{\theta}_{it}^l = \hat{\beta}_l + 2\hat{\beta}_{ll} l_{it} + \hat{\beta}_{lk} k_{it} \quad (21)$$

با استفاده از روش آکبرگ و همکاران (۲۰۱۵) ابتدا در مرحله اول رگرسیون (۲۲) را اجرا می‌کنیم:

$$\hat{\theta}_{it}^l = \hat{\beta}_l + 2\hat{\beta}_{ll} l_{it} + \hat{\beta}_{lk} k_{it} \quad (22)$$

در این مرحله ما $\phi_t(\bullet)$ را به فرم جمع تمام ضرب‌ها به فرم $l^A k^B m^C$ در نظر گرفتیم که در آن شرط $A + B + C \leq 4$ برقرار باشد. دقت شود که در رابطه بالا از پروکسی لوینسون و پترین (۲۰۰۳) استفاده شده است؛ به این معنا که در این‌جا m نشان‌دهندهٔ نهاده واسطه‌ای است.

با انجام رگرسیون بالا ما یک تخمین از تولید انتظاری ($\hat{\phi}_{it}$) و یک تخمین از ϵ_{it} (برای تصحیح خطای اندازه‌گیری تولید برای استفاده در رابطه فرانشان) به‌دست می‌آوریم. در مرحله اول، تولید مورد انتظار به شکل رابطه (۲۳) است:

$$\hat{\phi}_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + h_t(k_{it}, m_{it}) \quad (23)$$

که در آن بهره‌وری بنگاه به عنوان تابعی از نهاده واسطه‌ای (پروکسی لوینسون و پترین، ۲۰۰۳) و سرمایه بنگاه جایگزین شده است. در مرحله دوم، تخمین تابع تولید، از فرض فرایند مارکوف (یعنی فقط تابع حالت قبل بودن) برای بهره‌وری استفاده می‌کنیم:

$$\omega_{it} = g_t(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (24)$$

می‌توان از بهره‌وری‌های دو دوره قبل، سه دوره قبل و بیش‌تر نیز برای به‌دست آوردن بهره‌وری مورد انتظار در هر دوره استفاده کرد، اما با این کار تعداد حذفیات بیش‌تری در داده برای تخمین تابع تولید نیاز است. ما در این پژوهش از رابطه استاندارد خودهمبسته درجه یک استفاده می‌کنیم. برای هر مقدار

فرضی از β ها، $\beta = (\beta_l, \beta_k, \beta_{ll}, \beta_{kk}, \beta_{lk})$ مقدار بهره‌وری و سپس مقدار ξ_t باقی‌مانده رگرسیون نیز قابل محاسبه است. در این پژوهش از شروط گشتاور زیر برای تخمین ضرایب تابع تولید استفاده شده است:

$$E \left(\xi_{it}(\beta) \begin{pmatrix} l_{it-1} \\ k_{it} \\ l_{it-1}^2 \\ k_{it}^2 \\ l_{it-1}k_{it} \end{pmatrix} \right) = 0 \quad (25)$$

ما برای پیدا کردن ضرایب در فضای پنج‌بعدی β به دنبال ضرایبی هستیم که شرط گشتاور ما را کمینه کند. برای این کار در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بهینه دومرحله‌ای^۱ استفاده شده است. رابطه (۲۵)، مشابه رابطه (۱۴) بیانگر شروط گشتاور است، با این تفاوت که رابطه (۱۴) نیازمند دو گشتاور بود، اما در رابطه (۲۵)، به دلیل وجود پنج مجهول نیازمند پنج گشتاور است که در این جا دقیقاً از شروط گشتاور بکاررفته در پژوهش‌های **دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲)** استفاده شده است.

در نهایت برای تخمین فرانشان از رابطه (۲۶) استفاده شده است که با استفاده از ε_{it} تخمین زده شده در مرحله اول تخمین تابع تولید، مقدار Q_{it} تصحیح شده است.

$$\mu_{it} = \theta_{it}^V \frac{P_{it} \frac{Q_{it}}{\exp \varepsilon_{it}}}{P_{it}^V V_{it}} \quad (26)$$

داده

داده مورد استفاده در این پژوهش داده جمع‌آوری اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر است که توسط مرکز آمار ایران^۲ انجام شده است. در این طرح اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن به صورت نمونه‌گیری و اطلاعات کارگاه‌های ۵۰ نفر کارکن و بیش‌تر به صورت تمام‌شماری جمع‌آوری شده است. برای طبقه‌بندی فعالیت‌های بخش صنعت در این داده از طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های اقتصادی (ISIC) استفاده شده است. داده کارگاه‌های صنعتی شامل تعداد نفرات شاغل در بنگاه (به تفکیک جنسیت، تحصیلات، تولیدی و غیرتولیدی) و دستمزد آن‌ها، ارزش‌افزوده تولیدی این کارگاه‌ها، نهاده‌های واسطه‌ای مورد استفاده، و میزان سرمایه‌گذاری است. در این پژوهش از داده‌های موجود برای سال‌های بین ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است.

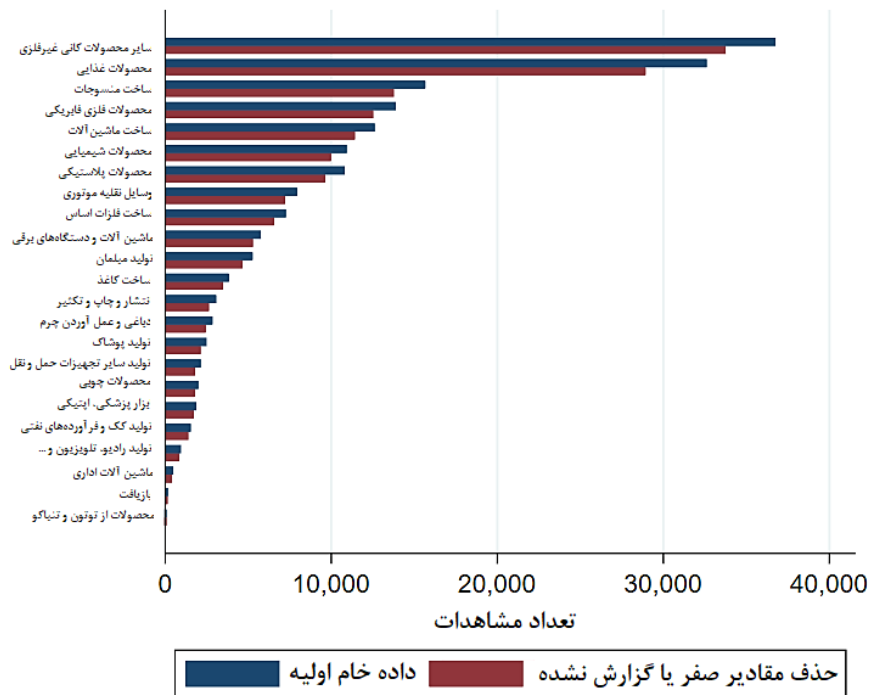
1. Two-Step Optimal GMM
2. <https://www.amar.org.ir>

همان‌طور که در ادبیات تخمین تابع تولید مرسوم است، در این پژوهش نیز از روش موجودی پیوسته (PIM)^۱ برای تخمین میزان سرمایه واقعی بنگاه استفاده شده است. دلیل این امر امکان خطا در گزارش کردن سرمایه توسط بنگاه به دلایلی همچون مالیات یا گزارش کردن ارزش دفتری^۲ است. از آنجایی که میزان سرمایه بنگاه‌ها تنها برای سال‌های بین ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ گزارش شده است، با استفاده از این روش، این امکان را خواهیم داشت که تخمینی از میزان سرمایه برای دو سال ابتدایی داده، سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳، و دو سال انتهایی داده، سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲، داشته باشیم. در روش موجودی پیوسته، ابتدا نخستین سالی که مقدار سرمایه برای هر بنگاه گزارش شده است مشخص می‌شود و سپس از این سال و با استفاده از داده‌های میزان سرمایه‌گذاری در اموال سرمایه‌ای بنگاه در هر سال برای تخمین میزان سرمایه سال‌های دیگر بنگاه به صورت جلورونده و عقب‌رونده^۳ استفاده می‌شود. در استفاده از این روش از نرخ استهلاک^۴های فرض شده در پژوهش اصفهانی و یوسفی (۲۰۱۷) استفاده شده است.

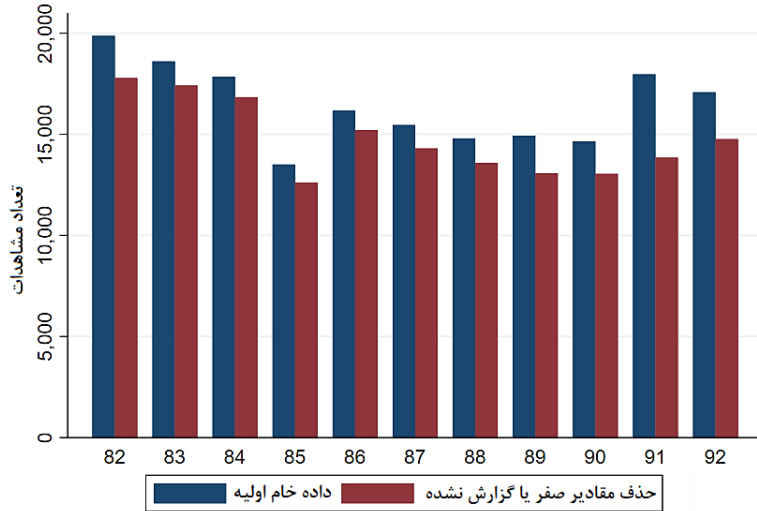
برای تخمین تابع تولید و فرانشان، ما به داده‌های ارزش‌افزوده، تعداد شاغلان، دستمزد پرداخت‌شده، مقدار سرمایه و مواد خام استفاده‌شده (به عنوان پروکسی در تخمین تابع تولید) نیاز داریم. بنابراین، در هر مرحله از تخمین فرانشان اگر دست‌کم یکی از داده‌های مورد نیاز بنگاه در یک سال موجود نباشد (گزارش‌نشده یا صفر باشد) از داده (فقط) برای آن مرحله حذف می‌شود. از آنجایی که مقادیر داده‌ها به صورت اسمی هستند، باید مقادیر حقیقی شوند. برای این منظور از شاخص قیمت تولیدکننده^۵ مختص هر صنعت (گزارش‌شده توسط مرکز آمار ایران) برای داده‌های ارزش‌افزوده، دستمزد، و مواد خام استفاده شده است. برای سرمایه‌گذاری در زمین و ساختمان و تاسیسات از شاخص‌های قیمت منتشرشده توسط بانک مرکزی^۶، برای سایر سرمایه‌گذاری‌ها از شاخص‌های صنایع مرتبط و برای سرمایه از مقدار شاخص قیمت تولیدکننده کل استفاده شده است. تمامی مقادیر اسمی به شاخص‌های قیمتی به سال پایه ۱۳۹۰ تعدیل شده‌اند. **شکل (۱)**، تعداد مشاهده‌ها را در داده خام اولیه و بعد از حذف مقادیر صفر یا گزارش‌نشده برحسب صنایع مختلف، و **شکل (۲)** همین مقدار را برحسب سال نشان می‌دهد. در تمامی سال‌ها و صنایع مشاهده‌های حذف‌شده کم‌تر از ده درصد تعداد کل مشاهده‌ها هستند. **شکل (۳)** نیز تعداد مشاهده‌های کل و

1. Perpetual Inventory Method
2. Book Value
3. Forward and Backward
4. Depreciation
5. Producer Price Index
6. <https://www.cbi.ir>

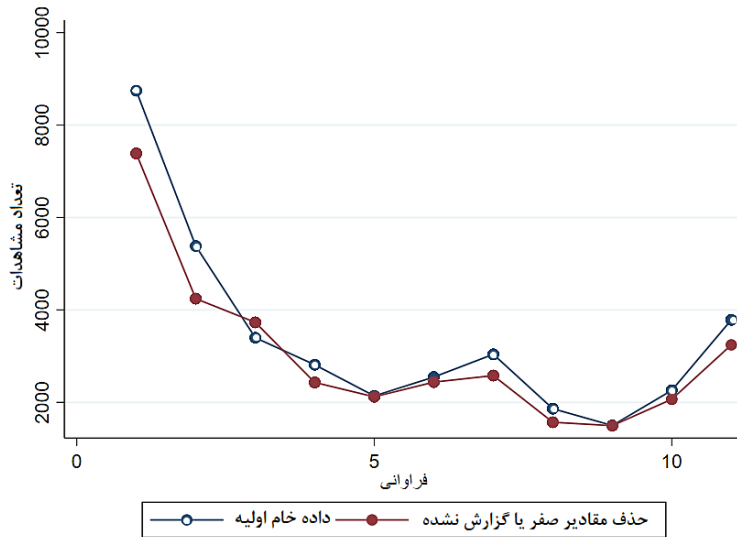
حذف شده را برحسب تعداد مشاهده‌های یک بنگاه نشان می‌دهد و تعداد مشاهده‌ها با تعداد بنگاه‌ها رابطه نزولی دارد. به بیان دیگر، بیش تر بنگاه‌ها صرفاً یک‌بار در طول سال‌های نمونه مشاهده شده‌اند.



شکل ۱: تعداد مشاهده‌ها قبل (داده خام اولیه) و بعد از حذف مقادیر صفر یا گزارش نشده (مورد نیاز برای تخمین تابع تولید) از داده برحسب صنایع



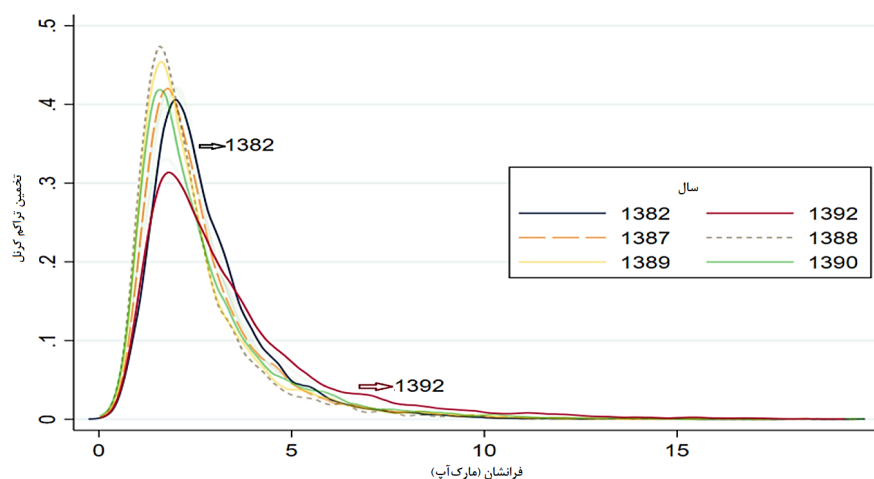
شکل ۲: تعداد مشاهده‌ها قبل (داده خام اولیه) و بعد از حذف مقادیر صفر یا گزارش نشده (مورد نیاز برای تخمین تابع تولید) از داده برحسب سال



شکل ۳: تعداد مشاهده‌ها قبل (داده خام اولیه) و بعد از حذف مقادیر صفر یا گزارش نشده (مورد نیاز برای تخمین تابع تولید) از داده برحسب فراوانی^۱ (تکرار مشاهده یک بنگاه)

نتایج تخمین

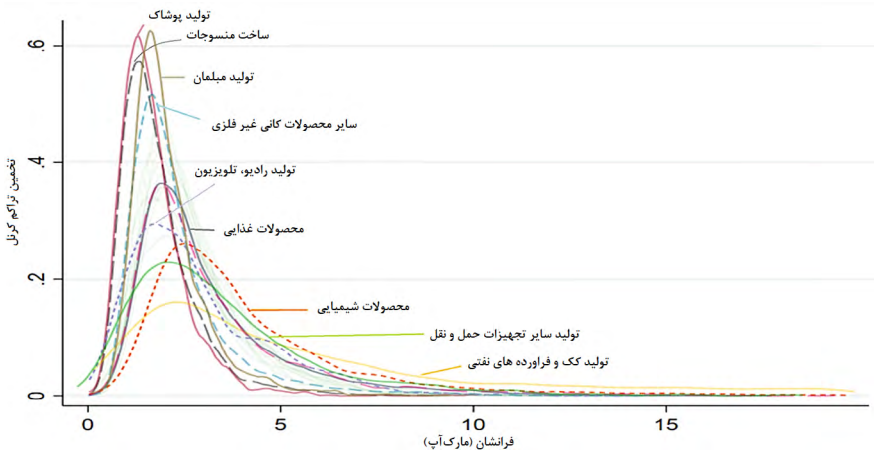
در تخمین تابع تولید و فرانشان دو صنعت بازیافت و محصولات از توتون و تنباکو به دلیل تعداد بسیار کم مشاهده‌ها از داده حذف شده‌اند. بنابراین، نتایج فرانشان که در ادامه ارائه شده است، برای ۲۱ صنعت از ۲۳ صنعت موجود در داده است. همان‌گونه که اشاره شد، بعد از تخمین کشش مختص هر بنگاه در هر سال، به‌سادگی با تصحیح سهم نیروی کارگر از ارزش تولید با استفاده از باقی‌مانده مرحله اول تخمین تابع تولید (تخمین رگرسیون) فرانشان قابل محاسبه خواهد بود. نتایج تخمین توزیع فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در سال‌های مختلف بدون انتساب هیچ وزنی به داده‌ها به صورت تخمین تراکم کرنل^۱ در **شکل (۴)** ارائه شده است.



شکل ۴: نتایج تخمین توزیع تراکم کرنل فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در سال‌های مختلف

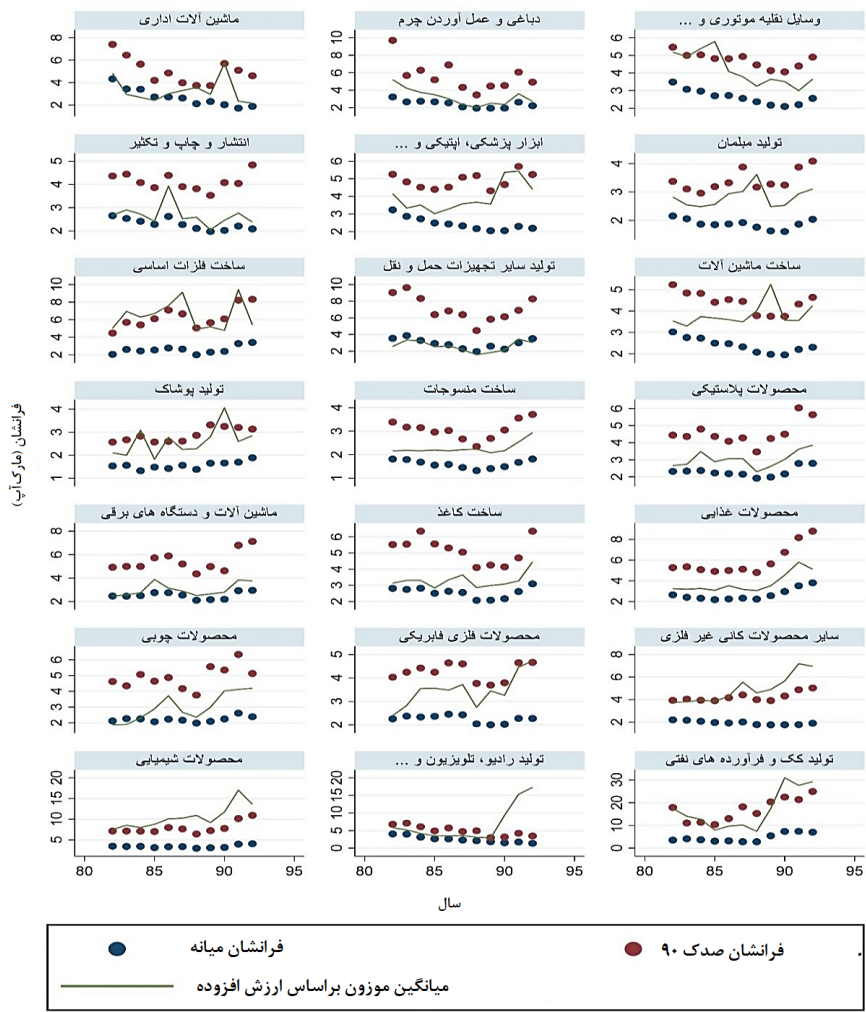
همان‌گونه که در **شکل (۴)** قابل مشاهده است، دم سمت راست توزیع فرانشان برای سال انتهای داده‌های موجود، یعنی سال ۱۳۹۲، نسبت به سال ابتدایی، یعنی ۱۳۸۲، پهن‌تر شده است. همچنین، مشاهده می‌شود که توزیع فرانشان بعد از سال ۱۳۸۷ به سمت چپ کشیده و سپس به‌مرور دوباره زیاد شده است. نمودار مشابهی را نیز می‌توان برای صنایع مختلف رسم کرد. در **شکل (۵)**، نتایج تخمین

توزیع فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در صنایع مختلف بدون انتساب هیچ وزنی به داده‌ها به صورت یک‌جا برای تمام بازه سال‌های موجود به صورت تخمین تراکم کرنل ارائه شده است.



شکل ۵: نتایج تخمین توزیع تراکم کرنل فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در صنایع مختلف

مواردی از صنایع در شکل (۵) خیلی مشخص‌تر و بقیه به صورت خیلی کم‌رنگ شده است. برای نمونه، مشاهده می‌شود که توزیع فرانشان صنعت تولید کک و فرآورده‌های نفتی نسبت به صنایع دیگر به شدت پهن‌تر است. همچنین، صنعت محصولات شیمیایی نیز حالت مشابهی دارد. صنایع تولید سایر تجهیزات حمل‌ونقل و تولید رادیو و تلویزیون نیز جزو صنایع با توزیع فرانشان پهن محسوب می‌شوند. دو صنعت محصولات غذایی و ساخت فلزات اساسی نیز در میانه این طیف از توزیع‌ها قرار دارند. صنعت سایر محصولات کانی غیرفلزی با بیش‌ترین تعداد مشاهده بنگاه در داده دارای توزیع نوک‌تیز و متمایل به چپ است. بنابراین، اگر فرانشان (یا شاخص‌های مشابه و مرتبط با آن مانند شاخص لرنر)^۱ را به عنوان شاخصی از قدرت بازاری بنگاه‌ها در نظر بگیریم، می‌توان انتظار داشت که این صنعت، بازاری به نسبت کم‌تر انحصاری را نسبت به صنعت کک و فرآورده‌های نفتی، برای مثال، داشته باشد. در نهایت، مشاهده می‌شود که صنایع ساخت منسوجات، تولید پوشاک و تولید مبلمان بیش‌ترین درصد بنگاه با فرانشان کم را به خود اختصاص داده‌اند.



شکل ۶: نتایج تخمین میانه، ۹۰امین صدک و میانگین وزن دار فرانشان بر اساس ارزش افزوده بنگاه در صنایع مختلف

یکی از نمودارهای مفید برای بررسی نتایج، رسم نمودار صدک‌های مختلف فرانشان برای هر صنعت در سال‌های مختلف و مقایسه آن با میانگین وزن دار فرانشان است. در شکل (۶)، برای صنایع

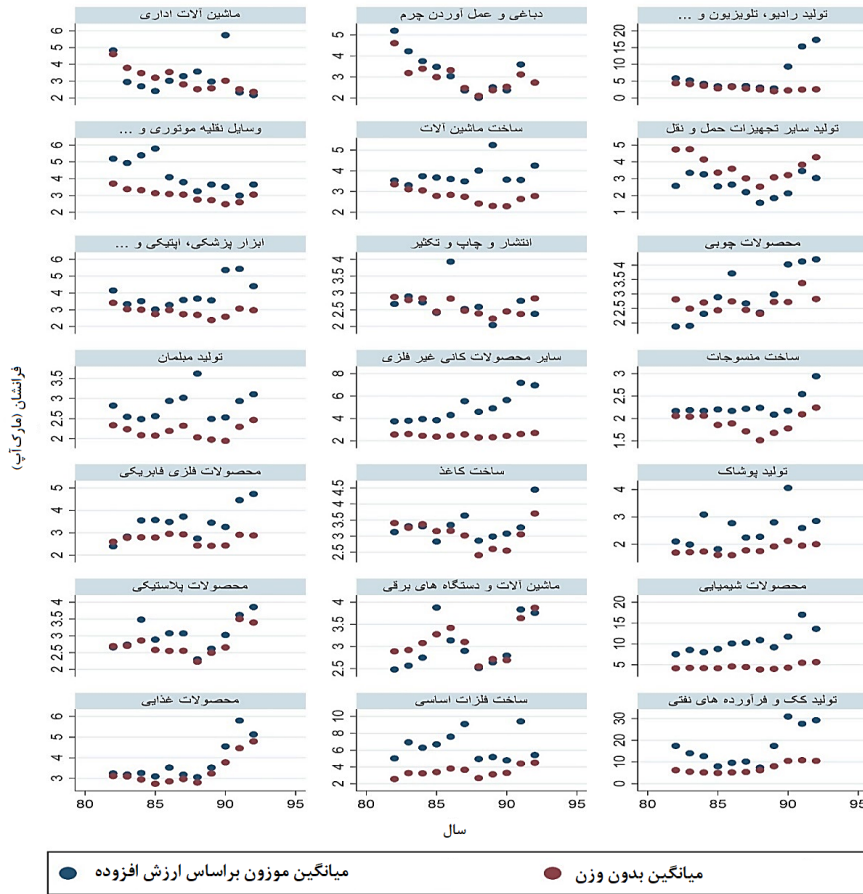
مختلف، ۵۰امین صدک (میانه)، ۹۰امین صدک و میانگین وزن‌دار فرانشان بر اساس ارزش‌افزوده بنگاه رسم شده‌اند. دقت شود که مقیاس رسم‌شده برای محور عمودی (فرانشان) برای صنایع مختلف فرق دارد. همچنین، صنایع بر اساس افزایش میانگین وزن‌دار فرانشان (اختلاف سال آخر و اول) مرتب شده‌اند.

در شکل (۶) مشاهده می‌شود که میانگین وزن‌دار در برخی از صنایع نزدیک به میانه و در برخی دیگر نزدیک به فرانشان‌های بالا (در این‌جا منظور صدک ۹۰) هستند. نزدیک بودن فرانشان میانگین بر اساس ارزش‌افزوده به هر یک از این مقادیر این نتیجه را می‌دهد که میانگین وزن‌دار از کدام گروه وزن بیش‌تری گرفته است. عموماً در اشکال بالا مشاهده می‌شود که بنگاه‌هایی با فرانشان بیش‌تر (در این‌جا منظور صدک ۹۰) تغییرات بیش‌تری نسبت به فرانشان میانه دارند و این بدان معناست که تغییرات در میانگین فرانشان از سمت بنگاه‌هایی با فرانشان بیش‌تر است.

در اشکال مشابه با شکل (۶) می‌توان اشکال میانگین وزن‌دار را بر اساس ارزش‌افزوده بنگاه‌ها و میانگین بدون وزن با هم مقایسه کرد. شکل (۷)، این مقایسه را برای صنایع مختلف نشان می‌دهد. در این اشکال نیز مقیاس رسم‌شده برای محور عمودی (فرانشان) برای صنایع مختلف فرق دارد. همچنین در شکل (۷)، صنایع بر اساس افزایش میانگین بدون وزن فرانشان (اختلاف سال آخر و اول) مرتب شده‌اند.

در شکل (۷)، برای صنایع مختلف مشاهده می‌شود که در صنایعی مانند تولید کک و فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، سایر محصولات کانی غیرفلزی و ساخت فلزات اساسی، میانگین وزن‌دار به میزان قابل‌توجهی بیش‌تر است و نشان می‌دهد که بنگاه‌هایی با فرانشان بیش‌تر وزن خیلی بیش‌تری از نظر ارزش‌افزوده دارند.

در دو شکل (۶) و (۷) برای صنایع مختلف می‌توان سیر تکاملی میانگین وزن‌دار فرانشان را نیز بررسی کرد. برای مثال، صنایعی مانند سایر محصولات غیرفلزی، سایر منسوجات (بعد از سال ۱۳۸۷)، محصولات غذایی، محصولات چوبی، ساخت کاغذ (بعد از سال ۱۳۸۷)، ساخت ماشین‌آلات (بعد از سال ۱۳۸۷) و... سیر تکامل صعودی را تجربه کرده‌اند. در مقابل، صنایعی مانند تولید رادیو و تلویزیون، وسایل نقلیه موتوری، و دباغی و عمل‌آوری چرم سیر تکامل نزولی داشته‌اند.

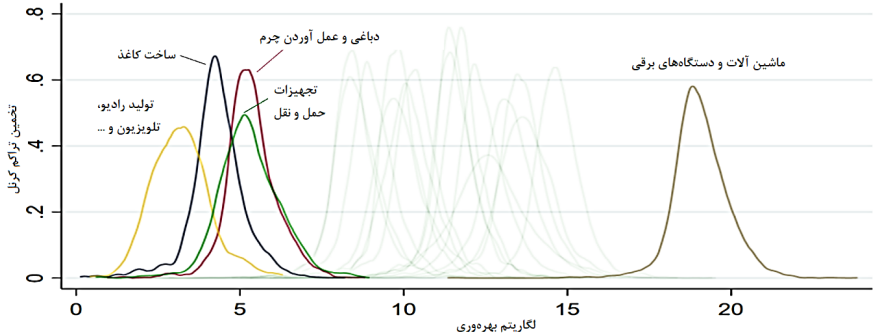


شکل ۷: نتایج تخمین میانگین وزن‌دار بر اساس ارزش افزوده و نگاه‌ها و میانگین بدون وزن در صنایع مختلف

با محاسبه تابع تولید در صنایع مختلف می‌توان بهره‌وری هر بنگاه را نیز از رابطه (۲۷) به‌دست آورد:

$$\omega_{it} = \ln \Omega_{it} = y_{it} - (\beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it}) \quad (27)$$

با محاسبه بهره‌وری می‌توان تابع توزیع بهره‌وری را برای صنایع مختلف رسم کرد که در شکل (۸) نشان داده شده است.



شکل ۸: نتایج تخمین توزیع تراکم کرنل لگاریتم بهره‌وری برای تمامی بنگاه‌های ایران در صنایع مختلف

در شکل (۸) مشاهده می‌شود که صنعت ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی بیش‌ترین میزان بهره‌وری را داشته است.

صادرات و تحریم‌ها

در ادامه، می‌خواهیم همانند دیلاکر - وارزینسکی (۲۰۱۲) این پرسش را که آیا شرکت‌های صادرکننده نسبت به دیگر شرکت‌ها فرانشان بیش‌تری اعمال می‌کنند، بررسی کنیم. رابطه (۲۸)، برای بررسی این پرسش استفاده شده است:

$$\ln \mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 e_{it} + \mathbf{b}'_{it} \sigma + v_{it} \quad (28)$$

در رابطه (۲۸)، e_{it} متغیر مجازی برای صادرکننده بودن یا نبودن بنگاه‌های اقتصادی است. در این رگرسیون بردار \mathbf{b} شامل متغیرهای کنترل ماست: میزان سرمایه بنگاه، تعداد افراد کارکن، بهره‌وری، متغیرهای مجازی صنعت، و سال و تمام ضرب‌های ممکن این دو. نتایج تخمین رگرسیون بالا در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: فرانشان بنگاه‌های صادرکننده

لگاریتم فرانشان					
(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)
۰/۵۲***	۰/۴۸۹***	۰/۲۴۶***	۰/۲۴۸***	۰/۳۱۴***	۰/۳۱۴***
(۰/۰۲)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۶)
۰/۱۳۱***	۰/۰۳۷***				
(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۱)				
۰/۰۲۶***	-۰/۰۱۷***				
(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)				
-۰/۷۵۳***	۰/۴۴۴***	۰/۹۷۵***	۰/۹۷۴***	۰/۸۹۴***	۰/۸۴۴***
(۰/۰۲۵)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۲)
بله		بله	بله	بله	بله
بله		بله	بله		
بله		بله			
بله		بله			
۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴
۰/۲۰۳	۰/۰۵۵	۰/۱۶۹	۰/۱۶۳	۰/۰۳۸	۰/۰۲۲

توضیحات: اعداد گزارش شده در پرانتز، خطای استاندارد ضرایب هستند. نمادهای **، *، و * به ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد، و ۱۰ درصد هستند.

همان‌طور که در **جدول (۱)** مشاهده می‌شود، بنگاه‌های صادرکننده به‌طور معناداری فرانشان بیش‌تری دارند. همچنین، مشاهده می‌شود که بنگاه‌هایی با بهره‌وری بالاتر فرانشان بیش‌تری را شارژ می‌کنند. به دلیل این‌که از سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ میلادی تحریم‌هایی علیه چندین بانک ایرانی (به همراه تعدادی شرکت و افراد به دلایل هسته‌ای) اعمال شده و در سال‌های بعد (دوره دوم ریاست جمهوری احمدی‌نژاد) شدت این تحریم‌ها بیش‌تر شده است. در ادامه، به بررسی تغییر فرانشان بنگاه‌های صادرکننده بعد از سال ۱۳۸۶ می‌پردازیم. به این منظور، در رابطه (۲۹)، ما از متغیر مجازی برای سال‌های بعد از سال ۱۳۸۶، $Y86_t$ ، برای بررسی اثر تحریم‌ها بر فرانشان صادرکننده‌ها استفاده کرده‌ایم. نتایج تخمین رگرسیون در **جدول (۲)** آمده است.

$$\ln \mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 e_{it} + \delta_2 e_{it} Y86_t + b'_{it} \sigma + v_{it} \quad (29)$$

جدول ۲: فرانشان بنگاه‌های صادرکننده و تاثیر تحریم‌ها

لگاریتم فرانشان						
(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
۰/۳۷۸*** (۰/۰۲۹)	۰/۵۲۴*** (۰/۰۳۱)	۰/۱۹۴*** (۰/۰۰۸)	۰/۱۹۲*** (۰/۰۰۸)	۰/۲۴۷*** (۰/۰۰۸)	۰/۲۶۱*** (۰/۰۰۸)	e
۰/۲۶۷*** (۰/۰۰۴)	-۰/۰۶ (۰/۰۴۱)	۰/۰۹۲*** (۰/۰۱)	۰/۰۹۹*** (۰/۰۱)	۰/۱۱۸*** (۰/۰۱۱)	۰/۰۹۳*** (۰/۰۱۱)	$e \times Y87 - 92$
۰/۱۱۲*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۳۸*** (۰/۰۰۱)					ω
-۰/۰۱۹*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۲۶*** (۰/۰۰۳)					$e \times \omega$
۰/۰۳۳*** (۰/۰۰۳)	-۰/۰۰۲*** (۰)					$\omega \times Y87 - 92$
-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۳)					$e \times \omega \times Y87 - 92$
-۰/۵۰۳*** (۰/۰۳۶)	۰/۴۴۲*** (۰/۰۰۶)	۰/۹۷۹*** (۰/۰۱۲)	۰/۹۷۹*** (۰/۰۱۲)	۰/۸۹۸*** (۰/۰۰۵)	۰/۸۴۴*** (۰/۰۰۲)	ضریب ثابت
بله		بله	بله	بله		اثر ثابت سال
بله		بله	بله			اثر ثابت صنعت
بله		بله				تعداد نیروی کارگر
بله		بله				میزان سرمایه بنگاه
۱۴۲۱۴۴ ۰/۲۰۴	۱۴۲۱۴۴ ۰/۰۵۶	۱۴۲۱۴۴ ۰/۱۶۹	۱۴۲۱۴۴ ۰/۱۶۴	۱۴۲۱۴۴ ۰/۰۳۸	۱۴۲۱۴۴ ۰/۰۲۳	R^2

توضیحات: اعداد گزارش شده در پرانتز، خطای استاندارد ضرایب هستند. نمادهای **،*،* و * به ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد، و ۱۰ درصد هستند.

همان‌گونه که در **جدول (۲)** مشاهده می‌شود، در سال‌های تحریم، به‌جز رگرسیون ستون ۵، ما شاهد افزایش فرانشان بنگاه‌های صادرکننده هستیم. به عبارت دیگر، با کنترل متغیرهای مختلف، مشاهده می‌شود که تحریم‌ها به نفع صادرکنندگانی بوده است که در دوران تحریم توانسته‌اند صادرات داشته باشند. دو نتیجه ذکر شده برای **جدول (۱)**، در **جدول (۲)** نیز مشاهده می‌شود. نیاز به اشاره

است که در این‌جا هیچ رابطه‌ی علیتی مطرح نشده و هدف فقط بررسی این پرسش بوده است که آیا بنگاه‌های صادرکننده فرانشان متفاوتی دارند یا خیر، و اگر فرانشان متفاوتی دارند آیا در دوران تحریم‌ها مقادیر متفاوتی مشاهده می‌کنیم یا خیر.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش سعی شده است که سیر تکاملی فرانشان در ۱۱ سال (سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲) با استفاده از داده بنگاه‌های صنعتی برای صنایع ایران تخمین زده شود. برای تخمین فرانشان از فرض اساسی کمینه کردن هزینه بنگاه استفاده شده است. این فرض ابتدا توسط هال (۱۹۸۸) در سطح کلان و سپس توسط دیلاکر و وارزینسکی (۲۰۱۲) در سطح بنگاه‌ها برای استخراج رابطه‌ای برای فرانشان استفاده شده است. در پژوهش حاضر از رابطه به‌دست‌آمده توسط دیلاکر و وارزینسکی (۲۰۱۲) برای بررسی فرانشان استفاده شده است و این رابطه، همان‌گونه که اشاره شد، نیازمند تخمین تابع تولید است. ما از تابع تولید ترانسلوگ برای به‌دست آوردن کشش مورد نیاز برای تخمین فرانشان استفاده کرده‌ایم تا بتوانیم کشش منحصر به فرد هر بنگاه را در هر سال به‌دست آوریم. بعد از محاسبه کشش نیروی کارگر از تابع تولید تخمین‌زده‌شده توسط روش و با محاسبه سهم نیروی کارگر از ارزش تولید از روی داده‌ها، فرانشان هر بنگاه در هر سال به‌سادگی قابل محاسبه خواهد بود. نتایج به‌دست‌آمده برای فرانشان ارائه شد و مشاهده گردید که صنایع تابع توزیع و سیر تکاملی یکسانی نداشته‌اند. بعد از سال ۱۳۸۷ مشاهده شد که ما یک کشیدگی به سمت چپ (فرانشان کم‌تر) در تابع توزیع کل فرانشان داریم و سپس از سال ۱۳۸۸، به‌تدریج تابع توزیع شروع به حرکت به سمت راست کرده است و در نهایت تابع توزیع فرانشان در سال ۱۳۹۲ نسبت به سال ۱۳۸۲ بیش‌تر به سمت راست متمایل بوده و از دم سمت راست پهن‌تری برخوردار بوده است. به بیان دیگر، در طول بازه مورد بررسی مطالعه توزیع کلی فرانشان بیانگر بیش‌تر شدن انحصار در صنایع کشور بوده است. همچنین، مشاهده شد که میانگین وزن‌دار فرانشان در صنایع مختلف از جهت نزدیک بودن به میانه یا صدک بالای فرانشان متفاوت بود و همین مسئله در مقایسه میانگین وزن‌دار با میانگین بدون وزن نیز مشاهده شد.

در میان صنایع مختلف بیش‌ترین فرانشان در صنعت تولید کک و فرآورده‌های نفتی دیده می‌شود و پس از آن محصولات شیمیایی، تجهیزات حمل‌ونقل، و تولید رادیو و تلویزیون قرار دارند. دو صنعت محصولات غذایی و ساخت فلزات اساسی نیز در میانه طیف توزیع فرانشان قرار می‌گیرند و صنعت

سایر محصولات کانی غیرفلزی با بیش‌ترین تعداد مشاهده بنگاه در داده دارای توزیع نوک‌تیز و متمایل به چپ است. در میان صنایع مورد بررسی کم‌ترین فرانشان در ساخت منسوجات، تولید پوشاک، و تولید مبلمان مشاهده می‌شود. در نهایت، این پرسش که آیا بنگاه‌های صادرکننده نسبت به بقیه بنگاه‌ها فرانشان بیش‌تری دارند یا خیر، و آیا تحریم‌های سال‌های ۱۳۸۶ به بعد تاثیری بر این تفاوت داشته است یا خیر بررسی شد. با تخمین انجام‌شده مشاهده شد که بنگاه‌های صادرکننده فرانشان بیش‌تری داشته‌اند و تحریم‌ها این اختلاف را بیش‌تر کرده است.

تخمین فرانشان کاری با جزئیات فراوان است و این پژوهش یکی از روش‌های جدیدتر اقتصادسنجی را بکار می‌بندد که برخی از ضعف‌های روش‌های ساده‌تر قدیمی را مرتفع می‌کند. نتایج این پژوهش شواهد تجربی مهمی برای سیاست‌گذاری و تنظیم‌گری صنایع مختلف دارد. به‌طور مشخص، در ایران شورای رقابت وظیفه جلوگیری از انحصار و بسط رقابت‌پذیری را در بخش‌های اقتصادی کشور بر عهده دارد و مطالعاتی از این دست باید زمینه‌ساز تصمیم‌گیری‌های این شورا قرار گیرند.

مهم‌ترین محدودیت این پژوهش در دسترس نبودن داده‌های خام کارگاه‌های صنعتی مرکز آمار برای سال‌های بعد از ۱۳۹۲ است. با توجه به نوسانات اقتصاد کلان ایران در سال‌های بعد، که ناشی از عوامل سیاسی بین‌المللی نظیر اجرای برجام و نقض دوباره آن توسط آمریکا بوده‌اند، بررسی تحولات فرانشان در صنایع در دوران بعد از داده‌های این پژوهش، برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود.

منابع

الف انگلیسی

- Akerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G. (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411-2451. <https://doi.org/10.3982/ECTA13408>
- Amiri, H. (2015). Modeling Markup Shocks Using DSGE Model: The Case of Iran. *Planning and Budgeting*, 20(3), 95-123. <http://jpbud.ir/article-1-1256-fa.html>
- Bagheri, A., & Nazeman, H. (2020). Investigating Competition in Iran's Electricity Industry. *Planning and Budgeting*, 25(1), 87-108. <http://jpbud.ir/article-1-46-fa.html>
- Barkai, S. (2020). Declining Labor and Capital Shares. *The Journal of Finance*, 75(5), 2421-2463. <https://doi.org/10.1111/jofi.12909>
- Basu, S. (2019). Are Price-Cost Markups Rising in the United States? A Discussion of the Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 3-22. <https://doi.org/10.1257/jep.33.3.3>
- Birjandi-Feriz, M., & Yousefi, K. (2017). When the Dust Settles: Productivity and Economic Losses Following Dust Storms. Available at SSRN 3230265. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3230265>
- De Loecker, J., & Eeckhout, J. (2018). *Global Market Power*. NBER Working Paper, No

24768. <https://doi.org/10.3386/w24768>
- De Loecker, J., & Warzynski, F. (2012). Markups and Firm-Level Export Status. *American Economic Review*, 102(6), 2437-2471. <https://doi.org/10.1257/aer.102.6.2437>
- De Loecker, J., Eeckhout, J., & Unger, G. (2020). The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(2), 561-644. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz041>
- Esfahani, H. S., & Yousefi, K. (2017). Rash Credit Injection, Hasty Job Creation, and Firm Bifurcation in Iran's Manufacturing. Paper Presented at the Conference Paper.
- Hall, R. (2018). New Evidence on Market Power, Profit, Concentration, and the Role of Mega-Firms in the US Economy. *NBER Working Paper*, No. 24574. <https://doi.org/10.3386/w24574>
- Hall, R. E. (1988). The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry. *Journal of Political Economy*, 96(5), 921-947. <https://doi.org/10.1086/261570>
- Jones, C. I., & Romer, P. M. (2010). The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 224-245. <https://doi.org/10.1257/mac.2.1.224>
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341.
- Olley, S., & Pakes, A. (1992). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *NBER Working Paper*, No. 3977. <https://doi.org/10.3386/w3977>
- Pilehvari, A., & Rahmati, M. H. (2016). Does Controlling for Unobservables Solve the Productivity Puzzles? Evidence from Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E- Eghtesadi)*, 51(4), 801-830. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2016.59458>
- Shahiki Tash, M. N., & Nourozi, A. (2016). An Analysis of the Degree of Competition and Concentration by Non-Structural Approach in Industry Sector: Panzar-Rosse. *Planning and Budgeting*, 21(3), 89-117. <http://jpbud.ir/article-1-1063-fa.html>

ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران: رهیافت تابع واکنش با ضرایب زمان متغیر (TVP-Reaction Function)

zh.zarei@mabri.ac.ir

ژاله زارعی

استادیار گروه مطالعات سیاست‌های پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

m.hemmati@mabri.ac.ir

مریم همتی

استادیار گروه مطالعات سیاست‌های پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۰۵

دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۲۵

چکیده: در پژوهش حاضر به این پرسش پاسخ داده می‌شود که آیا سیاست‌های پولی و مالی در مواجهه با فشار تقاضا و شرایط تورمی با یکدیگر هماهنگ هستند؟ در راستای پاسخ به این پرسش، هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی ایران با استفاده از رهیافت تابع واکنش با ضرایب زمان متغیر در دوره زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۹:۴ مورد بررسی قرار می‌گیرد و در چارچوب نظریه بازی‌ها، تعادل نش، سناریوهای پیشاروی تعامل این دو سیاست در ماتریس ترکیب سیاست‌ها استخراج می‌گردد. نتایج بیانگر آن است که طی دوره زمانی فصل چهارم ۱۳۷۰ تا فصل اول ۱۳۷۱ (دو فصل) و همچنین فصل اول ۱۳۹۰ تا فصل دوم ۱۳۹۰ (دو فصل) تنها دوره‌هایی بوده‌اند که سیاست‌گذاران پولی و مالی به‌طور هماهنگ اقدام به کاهش شکاف تورم مثبت نموده‌اند. همچنین، مقام‌های پولی و مالی نیز صرفاً در سه فصل ابتدایی ۱۳۸۵ و فصل دوم ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۸۸ (۷ فصل)، برای کاهش شکاف منفی به صورت هماهنگ واکنش پادچرخه‌ای داشته‌اند. بر اساس این نتایج و در چارچوب ماتریس ترکیب سیاست‌ها، بانک مرکزی ایران در بخش عمده‌ای از سال‌ها مطیع سیاست‌های مالی بوده است. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود برای برقراری هماهنگی بیش‌تر سیاست‌گذاران مالی و پولی، تعریف و تبیین برخی ترتیبات نهادی و چارچوب‌های قانونی در دستور کار قرار گیرد که از آن جمله می‌توان به پیاده‌سازی همزمان قواعد مالی و هدفگذاری تورم و تعیین چارچوب قانونی برای استقلال بانک مرکزی اشاره نمود.

کلیدواژه‌ها: سیاست مالی، سیاست پولی، هدفگذاری تورم، هماهنگی سیاست‌ها،

مدل‌هایی با پارامتر زمان متغیر.

طبقه‌بندی JEL: P41, P24, E63, E62.

مقدمه

بر اساس دیدگاه سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، سیاست مالی غیرمنضبط امکان شکل‌گیری سیاست‌های پولی منضبط را فراهم نمی‌کند. در نظریه مالی سطح قیمت (FTPL)^۱، که الگوی گسترش‌یافته این دیدگاه است، تأکید بر این است که بین بدهی‌های دولت و سطح عمومی قیمت‌ها رابطه‌ای علت و معلولی برقرار است (Piontkivsky et al., 2001). این نظریه‌ها بر این موضوع تأکید دارند که سلطه سیاست مالی^۲ بر سیاست پولی می‌تواند از عوامل موثر بر رشد غیرمتعارف حجم پول باشد (Buchanan Wagner, 1977) و میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تورم به نسبت هماهنگی سیاست پولی و مالی تغییر کند. این بدان معناست که افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی که به نوعی از تأمین مالی کسری بودجه منتج می‌شود یک رابطه علیت دوسویه بین این متغیر و تورم ایجاد می‌نماید که تأثیرپذیری سیاست پولی از سیاست مالی را مشخص می‌کند. سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، با بیان این دیدگاه، چشم‌انداز جدیدی از هماهنگ‌سازی سیاست مالی و پولی را در راستای تأمین مالی کسری بودجه از طریق افزایش اجزای پایه پولی و صدور اوراق قرضه مطرح می‌کنند.

هماهنگی سیاست پولی و مالی بدین معناست که این سیاست‌ها به رغم داشتن اولویت‌های هدفگذاری متفاوت، برای تقویت رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها در یک سو حرکت می‌کنند یا دست‌کم اثر یکدیگر را خنثی نمی‌کنند. زیرا فقدان هماهنگی بین مقام‌های پولی و مالی و غفلت از این موضوع منجر می‌شود که دستیابی به سطوح بهینه اهداف میسر نباشد. بررسی وضعیت همکاری سیاستگذار مالی و سیاستگذار پولی نشان می‌دهد که آن‌ها برای اعمال سیاست‌های خود، یا بر اساس قواعد مالی و پولی که از قبل تعیین شده یا بر اساس صلاحدید عمل می‌کنند. بر اساس این، چهار وضعیت اتفاق می‌افتد که اتخاذ هر یک از این رویکردها، نتایج مربوط به خود را به دنبال دارد:

وضعیت اول: سیاستگذار مالی و بانک مرکزی برای اعمال سیاست‌های خود بر اساس قواعد مالی و پولی عمل می‌کنند.

وضعیت دوم: مقام پولی بر اساس قواعد و مقام مالی بر اساس صلاحدید عمل می‌نماید.

وضعیت سوم: مقام پولی بر اساس صلاحدید و مقام مالی بر اساس قواعد عمل می‌نماید.

وضعیت چهارم: زمانی ایجاد می‌شود که هر دو مقام بر اساس صلاحدید عمل می‌کنند.

از طرف دیگر دولت و بانک مرکزی برای اعمال سیاست‌هایشان می‌توانند با یکدیگر همکاری کنند

1. Fiscal Theory of Price Level
2. Fiscal Dominance

و در این خصوص تعهد پولی و مالی مناسب را ایجاد نمایند یا غیرهمکارانه سیاست‌های خود را اعمال کنند. اهمیت هماهنگی بین مقام‌های پولی و مالی با وقوع بحران‌های مالی در دهه‌های اخیر بیش از پیش افزایش یافت و زمینه‌افزایش تحقیقات را در این حوزه فراهم آورد. از آن جایی که در کشورهای در حال توسعه که بخش اعظمی از کسری بودجه دولت‌ها از طریق استقراض از بانک مرکزی تامین مالی می‌شود، مشکل عدم هماهنگی سیاست‌ها بسیار شدیدتر است و سلطه مالی بر سیاست پولی بیش‌تر است (Nayyar, 2011). بنابراین، پرداختن به این موضوع از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است.

پژوهش‌های پیشین درخصوص ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران بیش‌تر بر روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت و با فرض رویکرد پارامتر ثابت تمرکز داشتند و به دنبال پاسخ کاملی برای این پرسش بودند که آیا سیاستگذار پولی و مالی در اقتصاد ایران و بسته به وضعیت متغیرهای هدف (شکاف تورم و تولید) در جهت بستن شکاف متغیرهای کلیدی با همدیگر هماهنگ عمل می‌کنند؟ به عبارت دیگر، در شرایطی که سیاستگذار پولی ضدچرخه‌ای عمل می‌کند، آیا سیاستگذار مالی با اعمال سیاست موافق چرخه‌ای آن سیاست را بی‌اثر می‌کند یا در اقدامی هماهنگ، سیاستگذار مالی نیز ضدچرخه‌ای عمل می‌نماید؟ بر اساس این، پژوهش حاضر می‌کوشد با استفاده از رویکرد **دِمید (۲۰۱۸)** و **کوتنر (۲۰۱۶)** ضمن بررسی رفتار سیاستگذار مالی و پولی در دوره زمانی ۱:۱۳۶۷ تا ۴:۱۳۹۹، درصد یافتن پاسخی برای این پرسش باشد که آیا بین سیاستگذاران پولی و مالی ایران به این پرسش‌ها پاسخ داده می‌شود. پس سهم این پژوهش در پر کردن شکاف موجود در ادبیات داخلی مربوط به موضوع ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران به دو شکل است: (۱) مدلی با پارامترهای زمان متغیر (TVP) و الگوی فضا-حالت برای ارزیابی هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی در مواجهه با فشار تورمی و تقاضا مد نظر قرار گرفته است، به گونه‌ای که پژوهش حاضر فرض می‌کند این سیاست‌ها در کل دوره تاثیر یکسانی بر یکدیگر ندارند؛ و (۲) میزان هماهنگی و تعارض بین سیاست پولی و سیاست مالی با پیروی از مطالعه **کوتنر (۲۰۱۶)** در چارچوب نظریه بازی‌ها و تعادل نش بررسی می‌شود که مبتنی بر تصمیم‌گیری مستقل دو بازیگر است و ماتریس ترکیب سیاست‌ها بر اساس سناریوهای پیش‌روی تعامل این دو سیاست استخراج می‌گردد.

مبانی نظری پژوهش

چارچوب عرضه و تقاضای کل (AD-AS)

در این پژوهش برای تعیین ویژگی چرخه‌ای سیاست پولی و سیاست مالی از چارچوب کوتاه‌مدت (۲۰۱۶) که مبتنی بر مدل‌های ساده عرضه کل و تقاضای کل (AD/AS) است، استفاده می‌شود. در اقتصاد باز، مخارج کل برابر است با:

$$Y = \varphi[Q(r - \sigma - r^*)]C(\bar{Y}^d, r) + I(r) + G + EX(Q(r - (r^* - \sigma^*)), r^*, Y^*) \quad (1)$$

که در آن Y و Y^* نشان‌دهنده تولید داخلی و خارجی هستند، \bar{Y}^d درآمد قابل تصرف دائمی است، r و r^* نرخ بهره حقیقی داخلی و نرخ بهره حقیقی خارجی هستند. Q نرخ ارز حقیقی است که تابعی از نرخ بهره دریافتی و پرداختی تعدیل‌شده نسبت به ریسک است، σ صرف ریسک، $\varphi(Q)$ سهم مخارج مصرفی از کالاهای داخلی است، I سرمایه‌گذاری، G مخارج دولتی، و EX صادرات است. می‌توان با گرفتن لگاریتم و استفاده از بسط مرتبه اول قاعده تیلور برای تولید بالقوه و نرخ بهره طبیعی (نرخ بهره خنثی)، u^D ، منحنی IS را خطی ساخت. نسخه لگاریتم خطی IS به شکل رابطه (۲) است:

$$y - \bar{y} = -\theta(r - r^n) + u^D \quad (2)$$

که در آن $y - \bar{y}$ نشان‌دهنده شکاف تولید است، r نرخ بهره حقیقی، و r^n نرخ بهره طبیعی است. پارامتر θ کانال‌های مستقیم و غیرمستقیمی را نشان می‌دهد که تغییر در r از طریق این کانال‌ها بر مخارج تاثیر می‌گذارد، u^D نشان‌دهنده مخارج پیش‌بینی‌نشده یا شوک تقاضایی است که در سطح معینی از نرخ بهره حقیقی بر مخارج مورد نظر تاثیر می‌گذارد.

در این‌جا مولفه‌های درون‌زا و برون‌زایی نیز وجود دارند که موجب تغییر در تصمیمات سیاستی دولت می‌شوند. از منظر درآمدی بودجه، زمانی که اقتصاد رکود (رونق) است، درآمد مالیاتی کاهش (افزایش) پیدا می‌کند. افزون بر این، در برخی از کشورها مخارج مالی با وضعیت اقتصادی رابطه دارد. رابطه میان سیاست مالی و اقتصاد تبعات مهمی برای واکنش اقتصاد به شوک‌های اقتصادی دارد. می‌توان برای لحاظ کردن عبارت سیاست مالی در IS و درون‌زا ساختن سیاست مالی، مدل (۳) را تعمیم داد.

$$y - \bar{y} = -\theta(r - r^n) + g + u^D \quad (3)$$

که در آن g نقش سیاست مالی را در مخارج کل نشان می‌دهد که می‌تواند اثرات مالیات‌ها و

سایر منابع درآمدی و مخارج را نیز در بر گیرد. فرض بر این است که مخارج دولتی به شکاف تولید، $g_t = \delta(y_t - \bar{y})$ بستگی دارد. بنابراین، منحنی IS به شکل رابطه (۴) و (۵) است:

$$y - \bar{y} = -\theta(r - r^n) + \delta(y - \bar{y}) + u^D \quad (۴)$$

$$y - \bar{y} = (1 - \delta)^{-1}[-\theta(r - r^n) + u^D] \quad (۵)$$

علامت δ رفتار چرخه‌ای سیاست مالی را نشان می‌دهد:

• اگر $0 < \delta < 1$ ، $-1 < \delta < 0$ ، آنگاه $(1 - \delta)^{-1} < 1$ ، در زمان رکود اقتصادی (شکاف تولید منفی) سیاست مالی انبساطی می‌شود و در طی شکاف تولید مثبت، سیاست مالی انقباضی می‌شود. در این مورد، سیاست مالی پادچرخه‌ای^۱ می‌شود.

• زمانی که $0 < \delta < 1$ ، آنگاه $(1 - \delta)^{-1} > 1$ ، دولت در دوران رونق مخارج را افزایش و در دوران رکود، مخارج را کاهش می‌دهد، سیاست مالی موافق چرخه‌ای است. این سیاست تاثیر دیگر شوک‌های مخارج را تشدید می‌کند.

مقام پولی در واکنش به شرایط اقتصادی در حال تغییر، به‌طور نظام‌مند نرخ سود سیاستی را تغییر می‌دهد. در این پژوهش از شکل ساده قاعده سیاست پولی مانند قاعده تیلور استفاده شده است که مورد خاصی از قاعده ابزاری کلی است:

$$r = i - \pi = -\theta\beta(\pi - \bar{\pi}) + u^D \quad (۶)$$

که در آن Γ نرخ بهره اسمی است، π تورم حقیقی، $\bar{\pi}$ تورم هدف بانک مرکزی، و $(\beta > 0)$ قدرت واکنش بانک مرکزی به تورم هستند. به نوعی قانون سیاست پولی را با رابطه IS مرتبط می‌سازد. در این مدل، قانون سیاست پولی به شرح رابطه (۷) و (۸) توصیف می‌شود:

$$IS: y = \bar{y} - \theta(r - r^n) + g + u^D \quad (۷)$$

$$MP: r - r^n = \beta(\pi - \bar{\pi}) + \alpha(y - \bar{y}) \quad (۸)$$

که در آن α واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید است. این قانون سیاستی بیان می‌کند:

• زمانی که تورم با هدف تورم برابر است، $\bar{\pi} = \pi$ ، بانک مرکزی نرخ سود اسمی را برابر با نرخ بهره طبیعی تعیین می‌کند. این سیاست پولی خنثی است. در صورت نبود شوک تقاضا، مخارج با تولید بالقوه برابر خواهند بود.

• زمانی که تورم بالاتر از تورم هدف است، $\pi > \bar{\pi}$ ، بانک مرکزی نرخ سودی بالاتر از نرخ بهره طبیعی تعیین می‌کند. بنابراین، سیاست پولی انقباضی خواهد بود.

زمانی که تورم از نرخ تورم هدف کم تر است، $\pi < \bar{\pi}$ ، بانک مرکزی نرخ سودی کم تر از نرخ بهره طبیعی را انتخاب می کند. بنابراین، سیاست پولی انبساطی خواهد بود.

برای $\alpha(y - \bar{y})$ نیز تفسیری مشابه بکار می رود. همان طور که پیش تر بیان شد، سیاست مالی به شکل $g = \delta(y - \bar{y})$ بیان می شود که در آن $-1 < \delta < 1$. با ترکیب روابط IS و MP، منحنی AD به شکل رابطه (۹) است:

$$y - \bar{y} = \theta\beta(\pi - \bar{\pi}) + \delta(y - \bar{y}) + u^D$$

$$(y - \bar{y}) = \frac{-\theta\beta}{1 - \delta}(\pi - \bar{\pi}) + \frac{1}{1 - \delta}u^D \quad (9)$$

فرض می شود بانک مرکزی به تورم واکنش نشان می دهد، اما هیچ واکنشی به شکاف تولید نشان نمی دهد. آنگاه معادله عرضه کل (AS) به شرح رابطه (۱۰) خواهد بود.

$$\pi = \pi^e + \gamma(y - \bar{y}) = \pi^e + \gamma - [\theta(r - r^n) + g] \quad (10)$$

عرضه کل به تورم مورد انتظار، π^e ، بستگی دارد، اما بنا بر اهداف این تجزیه و تحلیل، برونزا در نظر گرفتن انتظارات تورمی هیچ مشکلی ایجاد نمی کند.

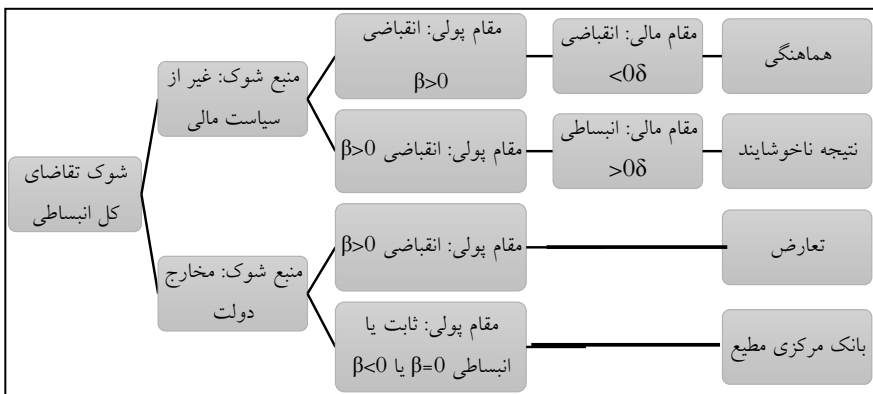
البته باید توجه داشت که ابزار سیاستگذاری پولی در اقتصاد ایران نرخ بهره نیست، بلکه نرخ رشد پایه پولی است (Tavakolian et al., 2019; Tavakolian, 2012). به عبارت دیگر، به دلیل دستوری تعیین شدن نرخ سود در دهه های گذشته و سابقه کوتاه بکارگیری چارچوب کریدور نرخ سود در بازار پول ایران، در قاعده تیلور به جای نرخ بهره، نرخ رشد پایه پولی جایگزین شده است. به رغم این که نرخ رشد پایه پولی نیز تحت تاثیر سلطه مالی قرار دارد و تحت کنترل سیاستگذار پولی نیست، اما این متغیر به عنوان ابزار سیاست پولی در پژوهش حاضر مد نظر قرار گرفته است.

تعامل سیاست پولی و مالی

اثرات متقابل سیاستی در قالب چهار سناریو محتمل بررسی خواهند شد که در شکل (۱) نشان داده شده اند. همان طور که مشاهده می شود، شوک های تقاضای کل (مخارج) از دو منبع مختلف نشئت می گیرند. شوک سیاست مالی نشان دهنده تغییر برونزا در g است و سایر عوامل به استثنای سیاست مالی نشان دهنده شوک تقاضای پیش بینی نشده u^D هستند. ستون مقام پولی پارامتر β را نشان می دهد که واکنش بانک مرکزی به تورم است. ستون مقام مالی به پارامتر δ اشاره دارد به واکنش سیاست مالی به نوسانات اقتصادی. در ستون آخر نشان داده می شود که سیاستگذاران پولی و مالی در واکنش به شوک ها چگونه با یکدیگر تعامل برقرار می کنند. چهار نتیجه محتمل عبارت اند از:

• **سناریوی ۱.** اگر مقام پولی و مالی برای جبران تاثیر شوک‌های مثبت تقاضای کل، سیاستی انقباضی اعمال کنند، می‌توان این سناریو را هماهنگی سیاستی^۱ نامید. در این مورد، مقام پولی و مالی در همکاری با یکدیگر در راستای هدفی مشترک، ابزارشان را تعیین می‌کنند. در نتیجه، سیاستگذاران پولی و مالی به نتایج اقتصادی مطلوب و ثبات اقتصاد کلان دست می‌یابند.

• **سناریوی ۲.** اگر در زمان وجود شوک مثبت تقاضای کل، مقام پولی سیاستی انقباضی اعمال کند و در عین حال مقام مالی سیاستی انبساطی اعمال کند، می‌توان آن را شرایطی در نظر گرفت که همه بدبباری‌ها به یکباره اتفاق می‌افتند و این شرایط با تحلیل کامینسکی و همکاران (۲۰۰۴) مطابقت دارد. در این مورد، حتی اگر مقام پولی تلاش کند با کاهش رشد پایه پولی ثبات را به اقتصاد بازگرداند، سیاست مالی به شیوه‌ای موافق چرخه‌ای عمل می‌کند، چرا که سیاست مالی عامل درون‌زای انبساط تولید ناخالص داخلی در دوران رونق و انقباض در دوران رکود است و در نتیجه شوک‌های انبساطی تقاضای کل تقویت می‌شوند. این امر منجر به ناکارآمدی نتایج سیاستی می‌شود.



شکل ۱: تعامل سیاست پولی و مالی

• **سناریوی ۳.** اگر برای جبران اثرات انبساطی افزایش در مخارج دولتی مقام پولی سیاستی انقباضی اعمال کند، می‌توان آن را سناریو تعارض سیاستی نامگذاری کرد. این تعارض از اهداف متفاوت مقام پولی و مالی و تصمیمات دوسویه مستقل آن‌ها نشئت می‌گیرد. می‌توان با استفاده

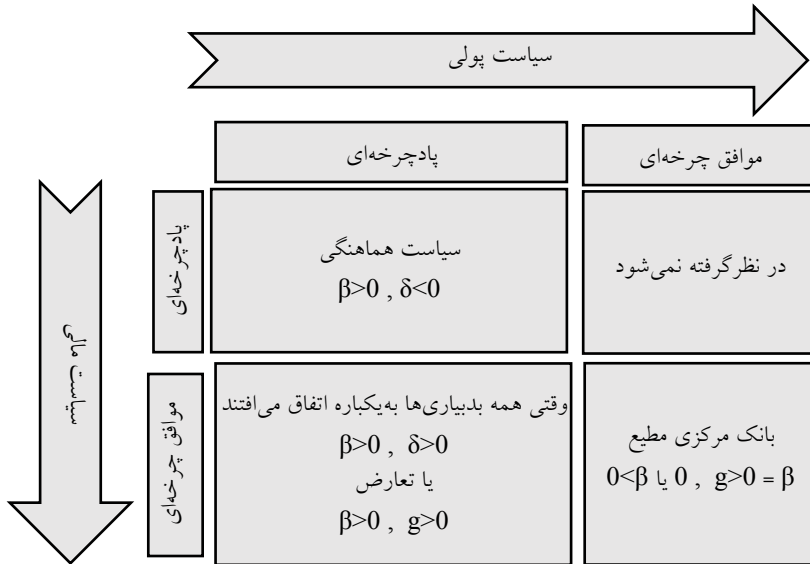
از چارچوب نظریه بازی‌ها این مورد را تجزیه و تحلیل کرد. پیامدهای کیفی بازی تعارض پولی-مالی شبیه به مواردی هستند که در پژوهش **دیکسیت و لامبرتینی (۲۰۰۳)** و **کوتنر (۲۰۱۶)** در مورد آن‌ها بحث شده است.

• **سناریوی ۴.** در زمان رونق مالی، مقام پولی سیاست ثابتی را ادامه می‌دهد یا آن را انبساطی‌تر می‌سازد. می‌توان این سناریو را مورد بانک مرکزی منفعل یا مطیع نامید. این سناریو در کشورهایی رخ می‌دهد که در آن‌ها مقام پولی تحت فشار سیاسی یا سلطه مالی، ابزاری برای پرداخت دیون دولتی است و مقام پولی نمی‌تواند موضع سیاستی خود را برای کنترل تورم تغییر دهد. این مسئله در مورد بانک‌های مرکزی اقتصادهای در حال توسعه و بازارهای نوظهوری صدق می‌کند که فاقد ابزار یا استقلال هستند و با احتمال زیاد به تورم بیش‌تر و بی‌ثباتی اقتصاد کلان منجر می‌شود.

تعادل نش

با توجه به این‌که هدف پژوهش ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی است، برای رسیدن به این هدف می‌توان از نظریه بازی‌ها استفاده کرد. بازیگران اصلی در این بازی سیاستگذاران پولی و مالی هستند که هر یک ابزار سیاستی خود را دارد. سیاستگذار مالی ابزار مخارج دولت و سیاستگذار پولی ابزار نرخ رشد پول را در اختیار دارد.

فرض بر این است که هر سیاستگذار دو راهبرد دارد: راهبرد انبساطی و راهبرد انقباضی. هر دو مقام قصد دارند در راستای اهداف و تنها با توجه به تصمیم خود، تابع زینشان را به کمینه برسانند. آن‌ها برای این منظور می‌توانند در چارچوب نظریه بازی‌ها، به صورت همکارانه یا غیرهمکارانه بازی کنند. زمانی که هر دو مقام به صورت غیرهمکارانه بازی می‌کنند، نتیجه بازی در تعادل نش می‌تواند نشان دهد که این مقامات نمی‌توانند به اهداف خود مانند اهداف تولید و قیمت دست یابند (**Kuttner, 2016**). زمانی که تصمیمات به صورت همزمان اتخاذ نشوند، مدلی جایگزین برای روابط بین سیاست پولی و سیاست مالی وجود دارد. در این مورد، یک سیاستگذار در نقش رهبر اشتاکلبرگ^۱ حرکت اول را انجام می‌دهد و سیاستگذار دیگر در نقش پیرو پس از تصمیم رهبر اقدام به تصمیم‌گیری می‌کند و حرکت بعدی را انجام می‌دهد. **دیکسیت و لامبرتینی (۲۰۰۳)** و **باتی و همکاران (۲۰۰۹)** در این بازی بانک مرکزی را به عنوان رهبر اشتاکلبرگ و مقام مالی را به عنوان پیرو تعریف می‌کنند.



شکل ۲: ماتریس ترکیب سیاست

از سوی دیگر، بیتسما و باونبرگ (۲۰۰۱) استدلال می‌کنند که مقام مالی می‌تواند در نقش رهبر اشتاکلبرگ عمل کند، زیرا بانک مرکزی قادر است نرخ رشد پایه پولی را به سرعت تغییر دهد، در حالی که معمولاً بودجه دولتی به صورت سالانه تصویب می‌شود و تغییر آن به سادگی ممکن نیست. مهم‌ترین اطلاعات حاصل از این مجموعه پژوهش‌ها این است که تعادل نش در میزان تعارض بزرگ‌نمایی می‌کند. در سناریو مشارکتی، سیاست مالی بیش‌تر انبساطی و سیاست پولی بیش‌تر انقباضی است. هرچند، پیامدهای کیفی از لحاظ رفتار موافق چرخه‌ای/پادچرخه‌ای شبیه به پیامدهای مدل عرضه کل/ تقاضای کل هستند. بررسی چهار سناریو متفاوت روابط متقابل سیاست‌های پولی و مالی (شکل ۲) نشان می‌دهد که:

- سناریوی هماهنگی: کشورها دارای سیاست پولی و سیاست مالی پادچرخه‌ای هستند.
- سناریوی تعارض یا «وقتی همه بدبیماری‌ها به یکباره اتفاق می‌افتند»: این شرایط در کشورهای اتفاق افتاده است که دارای سیاست مالی موافق چرخه‌ای و سیاست پولی پادچرخه‌ای هستند و سیاست پولی آن‌ها به تثبیت چرخه‌ای تمایل دارد. بیش‌تر بازارهای نوظهور و کشورهای در حال توسعه از جمله این کشورها هستند.

• سناریو بانک مرکزی مطیع: در کشورهایی رخ داده است که در آن‌ها هم سیاست پولی و هم سیاست مالی رفتاری موافق چرخه‌ای داشتند. بیش‌تر کشورهای عضو این گروه، کشورهای در حال توسعه هستند. شدیدترین مورد مربوط به کشورهای نفتی است که تا حد زیادی به منابع حاصل از درآمد نفت وابسته هستند و در نتیجه در معرض ریسک تغییرات قیمت نفت قرار دارند که مهم‌ترین محرک رفتار سیاست مالی به‌شمار می‌رود. به دلیل وجود چرخه در قیمت نفت، سیاست مالی رفتاری موافق چرخه‌ای دارد (Demid, 2018).

• سناریوی سیاست مالی پادچرخه‌ای و سیاست پولی چرخه‌ای: بررسی‌ها نشان می‌دهد وقوع این شرایط بسیار نادر است. البته مطالعات بیانگر آن است که این شرایط در برخی کشورها مانند جمهوری چک، برزیل، و اوگاندا مشاهده شده است. ممکن است این امر به دلیل خطای داده یا مواردی منحصر به فرد رخ داده باشد (Demid, 2018).

مروری بر ادبیات تجربی

پژوهشگران برای ارزیابی هماهنگی و تعامل بین سیاست پولی و سیاست مالی از پنج رویکرد استفاده کرده‌اند. نتایج این پژوهش‌ها حاکی از آن است که در طول دوره تحلیل، در بخش عمده اقتصادهای تحت بررسی، سیاست پولی تابعی از سیاست مالی است و سیاست مالی، محور غالب بوده است. در رویکرد اول، با استفاده از نظریه مالی سطح قیمت نشان دادند که وجود سلطه مالی در کشورها، به‌ویژه کشورهایی که دارای درآمد حاصل از منابع هستند، باعث اثرگذاری بیش‌تر سیاست مالی بر سیاست پولی و نوسانات آن می‌شود (Kuncoro Sebayang, 2013; Javid Arif, 2014; Elbadawi *et al.*, 2017; Goncalves, 2017; Panjer *et al.*, 2020; Mezhoud Achouche, 2017; Jevdović Milenković, 2018; Bajo-Rubio *et al.*, 2014).

رویکرد دوم، با استفاده از مدل‌های پارامتر زمان متغیر^۱ و مارکف سوئیچینگ ماهیت تعامل بین سیاست پولی و سیاست مالی را بررسی می‌کند (Semmler Zhang, 2003; Chuku, 2010; Bianchi, 2012; Gonzalez-Astudillo, 2013; Cekin, 2013; Davig *et al.*, 2006).

در رویکرد سوم، با استفاده از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)^۲ تعامل بین مقام پولی و مقام مالی با توجه به قید بودجه دولت بررسی شده است (Muscatelli *et al.*, 2004; Nunes Portugal, 2009; Shahid *et al.*, 2017; Tavakolian Taherpoor, 2021).

1. Time Varying Parameter Model Approach
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium Models

بنت و لویزا (۲۰۰۰)، گویال (۲۰۰۷)، مرزلیاکف (۲۰۱۲)، و سائولو و همکاران (۲۰۱۳) نیز از نظریه بازی‌ها استفاده کرده‌اند که می‌توان آن را به عنوان رویکرد چهارم در نظر گرفت. برای نمونه، سائولو و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از نظریه بازی به بررسی تعاملات سیاست پولی و مالی در قالب تعادل نش، اشتاکلبرگ، و همکارانه می‌پردازند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که هماهنگی بین سیاست‌های مالی و پولی ضروری است، زیرا تصمیمات اتخاذشده توسط یک مقام ممکن است به زیان رفاهی برای جامعه منجر شود. از طرف دیگر، هنگامی که مقام پولی به عنوان رهبر عمل می‌کند در مقایسه با سیاست مالی بهینه در راه حل تعادل نش، زیان اجتماعی کم‌تری اعمال می‌شود.

اربی و حنیف (۲۰۱۰)، و انگلما و همکاران (۲۰۱۴) برای تعیین میزان هماهنگی سیاست مالی و پولی از ماتریس وضعیت اقتصادی و ماتریس واکنش سیاستی استفاده نموده‌اند. تعیین میزان هماهنگی بین سیاستگذار پولی و مالی با توجه به شوک‌های اقتصادی مختلف و بر اساس ماتریس محیط اقتصاد کلان^۱ صورت پذیرفته است. رشد اقتصادی و تورم نشان‌دهنده عملکرد اقتصادی است. بنابراین، در این پژوهش بر شکاف تورم و تولید که نیاز به واکنش سیاستی دارد تمرکز شده است. ماتریس محیط اقتصاد کلان، چهار ترکیب احتمالی از شوک به رشد و تورم را ارائه می‌دهد که شامل شوک‌های مثبت و منفی هستند. اگر شوک مثبتی هم به رشد و هم به تورم وارد شود، نه تنها سیاست پولی باید انقباضی عمل کند تا تورم مهار شود، بلکه سیاست مالی نیز باید از همین روند پیروی کند یا دست‌کم نباید انبساطی باشد. آن‌ها این ترکیب را به عنوان CC تعریف می‌کنند که نشان‌دهنده وجود هماهنگی خط‌مشی بین سیاست پولی و مالی است. از سوی دیگر، اگر رشد و تورم هر دو تحت تاثیر شوک‌های منفی قرار گیرند، در صورت هماهنگی، سیاست‌های پولی و مالی هر دو باید انبساطی باشند. این ترکیب خط‌مشی به عنوان EE نشان داده شد. پس ماتریس واکنش سیاستی^۲ ترکیبی از انواع وضعیت‌های خلاف/ موافق چرخه‌ای سیاستگذار پولی و مالی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، هر سلول از ماتریس محیط اقتصاد کلان و ماتریس واکنش سیاستی شامل مجموعه‌ای از آن دوره‌هایی است که در آن ترکیبات معین شوک‌ها و موضع سیاست قابل مشاهده است. علاوه بر این، برای ارزیابی هماهنگی بین سیاست پولی و سیاست مالی پژوهش‌های توصیفی و مفهومی متعددی انجام شده است که از میان آنها می‌توان به پژوهش لورنز و دِلا پیدرا (۱۹۹۸) اشاره کرد.

دمید (۲۰۱۸)، با استفاده از مدل الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری پانلی رابطه متقابل

1. Macroeconomic Environment Matrix
2. Policy Response Matrix

بین سیاست پولی و سیاست مالی و نقش ساختارهای نهادی و چارچوب‌های سیاستی را برای ۴۲ کشور در طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۶ و همچنین برآورد واکنش سیاست پولی و سیاست مالی به شوک تقاضای کل برای پانلی متشکل از ۲۵ کشور در طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۶ بررسی می‌کند. یافته‌های تجربی این پژوهش بیان می‌دارد که اقتصادهای پیشرفته و کشورهای در حال توسعه با محیط نهادی قدرتمندتر، تمایل بیشتری به اجرای سیاست‌های پولی و مالی پادچرخه‌ای دارند. همچنین، در کشورهای دارای هدفگذاری تورم هماهنگی سیاستی افزایش پیدا می‌کند و کشورهایی با هدفگذاری کل‌های پولی، دچار تعارض سیاستی هستند. کشورهایی که تورم را هدف قرار داده‌اند، ساختار نهادی خویش را به‌طور قابل توجهی بهبود بخشیده‌اند که عامل مهمی در رژیم هدفگذاری تورم است. به‌طور کلی، نتایج این دیدگاه را تایید می‌کند که تاسیس نهادها و اجرای هدفگذاری تورمی می‌تواند تعارض بین سیاست پولی و سیاست مالی را کاهش و احتمال بهبود شاخص‌های اقتصاد کلان را افزایش دهد. در ایران نیز **توکلیان و همکاران (۲۰۱۹)** با استفاده از مدل‌های DSGE نشان می‌دهند که بهترین شرایط رفاهی در صورت همکاری دو سیاستگذار و لحاظ وزن بیشتر به تورم رخ خواهد داد و در کل این رویکرد زیان پایین‌تری را نسبت به شرایط دیگر به همراه خواهد داشت. توصیه الگوی آن‌ها اهتمام دو سیاست به همکاری دوجانبه برای نیل به هدف مشترک کنترل تورم و حفظ ثبات اقتصادی است و برای این منظور اولویت در کنترل تورم است. آن‌ها بر اساس الگوی استخراج‌شده اعلام می‌دارند که در صورت نرسیدن به همکاری سیاستگذاران مالی و پولی، رهبری سیاستگذار پولی در اولویت دوم باشد، چرا که این حالت زیان کم‌تری برای هر دو سیاستگذار به همراه دارد. **محمودینیا و زیدآبادی (۲۰۲۱)**، با بررسی تعامل رفتار دولت و بانک مرکزی در یک بازی رهبر-پیرو با وجود ریسک صرف ریسک به این نتیجه دست یافتند که در چارچوب بازی دیفرانسیلی غیرخطی، تعامل مقام پولی و مالی در یک بازی اشتاکلیبرگ و با تعریف دولت به عنوان رهبر و بانک مرکزی به عنوان پیرو، پیامدهای مطلوب‌تر اقتصادی برای جامعه رقم خواهد خورد، به‌گونه‌ای که رهبری مالی باعث کاهش بیشتر سطح بدهی‌های دولت و کسری بودجه می‌شود. این پژوهشگران اعلام می‌دارند که در این وضعیت، سرعت همگرایی بدهی به مقدار هدفش بالاتر است. کاهش صرف ریسک و نرخ ترجیح زمانی، می‌تواند شرایط بهتری را برای سیاستگذار پولی و مالی در جهت دستیابی به اهداف فراهم نماید. **زارعی (۱۳۹۴)**، با استفاده از ماتریس وضعیت اقتصادی و ماتریس واکنش سیاستی، به این نتیجه دست یافت که میزان هماهنگی مقام‌های پولی و مالی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۰ ضعیف بوده است. پس برای افزایش هماهنگی بین سیاستگذار پولی و مالی در راستای دستیابی به رشد پایدار اقتصادی و ثبات قیمت‌ها پیشنهاد می‌کند

که مقام‌های پولی و مالی طراحی و پیاده‌سازی قواعد مالی و پولی (Kordbache, 2018)، تشکیل شورای بدهی، استقلال بانک مرکزی، و تشکیل شورای هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی را مد نظر قرار دهند.

معرفی الگوی پژوهش

برای دستیابی به اهداف پژوهش، با استفاده از مدل‌هایی با پارامتر زمان متغیر، تابع واکنش وابسته به زمان بانک مرکزی و سیاستگذار مالی به شکاف تورم و تولید برآورد می‌شود و در نهایت بر اساس ماتریس ترکیب سیاستی، که بر اساس چارچوب تعادل نش استخراج شده است، سناریو ممکن برای اقتصاد ایران مشخص می‌شود.

مطالعات تجربی در رابطه با برآورد تابع واکنش بانک مرکزی ایران با لحاظ ضرایب ثابت نشان می‌دهند که سیاستگذار پولی واکنش معناداری در جهت بستن شکاف متغیرهای هدف (شکاف تورم و تولید) نداشته است (Jalali-Naini Hemmaty, 2013). حال این پرسش مطرح می‌شود که آیا می‌توان دوره‌هایی را یافت که در آن‌ها سیاستگذار مالی و پولی در ایران واکنش پادچرخه‌ای معناداری داشته‌اند و در برخی از دوره‌های زمانی برای کنترل تورم و افزایش رشد اقتصادی هماهنگ بوده‌اند؟ برای پاسخ به این پرسش و تحلیل نحوه واکنش بانک مرکزی و همچنین سیاستگذار مالی در ایران، از الگوی وابسته به زمان استفاده می‌شود. این رویکرد امکان بررسی افت‌وخیزهای رخ داده در تعامل دو سیاستگذار و واکنش‌های مختلف آنان را نسبت به متغیرهای کلیدی مهیا می‌سازد. در ادامه، با معرفی قاعده گذشته‌نگر به برآورد ضرایب وابسته به زمان آن پرداخته می‌شود.

به منظور تحلیل نحوه واکنش سیاستگذار پولی فرض بر این است که در تابع زیان بانک مرکزی دو عامل شکاف تورم و شکاف تولید وجود دارد و بانک مرکزی با تعدیل ابزار سیاست پولی مبادرت به بستن این دو شکاف می‌کند. به منظور تصریح یک مدل با پارامتر زمان متغیر لازم است در قالب یک الگوی فضا-حالت^۱، معادلات مشاهده و انتقال تعریف شوند. به عبارت دیگر:

$$mb_t = c + \rho_t mb_{t-1} + \beta_t (\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \gamma_t (y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (11) \quad \left. \begin{array}{l} \text{معادلات مشاهده} \\ \rho_t = \rho_{t-1} + v_{\rho,t} \quad v_{\rho,t} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{v_{\rho,t}}^2) \\ \beta_t = \beta_{t-1} + v_{\beta,t} \quad v_{\beta,t} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{v_{\beta,t}}^2) \\ \gamma_t = \gamma_{t-1} + v_{\gamma,t} \quad v_{\gamma,t} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{v_{\gamma,t}}^2) \end{array} \right\} \quad (12) \quad \text{معادلات انتقال}$$

1. State Space

در معادله مشاهده mb_t نرخ رشد پایه پولی به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. شکاف نرخ تورم در دوره قبل (اختلاف نرخ تورم از نرخ تورم هدف ضمنی^۱) است. $(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1})$ شکاف تولید حقیقی در دوره قبل است که به صورت انحراف لگاریتم GDP حقیقی از روند تعریف شده است. به منظور روندزدایی از فیلتر هادریک پرسکات با فرض پارامترهای هموارسازی (λ) ۶۷۷ استفاده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب وقفه اول نرخ رشد پایه پولی و دو متغیر شکاف تورم و تولید اندیس t دارند که بیانگر وابسته به زمان بودن ضرایب الگوست. به منظور تصریح معادلات انتقال فرض می‌شود ضرایب از یک فرایند گام تصادفی بدون عرض از مبدأ تبعیت می‌کنند (معادلات انتقال را مشاهده نمایید). همچنین، به منظور برآورد الگوی معرفی شده از داده‌های فصلی و فیلتر کالمن استفاده می‌شود. دوره برآورد الگو ۱:۱۳۶۷ تا ۴:۱۳۹۹ است. با توضیحاتی که در بالا بیان شد، تابع واکنش وابسته به زمان دولت به صورت ذیل تصریح می‌شود:

$$\left. \begin{aligned} g_t &= c + \lambda_t g_{t-1} + \alpha_t (\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \phi_t (y_{t-1}) + \varepsilon_t \\ \lambda_t &= \lambda_{t-1} + v_{\lambda,t} \quad v_{\lambda,t} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{v_{\lambda,t}}^2) \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + v_{\alpha,t} \quad v_{\alpha,t} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{v_{\alpha,t}}^2) \\ \phi_t &= \phi_{t-1} + v_{\phi,t} \quad v_{\phi,t} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{v_{\phi,t}}^2) \end{aligned} \right\} \begin{array}{l} \text{معادلات مشاهده} \\ \text{معادلات انتقال} \end{array} \quad (13) \quad (14)$$

در معادله فوق، g_t نرخ رشد هزینه‌های دولت به عنوان ابزار سیاست مالی در نظر گرفته شده است.

داده‌های پژوهش

متغیرهای مدل شامل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، هزینه‌های دولت (مجموع پرداخت‌های جاری و عمرانی) به عنوان ابزار سیاست مالی دولت، نرخ تورم، و نرخ رشد پایه پولی به عنوان ابزار سیاست پولی است.^۲ به دلیل استفاده از داده‌های فصلی از روش 12x برای تعدیل اثرات فصلی استفاده شده است. نرخ رشد متغیرهای الگو به صورت تفاضل لگاریتمی متغیرهای تعدیل فصلی شده در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل در نظر گرفته شده است. در این مطالعه، از داده‌های فصلی منتشرشده توسط بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱:۱۳۶۷ تا ۴:۱۳۹۹ استفاده شده است. مانایی کلیه متغیرهای الگو با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس نتایج

۱. تورم هدف ضمنی از پژوهش **توکلیان (۱۳۹۴)** استخراج و به‌روزرسانی شده است.

۲. این داده‌ها از مجموع داده‌های منتشرشده بانک مرکزی دریافت شده است.

مربوطه، تمامی متغیرهایی که به صورت تفاضل لگاریتمی تعریف شده‌اند، مانا هستند. متغیر نماینده ابزار سیاست مالی نیز در سطح هم‌انباشته از درجه یک است و تفاضل آن ماناست.

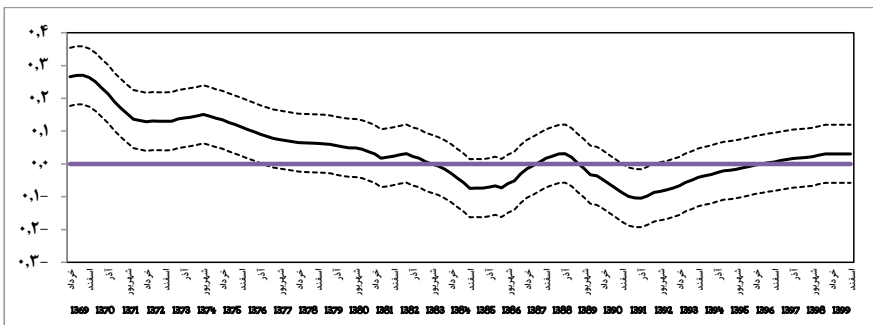
جدول ۱: آزمون مانایی متغیرهای الگو (دیکی فولر تعمیم یافته)

نام متغیر	آماره t (سطح متغیر)	P-Value	آماره t (تفاضل مرتبه اول متغیر)	P-Value
LRGDP	-۲/۱۱۹۰	۰/۲۳۷۷	-۱۴/۲۵۳۸	۰/۰۰۰
LMB	۰/۵۱۰۸	۰/۹۸۶۵	-۱۲/۶۴۶۳	۰/۰۰۰
LG	-۲/۶۳۲۳	۰/۰۸۹۵	-۱۰/۹۸۷۹	۰/۰۰۰
LCPI	-۱/۸۲۸۱	۰/۶۸۵۲	-۶/۲۷۰۵	۰/۰۰۰

منبع: خروجی نرم افزار Eview₁₂

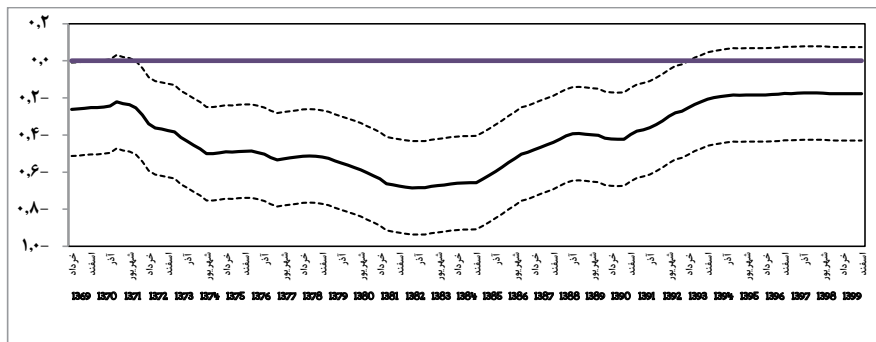
برآورد مدل

نتایج برآورد تابع واکنش وابسته به زمان برای بانک مرکزی در اشکال (۱) و (۲) نشان داده شده است. بر اساس نتایج، بررسی واکنش ابزار پولی (نرخ رشد پایه پولی) به شکاف تورم (شکل ۱) نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ ضریب شکاف تورم مثبت و معنادار بوده است. به بیان دیگر، در این سال‌ها بانک مرکزی به جای کاهش نرخ رشد پایه پولی برای بستن شکاف تورم، با افزایش نرخ رشد پایه پولی این فشار تورمی را تشدید کرده است.



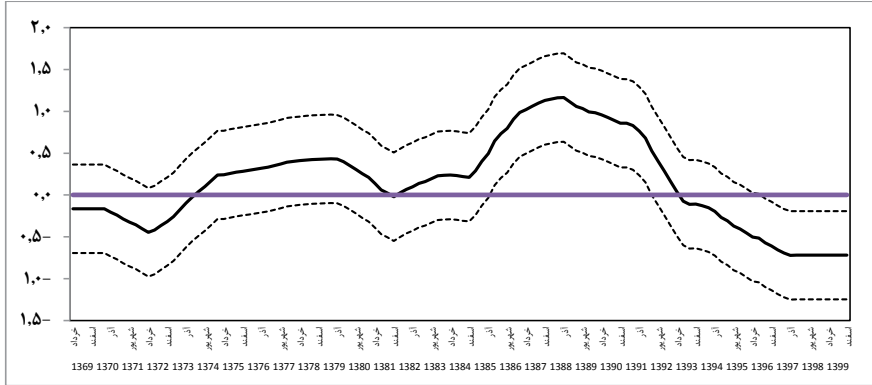
شکل ۱: تحول واکنش ابزار پولی به شکاف تورم

در فاصله سال‌های ۱۳۷۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۹، به‌غیر از چهار فصل سال ۱۳۹۱ که ضریب شکاف تورم منفی و به لحاظ آماری معنادار است، در بقیه فصول با توجه به فاصله اطمینان (باند بالا و پایین خط صفر را شامل می‌شوند)، نمی‌توان راجع به مثبت یا منفی بودن ضریب نتیجه‌گیری قطعی کرد. بررسی واکنش ابزار پولی به شکاف تولید (شکل ۲) نشان می‌دهد، با وجود این‌که ضریب برآوردی در کل دوره منفی بوده، اما تنها بین دوره ۳:۱۳۷۱ تا ۱:۱۳۹۳ ضریب منفی و معنادار بوده است.



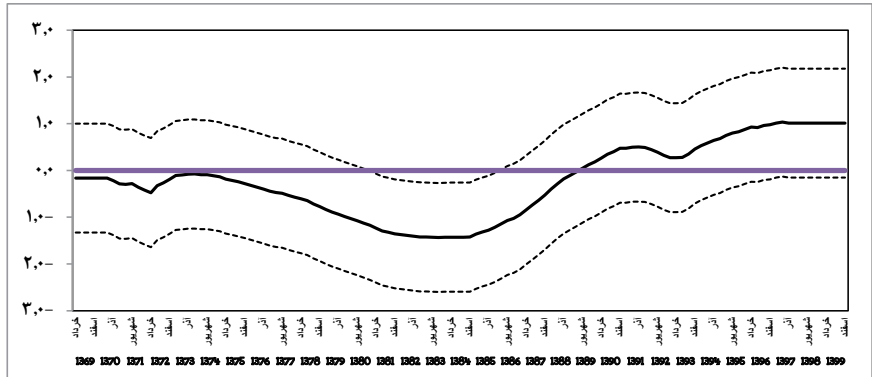
شکل ۲: تحول واکنش ابزار پولی به شکاف تولید

به عبارت دیگر، طی این دوره، سیاستگذار پولی در واکنش به وضعیت رکود و رونق اقتصادی اقدام به اعمال سیاست پولی مناسب نموده است. نتایج برآورد تابع واکنش وابسته به زمان برای دولت در اشکال (۳) و (۴) نشان داده شده است. بر اساس نتایج، بررسی واکنش ابزار سیاست مالی (نرخ رشد هزینه‌های دولت) به شکاف تورم (شکل ۳) نشان می‌دهد در دوره ۴:۱۳۸۵ تا ۴:۱۳۹۱ ضریب شکاف تورم معنادار بوده، اما در دوره مذکور، برخلاف نظریه اقتصادی این ضریب مثبت بوده است، یعنی سیاستگذار به‌جای بستن شکاف به افزایش شکاف دامن زده است. به بیان دیگر، در این سال‌ها دولت به‌جای کاهش نرخ رشد هزینه‌هایش برای بستن شکاف تورم، این فشار تورمی را با افزایش نرخ رشد هزینه‌ها تشدید کرده است. همچنین، در انتهای دوره مورد بررسی بین فاصله زمانی ۳:۱۳۹۶ تا ۴:۱۳۹۹ ضریب شکاف تورم منفی و معنادار است. البته شرایط تحریم و افت درآمدهای نفتی در این کاهش نرخ رشد هزینه‌های دولت بی‌تاثیر نبود و نمی‌توان با قطعیت در مورد عملکرد مناسب سیاستگذار مالی نتیجه‌گیری کرد.



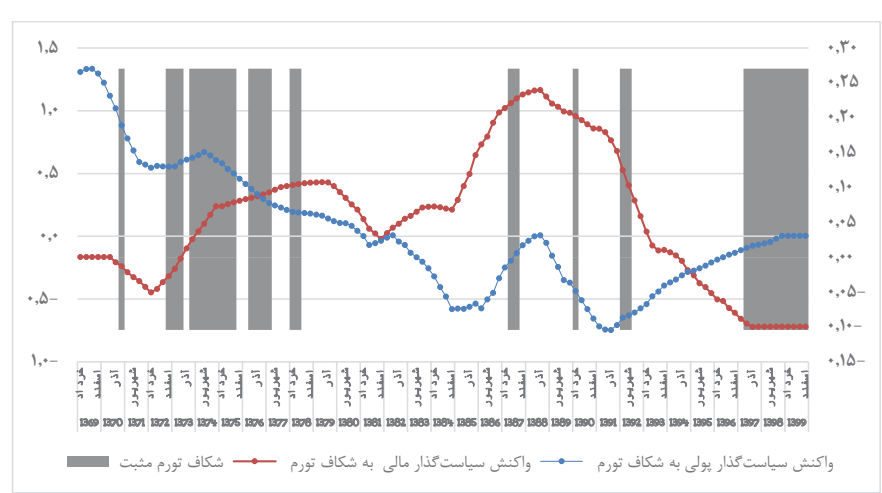
شکل ۳: تحول واکنش ابزار سیاست مالی به شکاف تورم

بررسی واکنش ابزار سیاست مالی به شکاف تولید (شکل ۴) نشان می‌دهد، با وجود این که ضریب برآوردی در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۱ منفی بوده، اما تنها بین دوره ۱۳۸۱:۱ تا ۱۳۸۵:۴ ضریب منفی و معنادار بوده است. به عبارت دیگر، دولت در مواجهه با رکود و رونق اقتصادی واکنش پادچرخه‌ای از خود نشان داده و سیاست مالی متناسبی اتخاذ نموده است. با مقایسه نتایج شکل (۲) مربوط به واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید، می‌توان هماهنگی سیاستگذار پولی و مالی را صرفاً در خصوص شکاف تولید آن هم در بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ مشاهده کرد. اما این نتیجه‌گیری در مورد شکاف تورمی در هیچ دوره‌ای صادق نیست.



شکل ۴: تحول واکنش ابزار سیاست مالی به شکاف تولید

اشکال (۵) و (۶)، نیز تاییدی بر این نتایج است. در شکل (۵)، که واکنش سیاستگذار مالی و پولی به شکاف تورم مورد بررسی قرار گرفته است، نشان می‌دهد فصل چهارم سال ۱۳۷۰ تا فصل اول سال ۱۳۷۱، فصل سوم سال ۱۳۷۴ تا فصل سوم سال ۱۳۷۵، فصل دوم ۱۳۷۶ تا فصل دوم سال ۱۳۷۷، فصل اول سال ۱۳۷۸ تا فصل سوم سال ۱۳۷۸، و همچنین فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۰ دوره‌هایی بوده‌اند که سیاستگذار پولی در راستای بستن شکاف تورم، اقدام به اتخاذ سیاست پولی انقباضی کرده است.



شکل ۵: واکنش سیاستگذار مالی و پولی به شکاف تورم

بررسی واکنش سیاستگذار مالی به شکاف تورم نیز گویای آن است که فصل چهارم سال ۱۳۷۰ تا فصل اول سال ۱۳۷۱، فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۰، و فصل اول سال ۱۳۹۲ تا فصل دوم سال ۱۳۹۲ تنها دوره‌هایی بوده‌اند که دولتمردان در راستای کاهش شکاف تورم اقدام به اتخاذ سیاست مالی انقباضی کرده‌اند. شکل (۶) نیز که واکنش سیاستگذاران مالی و پولی به شکاف تولید مورد بررسی قرار گرفته است، نشان می‌دهد که مقام پولی در فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل سوم همان سال، فصل سوم سال ۱۳۸۶ تا فصل اول سال ۱۳۸۷، فصل دوم ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۸۸، فصل اول سال ۱۳۹۱ تا فصل چهارم ۱۳۹۱، و فصل اول سال ۱۳۹۱ تا فصل اول سال ۱۳۹۴ برای کاهش شکاف تولید منفی واکنش انبساطی نشان داده است.



شکل ۶: واکنش سیاستگذار مالی و پولی به شکاف تولید

از سوی دیگر، سیاستگذار مالی نیز در فصل دوم سال ۱۳۷۲ تا فصل دوم سال آتی آن، فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل سوم همان سال، فصل دوم سال ۱۳۸۷ تا خرداد ۱۳۸۹، سه فصل پایانی سال ۱۳۹۳، و همچنین فصل اول سال ۱۳۹۴ تا فصل پایانی همان سال با اتخاذ سیاست پادچرخه‌ای مناسب توانسته است شکاف تولید منفی را کاهش دهد. بر اساس این، مشخص گردید فصل چهارم سال ۱۳۷۰ تا فصل اول سال ۱۳۷۱ (دو فصل) و همچنین فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۰ (دو فصل) تنها دوره‌هایی بوده‌اند که سیاستگذار پولی و مالی به‌طور همزمان و هماهنگ اقدام به کاهش شکاف مثبت تورم نموده‌اند. همچنین، مقام پولی و مالی نیز صرفاً در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۸۵ و فصل دوم ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۸۸ (۷ فصل)، به شکاف منفی تولید همزمان واکنش مثبت نشان داده و برای کاهش شکاف منفی به صورت هماهنگ واکنش پادچرخه‌ای داشته‌اند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش‌های پیشین درخصوص ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران بیش‌تر بر روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت و با فرض رویکرد پارامتر ثابت تمرکز داشتند و به دنبال پاسخ کاملی برای این پرسش بودند که آیا سیاستگذار پولی و مالی در اقتصاد ایران و بسته به وضعیت متغیرهای هدف (شکاف تورم و تولید) در جهت بستن شکاف متغیرهای کلیدی با همدیگر هماهنگ عمل می‌کنند؟

بر اساس این، پژوهش حاضر می‌کوشد با استفاده از رویکرد **دمید (۲۰۱۸)** و **کوتنر (۲۰۱۶)** ضمن بررسی رفتار سیاستگذار مالی و پولی در دوره زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۹:۴، درصد یافتن پاسخی برای این پرسش است که آیا سیاستگذاران پولی و مالی ایران به این پرسش‌ها پاسخ داده‌اند. پس پژوهش حاضر دو سهم در پر کردن شکاف موجود در ادبیات داخلی دارد: (۱) ارائه مدلی با پارامترهای زمان متغیر (TVP) و الگوی فضا-حالت برای ارزیابی هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی در مواجهه با فشار تورمی و تقاضا؛ و (۲) بررسی میزان هماهنگی و تعارض بین سیاست پولی و سیاست مالی با پیروی از مطالعه **کوتنر (۲۰۱۶)** در چارچوب نظریه بازی‌ها و تعادل نش که مبتنی بر تصمیم‌گیری مستقل دو بازیگر است و استخراج ماتریس ترکیب سیاست‌ها بر اساس سناریوهای پیش‌روی تعامل این دو سیاست.

نتایج ارزیابی هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی ایران بر اساس رویکرد **دمید (۲۰۱۸)** و با استفاده از مدل‌هایی با پارامتر زمان متغیر و الگوی فضا-حالت در دوره زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۹:۴ بیانگر آن است که در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ ضریب شکاف تورم مثبت و معنادار بوده و بانک مرکزی به‌جای کاهش نرخ رشد پایه پولی برای بستن شکاف تورم، این فشار تورمی را با افزایش نرخ رشد پایه پولی تشدید کرده است. در فاصله سال‌های ۱۳۷۷ تا پایان سال ۱۳۹۹، به‌غیر از چهار فصل سال ۱۳۹۱ که ضریب شکاف تورم منفی و به لحاظ آماری معنادار بود، در بقیه فصول نمی‌توان نتیجه‌گیری قطعی کرد.

بررسی واکنش سیاست پولی به شکاف تولید نیز نشان می‌دهد، بین دوره ۱۳۷۱:۳ تا فصل اول ۱۳۹۳، بانک مرکزی در این دوره‌ها مبادرت به بستن شکاف تولید کرده است.

بررسی واکنش سیاست مالی به شکاف تورم نیز نشان می‌دهد، در دوره ۱۳۸۵:۴ تا ۱۳۹۱:۴ سیاستگذار به‌جای بستن شکاف به افزایش شکاف دامن زده است. همچنین، در انتهای دوره مورد بررسی بین فاصله زمانی ۱۳۹۶:۳ تا ۱۳۹۹:۴ ضریب شکاف تورم منفی و معنادار است. البته شرایط تحریم و افت درآمدهای نفتی در این کاهش نرخ رشد هزینه‌های دولت بی‌تاثیر نبود و نمی‌توان با قطعیت در مورد عملکرد مناسب سیاستگذار مالی برای بستن شکاف تورم نتیجه‌گیری کرد.

بررسی واکنش ابزار سیاست مالی به شکاف تولید نیز گویای آن است که با وجود این که ضریب برآوردی در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۱ منفی بوده، اما دولت تنها بین دوره ۱۳۸۱:۱ تا ۱۳۸۵:۴ مبادرت به بستن شکاف تولید کرده است.

مقایسه نتایج واکنش بانک مرکزی و دولت به شکاف تولید و تورم نشان داد که سیاستگذار پولی و مالی صرفاً درخصوص بستن شکاف تولید آن هم در بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ هماهنگی داشته و سیاست‌های پولی و مالی ایران در هیچ دوره‌ای در مواجهه با فشار تورمی با یکدیگر هماهنگ نبوده

و چه بسا تصمیمات سیاستی آن‌ها عاملی برای تشدید شرایط تورمی بوده‌اند.

بر اساس نتایج پژوهش، بین سیاستگذاران پولی و مالی در راستای دستیابی به اهداف بهینه تعریف شده هماهنگی وجود ندارد. علاوه بر این، بر اساس تعادل نش و با پیروی از کوئتر (۲۰۱۶) و با استخراج ماتریس ترکیب سیاست حاصل از نتایج مدل، مشخص گردید که در بخش عمده‌ای از دوره زمانی مطالعه، بانک مرکزی در ایران مطیع بوده و استقلال نداشته است. این بدان معناست که در این شرایط، سیاستگذاران پولی و مالی نه تنها نتوانسته‌اند شکاف تورم را کاهش دهند یا حتی آن را تثبیت کنند، بلکه تصمیمات سیاستی آن‌ها عاملی برای تشدید شرایط تورمی بوده است.

سناریو بانک مرکزی مطیع در کشورهایی رخ می‌دهد که در آن‌ها مقام پولی تحت فشار سیاسی یا سلطه مالی، توان کنترل تورم را به عنوان هدف سیاستی ندارد. این مسئله در مورد بانک‌های مرکزی اقتصادهای در حال توسعه و بازارهای نوظهوری صدق می‌کند که فاقد ابزار یا استقلال هستند و با احتمال زیاد به تورم بیشتر و بی‌ثباتی اقتصاد کلان منجر می‌شود.

از مهم‌ترین چالش‌هایی که برای پیاده‌سازی موثر هماهنگی سیاست پولی و مالی وجود دارد، می‌توان به فقدان کانال‌های مناسب به منظور برقراری ارتباط موثر بین مقام‌های پولی و مالی، وجود تضاد در اهداف سیاستگذاران پولی و مالی، فقدان بازار مالی مناسب و توسعه یافته برای تامین مالی بودجه دولت، ضعف نهادهای نظارتی، و وجود سلطه مالی اشاره کرد. بنابراین، برای رفع این چالش‌ها و برقراری هماهنگی بیش‌تر سیاستگذاران مالی و پولی، تعریف و تبیین برخی ترتیبات نهادی و چارچوب‌های قانونی الزامی است که از آن جمله می‌توان به تعریف، تبیین، و پیاده‌سازی قواعد مالی اشاره نمود. زیرا این قواعد می‌توانند معیارهای کمی با هدف محدودسازی مداخلات سیاسی باشند یا قواعد رویه‌ای باشند که هدف بهبود کارکرد نهادهای بودجه‌ای و مدیریت بخش عمومی را دنبال می‌کنند (Ghasemi Mohajeri, 2015). از آن جا که هدف‌های سیاست پولی و سیاست مالی متفاوت هستند و هر یک نیازمند ابزارهای مناسبی است، باید بین آن‌ها تمایز قائل شد. اما تمایز بین این دو سیاست، بر نبود تعامل بین آن‌ها دلالت نمی‌کند و بدون شک، سیاست تثبیت اقتصادی به‌طور هم‌زمان درگیر با هر دو قواعد سیاست پولی و مالی است (Kordbache, 2018). از این‌رو، پیشنهاد می‌شود پیاده‌سازی قواعد مالی هم‌زمان با هدفگذاری تورمی صورت پذیرد تا با کاهش درجه سلطه مالی دولت یا حتی از بین بردن آن، بانک مرکزی بتواند اقدامات لازم را برای عملیاتی نمودن چارچوب هدفگذاری تورم تحقق بخشد.

تقویت استقلال قانونی بانک مرکزی و اصلاح قوانین پولی و بانکی کشور در راستای ارتقای سطح استقلال و کاهش سلطه مالی دولت نیز از جمله موارد دیگری هستند که می‌توانند زمینه کاهش

مطیع بودن بانک مرکزی را فراهم آورند. البته در این بین، برای حفظ استقلال بانک مرکزی باید تاکید داشت که این بانک باید در اهداف به دولت وابسته، ولی در انتخاب ابزار مستقل باشد. در نهایت باید به این نکته اشاره نمود که این آگاهی باید در میان سیاستگذاران ایجاد گردد که اتخاذ چنین رویکردهایی نشان از بازی برد-برد مقام‌های پولی و مالی است. در انجام پژوهش حاضر محدودیت‌هایی وجود داشت که می‌توان به دو مورد اشاره نمود: (۱) نرخ بهره در ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود و نمی‌توان آن را به عنوان ابزار سیاستگذار پولی در نظر گرفت. بر اساس این، در پژوهش فعلی از رشد پایه پولی به عنوان ابزار سیاستگذار پولی استفاده شده است. اما با توجه به تحت تاثیر قرار گرفتن پایه پولی از ذخایر ارزی حاصل از درآمدهای نفتی می‌توان گفت بخش اعظمی از این متغیر در کنترل بانک مرکزی نیست. (۲) نرخ تورم هدفگذاری شده در برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی، و فرهنگی کشور به دور از حقایق آشکار شده این نرخ در کشور بوده و در برنامه پنجم توسعه نیز این نرخ به صورت کمی بیان نشده است. پس در پژوهش فعلی شکاف نرخ تورم برابر اختلاف نرخ تورم از نرخ تورم هدف ضمنی است و تورم هدف ضمنی از پژوهش **توکلیان (۱۳۹۴)** استخراج و به‌روزرسانی شده است. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی برای بررسی هماهنگی سیاست پولی و مالی، اجزای پایه پولی یا نرخ بهره بین‌بانکی با تواتر فصلی به عنوان ابزار جایگزین سیاستگذار پولی مورد آزمون قرار گیرند.

منابع

الف) انگلیسی

- Arby, M. F., & Hanif, M. N. (2010). Monetary and Fiscal Policies Coordination-Pakistan's Experience. *MPRA Paper No. 24160*.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C., & Esteve, V. (2014). Deficit Sustainability, and Monetary versus Fiscal Dominance: The Case of Spain, 1850–2000. *Journal of Policy Modeling*, 36(5), 924-937. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.07.004>
- Beetsma, R. M., & Bovenberg, A. L. (2001). The Optimality of a Monetary Union Without a Fiscal Union. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 179-204. <https://doi.org/10.2307/2673880>
- Bennett, C. H., & Loayza, N. (2000). Policy Biases when the Monetary and Fiscal Authorities have Different Objectives. *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 3(2), 53-72.
- Bianchi, F. (2012). Evolving Monetary/Fiscal Policy Mix in the United States. *American Economic Review*, 102(3), 167-172. <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.167>
- Buchanan, J. M., & Wagner, R. E. (1977). *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes*: Liberty Fund
- Buti, M., Larch, M., & Balboni, F. (2009). Monetary and Fiscal Policy Interactions

- in the EMU when Cyclical Conditions are Uncertain. *Empirica*, 36(1), 21-44. <https://doi.org/10.1007/s10663-008-9090-3>
- Cekin, S. E. (2013). Monetary and Fiscal Policy Interactions in Turkey: A Markov Switching Approach. *Texas Tech University*.
- Chuku, C. A. (2010). Monetary and Fiscal Policy Interactions in Nigeria: An Application of a State-Space Model with Markov-Switching. *CBN Journal of Applied Statistics*, 1(1), 39-51.
- Davig, T., Leeper, E. M., Galí, J., & Sims, C. (2006). Fluctuating Macro Policies and the Fiscal Theory [With Comments and Discussion]. *NBER Macroeconomics Annual*, 21(1), 247-315. <https://doi.org/10.1086/ma.21.25554956>
- Demid, E. (2018). Fiscal and Monetary Policy: Coordination or Conflict? *International Economic Journal*, 32(4), 547-571. <https://doi.org/10.1080/10168737.2018.1534133>
- Dixit, A., & Lambertini, L. (2003). Interactions of Commitment and Discretion in Monetary and Fiscal Policies. *American Economic Review*, 93(5), 1522-1542. <https://doi.org/10.1257/000282803322655428>
- Elbadawi, I., Goaid, M., & Tahar, M. B. (2017). *Fiscal-Monetary Interdependence and Exchange Rate Regimes in Oil Dependent Arab Economies*. Paper Presented at the Economic Research Forum Working Papers, No. 1116.
- Englana, A., Tarawalie, A. B., & Ahorator, C. R. (2014). Fiscal and Monetary Policy Coordination in the WAMZ: Implications for Member States' Performance on the Convergence Criteria. In *Private Sector Development in West Africa* (pp. 61-94): Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-05188-8_3
- Ghasemi, M., & Mohajeri, P. (2015). Appropriate Fiscal Rules for Financial Policy in Iran. *Planning and Budgeting*, 20(2), 59-84. <http://jpbud.ir/article-1-1149-fa.html>
- Goncalves, C. E. (2017). *Is Fiscal Dominance for Real? Evidence from Brazil's High Frequency Data!* International Monetary Fund.
- Gonzalez-Astudillo, M. (2013). Monetary-Fiscal Policy Interactions: Interdependent Policy Rule Coefficients. *Finance and Economics Discussion Series. FEDS Working Paper No. 2013-58*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2348181>
- Goyal, A. (2007). Tradeoffs, Delegation, and Fiscal-Monetary Coordination in a Developing Economy. *Indian Economic Review*, 42(2), 141-164.
- Jalali-Naini, A. R., & Hemmaty, M. (2013). Threshold Effects in the Monetary Policy Reaction Function: Evidence from Central Bank of Iran. *Journal of Money and Economy*, 8(1), 1-30.
- Javid, A. Y., & Arif, U. (2014). Fiscal and Monetary Regime Identification for Price Stability in Case of Pakistan's Economy. *Journal of Economic Cooperation & Development*, 35(3), 43-70.
- Jevđović, G., & Milenković, I. (2018). Monetary versus Fiscal Dominance in Emerging European Economies. *Facta Universitatis. Series: Economics and Organization*, 15(2), 125-133. <https://doi.org/10.22190/FUEO1802125J>
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Végh, C. A. (2004). When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomics Annual*, 19, 11-53. <https://doi.org/10.1086/ma.19.3585327>
- Kordbache, M. (2018). The Effect of Openness on Corruption in the Selected MENA Countries. *Planning and Budgeting*, 23(1), 97-116. <http://jpbud.ir/article-1-1368-fa.html>
- Kuncoro, H., & Sebayang, K. (2013). The Dynamic Interaction between Monetary and Fiscal Policies in Indonesia. *Romanian Journal of Fiscal Policy*, 4(1), 47-66.

- Kuttner, K. N. (2016). Macroeconomics. *Version 2*, 14(3), 316-318.
- Laurens, B., & De La Piedra, E. (1998). Coordination of Monetary and Fiscal Policies. *International Monetary Fund. Working Paper*, N. 98/25. <https://doi.org/10.5089/9781451844238.001>
- Mahmodinia, D., & Zeidabadi, A. (2021). The Interaction of the Government and Central Bank Behavior in a Leader-Follower Game Despite of the Risk Premium. *Financial Economics*, 15(54), 107-136. http://ecj.iauctb.ac.ir/article_686294.html
- Merzlyakov, S. (2012). Strategic Interaction between Fiscal and Monetary Policies in an Export-Oriented Economy. *Panaeconomicus*, 59(2), 201-216. <https://doi.org/10.2298/PAN1202201M>
- Mezhoud, W., & Achouche, M. (2017). Prices Dynamics in Algeria; A Fiscal Theory of Price Level Analysis. *Algerian Review of Economic Development*, 7(1), 307-326.
- Muscattelli, V. A., Tirelli, P., & Trecroci, C. (2004). Fiscal and Monetary Policy Interactions: Empirical Evidence and Optimal Policy Using a Structural New-Keynesian Model. *Journal of Macroeconomics*, 26(2), 257-280. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2003.11.014>
- Nayyar, D. (2011). Rethinking Macroeconomic Policies for Development. *Brazilian Journal of Political Economy*, 31(3), 339-351. <https://doi.org/10.1590/S0101-31572011000300001>
- Nunes, A. F. N. d., & Portugal, M. S. (2009). Políticas Fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. *Encontro Nacional de Economia (37.: 2009, 08-11 dez.: Foz do Iguaçu, PR). [Anais..] Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. 1 CD-ROM.*
- Panjer, N., de Haan, L., & Jacobs, J. P. (2020). Is Fiscal Policy in the Euro Area Ricardian? *Empirica*, 47(2), 411-429. <https://doi.org/10.1007/s10663-019-09431-y>
- Piontkivsky, R., Bakun, A., Kryshko, M., & Sytnyk, T. (2001). The Impact of the Budget Deficit on Inflation in Ukraine. *International Association for the Promotion of Cooperation with Scientists from the New Independent States of the Former Soviet Union (INTAS) Research Report*, 95, 0273.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17. <https://doi.org/10.21034/qv.531>
- Saulo, H., Rêgo, L. C., & Divino, J. A. (2013). Fiscal and Monetary Policy Interactions: A Game Theory Approach. *Annals of Operations Research*, 206(1), 341-366. <https://doi.org/10.1007/s10479-013-1379-3>
- Semmler, W., & Zhang, W. (2003). Monetary and Fiscal Policy Interactions: Some Empirical Evidence in the Euro-Area. *Mimeo, Bielefeld University Working Paper No. 48.*
- Shahid, M., Qayyum, A., & Malik, W. S. (2017). Fiscal and Monetary Policy Interactions in Pakistan Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Framework. *Research Journal Social Sciences*, 6(1), 1-29.
- Tavakolian, H. (2012). A New Keynesian Phillips Curve in a DSGE Model for Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 47(3), 1-22. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2012.29251>
- Tavakolian, H., & Taherpoor, J. (2021). Fiscal and Monetary Policy Interaction in Iran: A TVP-VARMA Model. *Iranian Economic Review*. https://ier.ut.ac.ir/article_81550.html
- Tavakolian, H., Taherpoor, J., & Mohsenpour, F. (2019). Monetary and Fiscal Policy Interaction in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 27(90), 195-241. <http://qjerp.ir/article-1-2128-fa.html>

ب) فارسی

توکلیان، حسین (۱۳۹۴). سیاستگذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاحدیدگی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج‌ساله. نشریه پژوهش‌های پولی و بانکی، ۸(۲۳)، ۱-۳۸.

<http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-fa.html>

زارعی، ژاله (۱۳۹۴). هماهنگی سیاست پولی و مالی. بیست‌وپنجمین همایش سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی.

بررسی نابرابری در توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده و اثر آن بر ضریب جینی (۱۳۹۸-۱۳۹۵)^۱

محمدامین فارغبال خامنه | faregh@gsmc.sharif.edu

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

خلیل احمدی | kha.ahmadi1371@mail.sbu.ac.ir

کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی و کارشناس اقتصادی

بورس کالا، تهران، ایران.

محمدحسین رحمتی | rahmati@sharif.edu

دانشیار اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۰۵ | پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۲۱

چکیده: پس از تصویب قانون مالیات بر ارزش افزوده در سال ۱۳۸۷، مقرر شد که بخشی از درآمدهای آن تحت عنوان «عوارض ارزش افزوده» بین شهرداری‌ها و دهیاری‌ها توزیع گردد. سهم‌بری شهرداری‌ها و دهیاری‌ها از درآمدهای مالیاتی «درآمدهای انتقالی درون حاکمیتی» نامیده می‌شود، که در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته، با هدف کاهش نابرابری منطقه‌ای، بخشی از بودجه دولت‌های محلی را تامین می‌کند. نحوه توزیع عوارض در سالیان مختلف هم در قوانین دائمی و هم در قوانین بودجه سنواتی به دلیل اهمیت همواره دستخوش تغییر بوده است. شایان اشاره است که نحوه و ساختار توزیع عوارض و اثر آن بر نابرابری بین منطقه‌ای از حیث دلالت‌های سیاستی واجد اهمیت است. این پژوهش با استفاده از داده‌های توزیع عوارض بین شهرستان‌ها (سامانه توزیع عوارض سازمان امور مالیاتی) نتیجه می‌گیرد که ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در سطح استانی در سال ۱۳۹۵، ۰/۶۴ بوده که با تغییر قانون توزیع در سال ۱۳۹۶ با اندکی بهبود به ۰/۶۱ رسیده است. در سال ۱۳۹۷ تغییرات محسوسی نسبت به سال ۱۳۹۶ نداشته است، اما سال ۱۳۹۸ با توزیع ناعادلانه‌تر عوارض مالیات بر ارزش افزوده مواجه بوده‌ایم، به طوری که ضریب جینی توزیع آن با اندکی افزایش به ۰/۶۷ رسیده است. پژوهش حاضر (۱) نشان می‌دهد که توزیع عوارض قانون جدید مالیات بر ارزش افزوده ناعادلانه است؛ (۲) بر اساس تخمین تصریح تابلویی بین‌استانی توزیع ناعادلانه عوارض موجب افزایش نابرابری درآمدی درون منطقه‌ای می‌شود؛ و (۳) پیشنهادهایی در جهت توزیع منصفانه‌تر عوارض ارائه می‌دهد و ضرورت اصلاح قانون مالیات بر ارزش افزوده مصوب سال ۱۴۰۰ را برجسته می‌کند.

کلیدواژه‌ها: انتقال درون حاکمیتی، توازن منطقه‌ای، عوارض، مالیات ارزش افزوده،

نابرابری، دولت‌های محلی، نابرابری بین منطقه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: R51, I38, H77.

۱. پژوهش بخشی از پایان نامه دکتری نویسنده اول است.

در ادبیات سیاستگذاری اقتصادی به بخشی از درآمدهای دولت مرکزی که به دولت‌های محلی تخصیص می‌یابد، درآمدهای انتقالی درون‌حاکمیتی گفته می‌شود. توزیع سهم شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور از مالیات بر ارزش‌افزوده را که در قوانین داخلی «عوارض ارزش‌افزوده» نیز نامیده می‌شود، می‌توان مصداقی از پرداخت‌های درون‌حاکمیتی در ایران دانست. پس از تصویب قانون مالیات بر ارزش‌افزوده در سال ۱۳۸۷ مقرر گردید که ۱/۵ واحد درصد از ۳ درصد مالیات بر ارزش‌افزوده کالاها و خدمات عام بین شهرداری‌ها و دهیاری‌ها توزیع گردد. با افزایش تدریجی نرخ مالیات بر ارزش‌افزوده به ۹ درصد، سهم شهرداری‌ها و دهیاری‌ها نیز به ۳ درصد افزایش یافت. نیاز به اشاره است که سهم‌بری شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور از مالیات بر ارزش‌افزوده به کالاها و خدمات عام منحصر نیست و بخشی از درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده کالاهای مستثنا از ۹ درصدی (مانند سیگار و دخانیات و بنزین) نیز به شهرداری‌ها و دهیاری‌ها اختصاص می‌یابد. همچنین، با تصویب قانون دائمی مالیات بر ارزش‌افزوده در سال ۱۴۰۰ سهم شهرداری‌ها و دهیاری‌ها به ۴ واحد درصد (از ۹ درصد) برای کالاها و خدمات عام افزایش یافت، که در پژوهش حاضر مورد بحث قرار نمی‌گیرد. سازوکار توزیع عوارض بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور از زمان تصویب قانون در طی برنامه‌های پنجم و ششم توسعه پنج‌ساله دو تغییر مهم داشته است. تا پیش از برنامه پنجم، درآمدهای عوارض کالاها و خدمات عام دریافتی از هر شهرستان به شهرداری‌ها و دهیاری‌های همان محل تخصیص پیدا می‌کرد. در داخل حوزه شهری، عوارض ارزش‌افزوده به شهرداری همان محل، و مجموع عوارض وصولی از مناطق غیرشهری هر شهرستان به نسبت جمعیت، میان دهیاری‌های همان شهرستان تخصیص می‌یافت. با اجرای قانون برنامه پنجم توسعه، تمایز بین حریم شهری و غیرشهری برداشته شد، ولی کماکان مقرر شد که درآمدهای وصولی از هر شهرستان به نسبت جمعیت بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های همان شهرستان توزیع گردد. در قانون برنامه ششم، سطح تجمیع عوارض از سطح شهرستان به استان تغییر کرد و مصوب شد که سهم شهرداری‌ها و دهیاری‌ها از مالیات بر ارزش‌افزوده هر استان، به نسبت جمعیت میان شهرستان‌ها توزیع گردد. یک نکته مهم در قانون برنامه ششم اعمال فرمولی واحد برای توزیع درآمد بین شهرداری‌ها و دهیاری‌ها و مناطق عشایری، بدون توجه به بافت شهری - روستایی استان‌ها و شهرستان‌های مختلف کشور متکثری چون ایران است. قانون برنامه ششم مقرر می‌دارد که درآمدهای هر استان به نسبت ۷۰-۳۰ درصد بین شهرداری‌ها و دهیاری‌ها توزیع گردد. این در حالی است که نسبت جمعیت شهری-روستایی در استان قم ۹۵ به ۵ درصد، و در استان

سیستان و بلوچستان ۴۹ به ۵۱ درصد است و استفاده از فرمول واحد برای تسهیم درآمدها بین شهر و روستا برای استان‌ها و حتی شهرستان‌های کشور به ترکیب‌های متفاوتی از نابرابری بین شهر و روستا منجر می‌گردد. همچنین، ساختار متفاوت تولید در مناطق مختلف کشور دلیل دیگری از نابرابری توزیع عوارض ارزش افزوده در استان‌های کشور بوده است. از این لحاظ که با توجه به این که استان‌های شمالی و شمال غربی کشور به طور نسبی بخش کشاورزی بزرگ‌تری دارند و از آن‌جا که بخش کشاورزی معاف از مالیات بر ارزش افزوده است، سهم پایینی از این نوع عوارض دریافت می‌کنند. در طرف مقابل، استان‌های صنعتی دارای صنایع آلاینده (بوشهر و خوزستان) که مشمول عوارض جداگانه آلاینده‌گی نیز هستند، بیش‌ترین دریافتی عوارض مالیات بر ارزش افزوده را دارند.

با وجود این که در پژوهش‌هایی که اقتصاد ایران را مورد مطالعه قرار داده‌اند کمک‌های بودجه‌ای دولت به شهرداری‌ها (دولت‌های محلی) و نیز پیامدهای منطقه‌ای سیاست‌های بودجه‌ای دولت مورد مطالعه قرار گرفته‌اند، ولی پیامدهای منطقه‌ای سیاست‌های بودجه‌ای دولت از مسیر درآمدهای انتقالی درون حاکمیتی به شهرداری‌ها مورد مطالعه جداگانه قرار نگرفته است. برای نمونه، یارمحمدیان و آقاجانی معمار (۲۰۱۴) به بررسی انواع کمک‌های بودجه‌ای دولت به شهرداری‌ها می‌پردازند، ولی پژوهش آن‌ها جنبه توصیفی و تحلیلی دارد و به آثار کمی کمک‌های بودجه‌ای دولت نمی‌پردازد. از سوی دیگر، به رغم وجود پژوهش‌هایی مانند ریسیپور و پژویان (۲۰۱۴)، که به بررسی نتایج منطقه‌ای سیاست‌های بودجه‌ای دولت (بهره‌وری نیروی کار) می‌پردازند، ولی پژوهش مستقلی که پیامدهای اقتصادی و اجتماعی سیاست‌های بودجه‌ای دولت را مورد مطالعه قرار دهد که از مسیر درآمدهای انتقالی به شهرداری‌ها بر شاخص‌ها و متغیرهای منطقه‌ای تاثیر می‌گذارند، در حد اطلاع نویسندگان موجود نیست. بنابراین، سهم پژوهش حاضر در ادبیات اقتصادی ایران، برقراری پیوند بین این دو حوزه و پاسخ به این شکاف در ادبیات است.

در این پژوهش، ابتدا به مرور ادبیات موضوع و تجربه جهانی در حوزه پرداخت‌های انتقالی درون حاکمیتی می‌پردازیم. در ادبیات سیاست‌گذاری اقتصادی، بحث می‌شود که در صورتی که پرداخت‌های دولت مرکزی به دولت‌های محلی به صورت بی‌قید و شرط باشد، و با ابزارهای مختلف بر بهره‌وری هزینه‌کردها نظارتی صورت نگیرد، نتایج مطلوبی نخواهد داشت. از سوی دیگر، اعمال محدودیت و قیود مختلف بر هزینه‌کردهای دولت‌های محلی نباید به تضعیف استقلال عمل آن‌ها منجر گردد، و برقراری تعادل بین این دو ضروری است. به منظور برقراری عدالت توزیعی بین مناطق مختلف، تخصیص یا در نظر گرفتن ظرفیت مالی دولت‌های محلی به برابری بیش‌تر در دسترسی

شهروندان مناطق مختلف به خدمات پایه عمومی منجر می‌گردد و در کنار آن از اثر سوء بر کاهش انگیزه دولت‌های محلی به منظور تجهیز منابع داخلی می‌کاهد. پس از مرور کوتاه بر ادبیات و تجربه جهانی، تحولات قوانین مربوط به توزیع عوارض مرور شده و در ادامه با تمرکز بر نابرابری توزیع، شیوه توزیع عوارض طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۵ با استفاده از داده‌های نرم‌افزار توزیع عوارض سازمان امور مالیاتی کشور مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش پنجم نیز با استفاده از شاخص ضریب جینی به تحلیل نتایج پژوهش پرداخته خواهد شد و در بخش آخر پیشنهادهایی برای بهبود شیوه توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده ارائه خواهد گردید.

مبانی نظری پژوهش و تجربه جهانی

درآمدهای انتقالی درون‌حاکمیتی بخشی از درآمدهای دولت‌های ملی هستند که به منظور تامین مالی دولت‌های محلی به آنان پرداخت می‌شوند. استفاده از این ابزار در کشورهای در حال توسعه رایج‌تر از کشورهای توسعه‌یافته است. حدود دوسوم مخارج دولت‌های محلی در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار و نزدیک به یک‌پنجم در کشورهای عضو OECD (Kitchen et al., 2019)، شامل ۲۹ درصد در کشورهای نوردیک و نزدیک به ۴۶ درصد در کشورهای اروپایی غیرنوردیک به این شیوه تامین مالی می‌شوند (Shah, 2006). در آمریکا برای سال مالی ۲۰۱۹ حدود ۷۵۰ میلیارد دلار از بودجه دولت فدرال به منظور کمک به دولت‌های محلی و ایالتی در نظر گرفته می‌شود که حدود یک‌سوم منابع دولت‌های ایالتی و بیش از نیمی از هزینه‌های آن‌ها را برای سلامت عمومی و تامین اجتماعی^۱ پوشش می‌دهد (Dilger, 2015). علاوه بر اهمیت سهم این درآمدها از مخارج دولت‌های محلی، سازوکار درآمدهای انتقالی درون‌حاکمیتی به دلیل آثار انگیزشی متفاوتی که در دولت‌های ملی و محلی ایجاد می‌کنند و تاثیراتشان بر ثبات اقتصاد کلان، عدالت توزیعی، کارایی تخصیصی، و سطح ارائه خدمات عمومی حائز اهمیت‌اند. در این مطالعات توصیه می‌شود در طراحی سازوکار پرداخت‌های انتقالی اهداف (۱) عدالت توزیعی میان مناطق مختلف؛ (۲) بهره‌وری هزینه‌کردها؛ (۳) انگیزش دولت‌های محلی برای تجهیز منابع؛ و (۴) استقلال عمل دولت‌های محلی به صورت جدی در نظر گرفته شود.

به‌طور کلی، می‌توان تامین مالی به این روش را در دو دسته غیرمشروط یا عام و مشروط یا هدفمند و اختصاصی تقسیم‌بندی کرد. پرداخت‌های غیرمشروط به عنوان کمک به تامین بودجه

عمومی دولت‌های محلی پرداخت می‌شوند. بسیاری از این پرداخت‌ها در چارچوب برنامه‌های اشتراک درآمد عمومی^۱ صورت می‌گیرند و هدف اصلی آن‌ها تامین کسری بودجه دولت‌های محلی است. استفاده از سازوکارهای فرمول پایه در توزیع این درآمدها در کشورهای مختلف رایج است و شواهد تجربی نشان می‌دهند که اتکای بیش از حد بر این روش، سازوکارهای انگیزه‌تجهیز منابع از محل پایه‌های درآمدی در دسترس دولت محلی را کاهش می‌دهند (Shah, 1991).

از سوی دیگر، پرداخت‌های غیرمشروط به دو دسته کلی هزینه‌کرد مبنای^۲ و خروجی‌مبنای^۳ تقسیم می‌شوند. شیوه موسوم به اشتراک درآمد عمومی^۴ یکی از رایج‌ترین منابع تامین مالی بودجه دولت‌های محلی در کشورهای مختلف دنیاست که عموماً یا محدودیتی بر نوع هزینه‌کرد منابع اعمال نمی‌کنند یا توأم با محدودیت‌های بسیار حداقلی و غیرموثر پرداخت می‌شوند. از آنجایی که در بیش‌تر سازوکارهای اشتراک درآمد عمومی، فرمول تسهیم منابع به موجب قانون معین شده است، و طبق روال به صورت تقریباً خودکار صورت می‌گیرد، دولت‌های مرکزی قدرت بسیار محدودی برای نظارت و ارزیابی هزینه‌کردهای دولت‌های محلی دارند (Dilger, 2015).

در هزینه‌کرد مشروط ممکن است حداقل یا حداکثری برای مصارف جاری یا سرمایه‌ای لحاظ شود یا دولت محلی ملزم شود که درآمدهای انتقالی را به مصرف حوزه خاصی مانند حمل‌ونقل عمومی برساند، ولی در سازوکار دیگر، انتقال درآمد مشروط به تحقق هدف خاص در ارائه خدمات (مانند افزایش کاربران حمل‌ونقل عمومی) می‌شود. نوع هدفگذاری به صورت انجام پروژه‌های خاص یا تحقق هدفی مشخص در ارائه خدمات بر میزان استقلال عمل دولت‌های محلی موثر است. در صورتی که هدفگذاری خروجی مبتنی بر تحقق هدف مشخصی باشد و شیوه تحقق به دولت‌های محلی واگذار شود، استقلال عمل آن‌ها بیش‌تر حفظ می‌گردد. تجربه کشورهای مختلف نشان می‌دهد که هرچه پرداخت‌های انتقال مشروط بر تحقق خروجی مشخصی باشند، اثرگذاری بیش‌تری دارند.^۵

۱. برای نمونه در ایران، شهرداری‌ها و دهیاری‌ها در درآمد مالیات بر ارزش افزوده اشتراک دارند.
2. Input-Based Conditionality
3. Output-Based Conditionality
4. General Revenue Sharing
۵. برای نمونه، در جدول (۱) گزارش دیلگر (۲۰۱۵) مرکز پژوهشی کنگره (Congressional Research Service) انواع مختلف پرداخت‌های انتقالی درون حاکمیتی در آمریکا دسته‌بندی شده است.

توزیع بین دولت‌های محلی مختلف

معکوس ظرفیت مالی سرانه و تامین حداقل خدمات اولیه جزو ملاک‌های رایج در میان کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته برای توزیع درآمدهای انتقالی درون حاکمیتی هستند. کارکرد اصلی این ملاک‌ها برقراری رابطه بین نیازهای اهالی یک دولت محلی و کسری منابع آن دولت برای تامین آن نیازهاست تا برابری در دسترسی به حداقل خدمات بین مناطق مختلف یک کشور برقرار شود. ظرفیت مالی یک دولت محلی تابعی از ابزارهای درآمدی در دسترس است و بسته به شیوه توزیع قدرت عوارض‌گیری بین دولت مرکزی و دولت محلی متفاوت است. برای برآورد حداقل خدمات اولیه، سازوکارهای مختلفی در کشورها پیاده‌سازی شده است. برخی از سازوکارها، سطحی از خدمات اولیه را توسط دولت مرکزی، از بالا به پایین، مشخص می‌کنند و پرداخت به صورت هدفمند به دولت‌های محلی، به منظور تحقق آن‌ها صورت می‌گیرد. در شیوه دیگر که در کشورهای حوزه نوردیک رایج‌تر است، به عملکرد هزینه‌ای گذشته دولت محلی در حوزه‌های مختلف، در کنار عوامل دیگر، وزنی نسبت داده می‌شود، تا اولویت‌های دولت محلی در تخصیص منابع نیز لحاظ گردد. در **جدول (۱)**، شیوه رایج پرداخت‌های انتقالی درون حاکمیتی در چند کشور و اهداف ایجاد انتقال منابع درون حاکمیتی بیان شده است.

جدول ۱: پیشینه پژوهش و اهداف توزیع درآمدهای درون حاکمیتی

کشور	توضیح
در کانادا دولت‌های محلی (شهرداری‌ها و دهیاری‌ها) زیرمجموعه استان‌ها قرار می‌گیرند. حدود ۱۶ درصد هزینه شهرداری‌ها و دهیاری‌ها و ۲۵ درصد هزینه‌های دهیاری‌ها از بودجه استانی تامین می‌شود (سه‌م بیش‌تری از بودجه دهیاری از استان تامین می‌شود). حدود ۲۰ درصد درآمد انتقالی به صورت اشتراک درآمد عمومی در اختیار دولت‌های محلی قرار می‌گیرد و مابقی صرف امور هدفمند می‌شوند. بیش‌تر استان‌ها بر مبنای «ظرفیت مالی سرانه» عدالت توزیعی بین مناطق را برقرار می‌کنند. پرداخت‌های هدفمند صرف تحقق هدف حداقل استاندارد خدمات تعریف شده (حمل‌ونقل شهری و بین‌جاده‌ای، مدارس، خدمات اجتماعی، و محیط‌زیست) می‌شود. هزینه‌های مربوط به حمل‌ونقل جاده‌ای برحسب طول جاده‌ها و کمک‌هزینه برای نیروهای انتظامی برحسب تعداد خانوار پرداخت می‌شود. پرداخت به مدارس نیز بر مبنای تعداد دانش‌آموز صورت می‌گیرد. بیش‌تر استان‌ها برای شهرداری‌ها و دهیاری‌ها سازوکار متفاوتی دارند و در استان نیو برونزویک ^۱ ، دولت‌های محلی به شش گروه تقسیم می‌شوند و برای هر کدام سازوکار برنامه مجزایی برقرار است (Shah, 1994; Slack, 2007).	

ادامه جدول ۱: پیشینه پژوهش و اهداف توزیع درآمدهای درون حاکمیتی

کشور	توضیح
نوردیک ^۱	دولت‌های محلی عمدتاً به منابع داخلی خود متکی هستند و در حوزه‌های مشخصی مانند آموزش، بهداشت، خدمات و تحقق برابری مالی بین مناطق از دولت مرکزی کمک دریافت می‌کنند. حوزه خدماتی که دولت‌های محلی ارائه می‌کنند وسیع است و دولت‌های واسط بین دولت مرکزی و دولت‌های محلی در صورت وجود بسیار محدود است. دولت‌ها به شیوه‌های مختلف از مناطق ثروتمند به مناطق کم‌درآمدتر توزیع انجام می‌دهند. پرداخت‌ها عمدتاً صرف امور هدفمند و برحسب ضریب تقاضای محلی برای خدمات عمومی مشخص می‌شود. برای نمونه در فنلاند، دولت هزینه عمومی بر بهداشت، رفاه، آموزش، تفاوت شهر/ روستا را بالاتر از ۶۵ درصد میانگین کشوری در نظر می‌گیرد (Junghum Jorgen, 2008).
برزیل	دولت‌های محلی از دو طریق پرداخت مستقیم از دولت فدرال با واسطه صندوق مشارکت شهرداری‌ها ^۲ و برنامه اشتراک درآمد با ایالت‌ها کمک دریافت می‌کنند. در برنامه صندوق، شهرها به چند طبقه مختلف تقسیم می‌شوند و پرداخت‌ها با فرمول‌هایی که جمعیت و معکوس درآمد سرانه را در نظر می‌گیرند بین آن‌ها توزیع می‌شوند. در برنامه مشارکت، درآمد ۵۰ درصد از مالیات املاک روستایی، ۱۰۰ درصد مالیات حقوق و دستمزد کارکنان شهرداری‌ها، ۷۰ درصد مالیات طلا، ۲/۳ درصد درآمدهای نفت خام، و ۶۰ درصد مالیات برق‌آبی و منابع معدنی را برحسب محل استقرار دریافت می‌کنند. علاوه بر این، مطابق با قانون اساسی، ۲۵ درصد مالیات ارزش‌افزوده ایالتی به شهرداری‌ها بازگردانده می‌شود. توزیع مابقی توسط سنای فدرال مشخص می‌شود و بدین صورت است که دست‌کم ۷۵ درصد باید به شهرداری محل اخذ مالیات بازگردد؛ برای توزیع مابقی بین ایالت‌های مختلف قاعده‌های مجزایی وجود دارد. جمعیت و سهم شهرداری‌ها از درآمدهای استان عوامل عمده‌ای هستند که در توزیع لحاظ می‌شوند. ^۳ دولت‌های محلی از شماره‌گذاری وسایل موتوری ۵۰ درصد نیز سهم می‌برند (Shah, 1991).
چین	نظام مالیاتی و شیوه تمرکززدایی در چین بسیار پیچیده و یکی از نمونه‌های مهم در این ادبیات موضوع است. به‌طور خلاصه، دولت مرکزی و استان‌ها درآمدهای مالیاتی را بین خود تقسیم می‌کنند و دولت‌های محلی به‌طور مستقیم با دولت مرکزی در ارتباط مالی قرار ندارند و رابطه مالی بین دولت‌های استانی با مناطق تحت حوزه استحقاقی آن‌ها برقرار است که بسته به استان‌های مختلف قواعد بین آن‌ها برقرار است. طراحی نظام مالیاتی چین به‌گونه‌ای است که استان‌ها انگیزه دارند با سیاستگذاری برای توسعه استان از درآمدهای مالیاتی ناشی از توسعه پایه مالیاتی برخوردار شوند (Shah, 2014).

۱. در این پژوهش به کشورهای دانمارک، فنلاند، نروژ، و سوئد کشورهای حوزه نوردیک گفته می‌شود.

2. Municipal Participation Fund

۳. لازم به یادآوری است که برزیل یکی از نابرابرترین کشورها از نظر توزیع منطقه‌ای زیرساخت‌ها و خدمات است.

ادامه جدول ۱: پیشینه پژوهش و اهداف توزیع درآمدهای درون حاکمیتی

کشور	توضیح
اندونزی	درآمدهای انتقالی دولت مرکزی ۹۰ درصد درآمد دولت‌های محلی در سطوح (استانی، شهری، و محلات) را تامین می‌کنند. اولاً نسبت مشخصی از درآمدهای مالیاتی مختلف (درآمد، املاک، منابع طبیعی تجدیدناپذیر) به مناطق منشأ درآمد بازمی‌گردند. حدود ۲۰ درصد درآمد دولت‌های محلی بدین صورت تامین می‌شود. ثانیاً، ممکن است درآمد برخی از بخش‌ها کفاف هزینه‌های آن‌ها را ندهد. به منظور پوشش شکاف مالی بین مناطق مختلف، ظرفیت مالی مناطق با فرمول‌هایی برآورد می‌شود و با ترکیبی از شاخص‌های کلان (سطح توسعه انسانی، تولید ناخالص منطقه‌ای، و نرخ باسواد) هزینه‌های مورد نیاز مناطق تخمین زده می‌شود و برای پوشش شکاف پرداخت‌هایی صورت می‌گیرد. حدود ۴۶ درصد درآمد دولت‌های محلی بدین صورت تامین می‌شود. ثالثاً، بخش دیگری از هزینه‌ها صرف زیرساخت‌هایی می‌شوند که هرچند در حیطه مسئولیت دولت‌های محلی هستند، اما به دلیل اهمیت بالای ملی آن‌ها، دولت محلی مستقیماً وارد تامین مالی آن‌ها می‌شود. کمک به توسعه مناطق کم‌تر توسعه یافته یا مناطقی که ظرفیت مالی بسیار محدود و در کنار آن زیرساخت‌های ضعیفی دارند، از دیگر موارد این پرداخت‌ها هستند (Shah, 2012; Shah et al., 2012).
	پرداخت‌ها به دولت‌های محلی برحسب فرمول بسیار پیچیده‌ای توزیع می‌شود که هزینه خدمات آفریقای اولیه (آب، برق، و...) بر مبنای جمعیت و نسبت گروه‌های نابرخوردار از خدمات مذکور و هزینه اجرایی و مدیریتی مورد نیاز برای حکمرانی محلی را به همراه برخی شاخص‌های تعدیل‌گر بین دولت‌های محلی مختلف در نظر می‌گیرد (Boardway Shah, 2007; 2009).

نکته قابل توجه در مقایسه تجربه جهانی اهمیت کارکرد بازتوزیعی مالیات در جهت حفظ توازن منطقه‌ای است. همچنین، پوشش سطحی از خدمات اولیه موضوع دولت‌های محلی نیز در نظر گرفته می‌شود، که به‌طور کلی در ایران نادیده گرفته شده است. در نتیجه، بخش مهمی از ادبیات به ارزیابی اثرگذاری کاهش نابرابری به دلیل انتقالات درون حاکمیتی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه مانند ایران پرداخته است. برای مثال ییلس^۱ (۲۰۱۵)، نشان می‌دهد که انتقالات با هدف رفاهی به دولت‌های محلی موجب کاهش چشمگیر نابرابری و عدم توازن بین منطقه‌ای می‌شود. در مقابل، در مورد کشور پرو مطالعات نشان می‌دهد که قواعد تقسیم بین دولت‌های محلی نامتوازن است و موجب افزایش نابرابری می‌شود (Aragón Gayoso, 2005). در میانه دو اثر فوق، کشور اندونزی مشاهده می‌شود که یک درصد انتقال درآمد به استان‌های ثروتمند موجب افزایش نابرابری به میزان ۰/۶۸ درصد و انتقال درآمد مشابه به استان‌های فقیر موجب کاهش ۱/۰۶ درصدی نابرابری می‌شود (Kim Samudro, 2017). عمده این پژوهش‌ها از داده‌های خرد بودجه خانوار برای محاسبه نابرابری استفاده کرده‌اند و برخی نیز مانند پژوهش حاضر از داده‌های بودجه ایالتی بهره برده‌اند.

مروری بر مواد قانونی ناظر بر توزیع عوارض

به موجب ماده (۳۸) قانون مالیات بر ارزش افزوده مصوب (۱۳۸۷)^۱، مقرر شد بخشی از درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده به شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور اختصاص یابد که سهم شهرداری‌ها و دهیاری‌ها تحت عنوان «عوارض ارزش افزوده» شناخته می‌شود و یکی از منابع مهم درآمدی شهرداری‌هاست. در **جدول (۲)**، درآمدهای شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور موضوع قانون مالیات بر ارزش افزوده (مصوب ۱۳۸۷) ذکر شده است. به جز عوارض حمل و نقل برون شهری مسافر، و عوارض سالیانه انواع خودرو که مستقیماً توسط شهرداری محل وصول می‌شود و فرایند توزیع را طی نمی‌کند، سهم شهرداری‌ها و دهیاری‌ها از باقی درآمدها فرایند توزیع را طی می‌کند که مسئول توزیع (سازمان امور مالیاتی یا وزارت کشور) در **جدول (۲)** مشخص شده است. شایان اشاره است که به جز دو موردی که مستقیماً توسط شهرداری محل وصول می‌گردد، و عوارض واردات که توسط گمرک اخذ می‌شود، مسئولیت وصول باقی درآمدها بر عهده سازمان امور مالیاتی است.

جدول ۲: درآمدهای شهرداری‌ها و دهیاری‌ها از قانون مالیات بر ارزش افزوده (مصوب ۱۳۸۷)

موضوع	ماده قانونی	مسئول توزیع
کالاها و خدمات عام مشمول مالیات بر ارزش افزوده	بند (الف) ماده (۳۸)	امور مالیاتی
سیگار و دخانیات	بند (ب) ماده (۳۸)	تمرکز وجوه وزارت کشور
بنزین و سوخت هواپیما	بند (ج) ماده (۳۸)	تمرکز وجوه وزارت کشور
نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره	بند (د) ماده (۳۸)	تمرکز وجوه وزارت کشور
واحدهای تولیدی آلاینده (آلایندگی)	تبصره (۱) ماده (۳۸)	امور مالیاتی
شماره گذاری وسایط نقلیه	بند (ج) ماده (۳۸)	امور مالیاتی
حمل و نقل برون شهری مسافر	بند (الف) ماده (۴۳)	مستقیم (شهرداری محل)
عوارض سالیانه انواع خودرو	بند (الف) ماده (۴۳)	مستقیم (شهرداری محل)
عوارض واردات	تبصره (۳) ماده (۴۱)	تمرکز وجوه وزارت کشور

منبع: قانون مالیات بر ارزش افزوده (مصوب ۱۳۸۷)^۲

۱. ماده ۳۸ مقرر می‌دارد: نرخ عوارض شهرداری‌ها و دهیاری‌ها در رابطه با کالا و خدمات مشمول این قانون، علاوه بر نرخ مالیات موضوع ماده (۱۶)، به این شرح تعیین می‌گردد: الف. کلیه کالاها و خدمات مشمول نرخ ماده (۱۶) این قانون، یک‌ونیم درصد؛ ب. انواع سیگار و محصولات دخانی، سه درصد؛ ج. انواع بنزین و سوخت هواپیما، ده درصد؛ و د. نفت سفید و نفت گاز، ده درصد و نفت کوره، پنج درصد.

2. <https://qavanin.ir/Law/TreeText/120409>

در طی مدت زمان اجرای قانون، نحوه توزیع درآمدهای موضوع قانون بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور تغییراتی داشته است که پیامدهای آن با تاکید بر نابرابری توزیع، موضوع این پژوهش است. بازه پژوهش از سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ است و درآمدهایی که توسط سازمان امور مالیاتی بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور توزیع شده‌اند، بررسی خواهند شد. در ادامه، قوانین و دستورالعمل‌های توزیع عوارض در طی مدت اجرای قانون مرور می‌شوند.

سازوکار توزیع در اولین قانون مصوب (۱۳۸۷)، نه فقط عوارض وصولی هر شهرستان را به همان‌جا تخصیص داده می‌شد، بلکه بین عوارض وصولی داخل حریم شهر و خارج آن تفکیک قائل می‌شد، به نحوی که ۲۰ درصد کلان‌شهرها (شهرهای بالای یک میلیون جمعیت) بر اساس شاخص جمعیت، ۶۰ درصد سایر شهرها بر اساس شاخص کم‌تر توسعه‌یافتگی و جمعیت، و ۲۰ درصد دهیاری‌ها بر اساس شاخص جمعیت توزیع می‌گردید. با تصویب قانون برنامه پنجم توسعه تمایز بین درآمدهای وصولی از داخل و خارج حریم شهر برداشته می‌شود و در هر شهرستان به نسبت جمعیت بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های همان شهرستان توزیع می‌گردد.

در قانون برنامه ششم توسعه^۱ (۱۳۹۶-۱۴۰۰) و به‌ویژه در بند (ب) ماده (۶) نحوه توزیع عوارض ارزش‌افزوده تعیین تکلیف شده است. در این بند آمده است که عوارض به نسبت ۷۰ درصد شهرها و ۳۰ درصد روستاها و مناطق عشایری و بر اساس شاخص جمعیت به حساب شهرداری‌ها و دهیاری‌ها واریز می‌گردد. پس این سال به صورت سالانه تسهیم عوارض تغییر کرده است. در قانون برنامه بودجه ۱۳۹۶ مطابق جزء ۲ بند (و) تبصره (۶)، حکم بند (ب) ماده (۳۹) قانون مالیات بر ارزش‌افزوده تنفیذ شد، ولی از سال ۱۳۹۷، بند (ب) ماده (۶) قانون برنامه ششم توسعه جایگزین تسهیم سابق شد. علاوه بر این، در تهران که نسبت جمعیت شهری به روستایی بسیار بالاست، در قوانین بودجه سنواتی ۱۳۹۷، ۱۳۹۸، و ۱۳۹۹ احکامی متفاوت مقرر شد، به نحوی که شهر تهران ۸۸ درصد و روستاهای شهرستان ۱۲ درصد باشد. در **جدول (۳)**، مراحل تغییرات توزیع عوارض بر ارزش‌افزوده و میزان نسبت توزیع آن در مناطق شهری و روستایی در گذر زمان به صورت خلاصه بیان گردیده است.

1. <https://qavanin.ir/Law/TreeText/257240>

جدول ۳: خلاصه قوانین توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در گذر زمان

سال	شرح
۱۳۹۵	توزیع عوارض وصولی موضوع بند (الف) و تبصره (۱) ماده (۳۸) در هر شهرستان به نسبت جمعیت بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های همان شهرستان انجام می‌گرفت. همچنین، عوارض بندهای (ب)، (ج)، و (د) ماده (۳۸)، عوارض واردات، و عوارض شماره‌گذاری نیز به حساب تمرکز وجوه وزارت کشور واریز و برحسب سازوکار معین‌شده در تبصره (۲) ماده (۳۹) قانون مالیات بر ارزش افزوده (مصوب ۱۳۸۷) توزیع می‌شود.
۱۳۹۶	عوارض بند (الف) موضوع ماده (۳۸) قانون مالیات بر ارزش افزوده به حساب تمرکز وجوه استان نزد خزانه‌داری کل کشور واریز می‌شد و به نسبت ۷۰ درصد شهرها و ۳۰ درصد روستاها و مناطق عشایری و بر اساس شاخص جمعیت به حساب شهرداری‌ها و دهیاری‌ها واریز می‌گردید. سایر بندهای ماده (۳۸) قانون مالیات بر ارزش افزوده، گاز طبیعی، و شماره‌گذاری، عوارض به حساب تمرکز وجوه به نام وزارت کشور نزد خزانه‌داری کل کشور واریز می‌شد و با نسبت ۱۲ درصد سهم کلان‌شهرها، ۵۳ درصد سایر شهرها، و ۳۵ درصد روستاها و مناطق عشایری بر اساس شاخص‌های مصوب محاسبه و توزیع می‌گردید.
۱۳۹۷	توزیع عوارض ماده (۳۸)، همانند سال ۱۳۹۶ بوده، تنها بر اساس قانون بودجه توزیع عوارض بند (الف) در تهران و شهرهای مشابه به صورت ۸۸ درصد شهری و ۱۲ درصد روستایی بوده است.
۱۳۹۸	توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده بدون تغییر همانند سال قبل بوده است.

عملکرد توزیع عوارض

در ایران بازگشت درآمدهای مالیات ارزش افزوده هر استان به همان استان، به عنوان یکی از شیوه‌های توزیع تجربه شده است. به این موضوع از چند جهت نقد وارد است: مالیات بر ارزش افزوده نهایتاً از مصرف‌کننده نهایی اخذ می‌شود، ولی اخذ آن در زنجیره ارزش افزوده صورت می‌گیرد.^۱ با توجه به این‌که ارتباط یک به یکی بین مصرف‌کننده نهایی و زنجیره کالاها و خدمات وجود ندارد، نمی‌توان استدلال کرد که مالیات پرداختی مصرف‌کننده نهایی هر استان صرف همان استان می‌گردد. برای توضیح بهتر، مطابق **جدول (۴)** این موضوع را در کشوری فرضی تصور کنید که نرخ ۵ درصد از کالاها و خدمات مالیات بر ارزش افزوده اخذ می‌شود. در مثال فرضی، گندم معاف از مالیات

۱. برای سادگی، در بحث از اصابت مالیاتی به زنجیره‌های میانی و شیوه عملکرد سازمان امور مالیاتی صرف نظر می‌کنیم.

ارزش افزوده است و کارخانه آردسازی بدون پرداختی برای مالیات نهاده‌ها، گندم را تبدیل به آرد می‌کند و به قیمت ۱۰۰ تومان به نانوا می‌فروشد و بابت این معامله ۵ تومان به سازمان امور مالیاتی پرداخت می‌کند. نانوا با استفاده از آرد نان می‌پزد و آن را به ۳۰۰ تومان می‌فروشد، و ۱۵ تومان بابت مالیات فروش نان به سازمان مالیاتی پرداخت می‌کند و سازمان مالیاتی ۵ تومان بابت خرید نهاده‌ها به او بازمی‌گرداند. مغازه‌دار خرده‌فروش نیز به‌طور مشابه عمل می‌کند. نهایتاً تمامی ۲۵ تومان مالیات بر ارزش افزوده را مصرف‌کننده نهایی می‌پردازد، ولی با ملاک قرار گرفتن «محل استقرار» به عنوان منشأ درآمد مالیاتی، واحدهای زنجیره ارزش افزوده می‌توانند در مناطقی غیر از محل پرداخت مالیات بر ارزش افزوده توسط مصرف‌کننده نهایی واقع شده باشند، ولی استان‌های محل استقرار آن‌ها از مواهب بازتوزیعی مالیات پرداختی آن‌ها بهره‌مند شوند.

جدول ۴: سازوکار اخذ مالیات بر ارزش افزوده در مثال فرضی

فروش		۵ درصد مالیات فروش مالیات خرید نهاده‌ها خالص پرداختی	
آردسازی	۱۰۰ تومان	۵ تومان	۵ تومان
نانوا	۳۰۰ تومان	۱۵ تومان	۱۰ تومان
مغازه‌دار	۵۰۰ تومان	۲۵ تومان	۱۰ تومان
ارزش افزوده پرداختی توسط مصرف‌کننده نهایی		۲۵ تومان	۲۵ تومان

با توجه به این‌که صنایع کشاورزی معاف از مالیات ارزش افزوده است، استان‌های مبتنی بر کشاورزی سهم نامتناسب‌تری از توزیع درآمد بین شهرداری‌ها و دهیاری‌ها می‌برند و در مقابل استان‌های دارای صنایع نفتی، که مشمول نرخ مالیات آلاینده‌گی مازاد بر سایر صنایع نیز هستند، از درآمدهای بسیار بیش‌تری برخوردار می‌شوند.

عملکرد توزیع عوارض استانی

برای تحلیل نحوه توزیع عوارض میان مناطق مختلف کشور از داده‌های سازمان امور مالیاتی در چهار سال متوالی از ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. در این پژوهش از داده‌های توزیع عوارض موضوع بند (الف) ماده (۳۸) و آلاینده‌گی برای سال ۱۳۹۵، و برای بقیه سال‌ها علاوه بر عوارض مذکور، توزیع عوارض گاز طبیعی و شماره‌گذاری بین شهرداری‌ها، دهیاری‌ها، و فرمانداری‌ها (برای روستاهایی که دهیاری‌ها ندارند) استفاده شده است.

از سوی دیگر، همان‌گونه که در بخش قبلی مورد اشاره قرار گرفت، یکی از عوامل مهم در بهره‌مندی از عوارض، با توجه به قوانین ناظر بر توزیع، ترکیب جمعیتی شهری - روستایی هر استان است. پس از داده سرشماری سال ۱۳۹۵ نیز برای استخراج ترکیب جمعیتی استان‌ها استفاده شده است. در این بخش، ابتدا آخرین وضعیت عملکرد توزیع عوارض بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور در سال ۱۳۹۸ بررسی شده است.

در سال ۱۳۹۸، استان‌های تهران، خراسان رضوی، اصفهان، فارس، و خوزستان پرجمعیت‌ترین استان‌های کشور و استان‌های ایلام، سمنان، کهگیلویه و بویراحمد، خراسان جنوبی، و خراسان شمالی کم‌جمعیت‌ترین استان‌ها بوده‌اند. با توجه آمار به‌دست‌آمده از سازمان امور مالیاتی بیش‌ترین میزان عوارض پرداختی مربوط به استان‌های تهران (۷ هزار میلیارد تومان)، خوزستان (۳/۷ هزار میلیارد تومان)، و بوشهر (۱/۶ هزار میلیارد تومان) و نیز کم‌ترین میزان پرداختی به استان‌های ایلام (۶۱ میلیارد تومان)، کهگیلویه و بویراحمد (۸۲ میلیارد تومان)، خراسان شمالی (۸۶ میلیارد تومان) صورت گرفته است. از شاخص‌ترین استان‌هایی که عوارض دریافتی آن‌ها با جمعیت‌شان تطابق ندارد، می‌توان به استان بوشهر اشاره کرد که رتبه ۲۳ جمعیتی و رتبه ۳ عوارض دریافتی را میان استان‌های کشور دارد. علاوه بر استان گازخیر بوشهر، استان صنعتی مرکزی نیز با رتبه ۱۹ جمعیتی، جایگاه هشتم را بین دریافت‌کنندگان عوارض دارد. از سوی دیگر، استان‌های کشاورزی مانند آذربایجان غربی و مازندران که به‌ترتیب رتبه ۸ و ۷ جمعیتی را دارند، به‌ترتیب در رتبه ۱۷ و ۱۴ دریافت‌کنندگان عوارض قرار می‌گیرند. در **جدول (۵)**، علاوه بر عوارض واریزی و جمعیت استان‌ها، درصد شهرنشینی و روستانشینی استان‌ها نیز موجود است که نشان‌دهنده متفاوت بودن درصد شهرنشینی و روستانشینی در استان‌های مختلف کشور است. پس اجرای قانون یکسان ۷۰-۳۰ برای تمامی استان‌ها نشان از ناعادلانه بودن توزیع عوارض در سطح استان‌های کشور است. در بخش‌های بعدی، در مورد چگونگی پرداختی عوارض به صورت سرانه در سطح استان‌ها، در سطح شهرستان و نیز در بُعد شهری و روستایی، و نیز این‌که آیا عوارض پرداختی در سطح کشور به شیوه عادلانه‌ای توزیع گردیده است یا نه، پرداخته خواهد شد.

در **جدول (۵)**، عملکرد سرانه کل عوارض توزیعی سازمان امور مالیاتی برای استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ نشان داده شده است. در سال ۱۳۹۵، استان‌های تهران، بوشهر، و مرکزی با به‌ترتیب ۳۵۳، ۲۷۴، و ۲۱۶ هزار تومان دریافت‌کننده بیش‌ترین سرانه کل عوارض توزیعی بوده‌اند و در طرف مقابل، استان‌های لرستان و سیستان و بلوچستان با ۴۱ هزار تومان و استان کردستان با ۵۱

هزار تومان کم‌ترین سرانه کل را دریافت کرده‌اند. میانگین سرانه کل کشوری نیز ۱۴۲ هزار تومان بوده است. استان تهران حدود ۲/۵ برابر میانگین سرانه کل کشور و بیش از ۸/۵ برابر استان‌های لرستان و سیستان و بلوچستان عوارض دریافت کرده است که این بیانگر توزیع ناعادلانه بین استان‌ها در سال ۱۳۹۵ است. نیاز به یادآوری است که به دلیل در دسترس نبودن آمار مربوط به عوارض پرداختی به دهیاری‌های استان خوزستان، ۱۵۳ هزار تومان فقط مربوط به سرانه عوارض توزیعی شهری است و نیز همچنین، به دلیل نبود داده‌های آلاینده‌های توزیعی بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های استان بوشهر، رتبه‌بندی سال ۱۳۹۵ بدون لحاظ عوارض آلاینده‌های توزیعی در سطح استان بوشهر است و با توجه به این که شهرستان عسلویه در سه سال دیگر بالاترین میزان آلاینده‌های را دریافت کرده است، انتظار می‌رود جایگاه واقعی استان بوشهر بالاتر از رتبه پنجمین باشد.

در سال ۱۳۹۶، استان‌های بوشهر، تهران، و خوزستان با به ترتیب ۳۹۶، ۳۲۱، و ۲۳۳ هزار تومان بیش‌ترین سرانه کل عوارض و استان سیستان و بلوچستان با ۴۲ هزار تومان و استان‌های ایلام و گلستان با ۴۸ هزار تومان کم‌ترین سرانه کل دریافتی را داشته‌اند و نیز سرانه کل کشوری ۱۳۷ هزار تومان بوده است. در این سال نیز توزیع سرانه کل عوارض در استان‌های کشور بسیار ناعادلانه بوده است، به طوری که اختلاف بین بیش‌ترین (بوشهر) و کم‌ترین (سیستان و بلوچستان) سرانه کل عوارض پرداختی در حدود ۹/۳ برابر واحد بوده است. همان‌طور که قابل مشاهده است، استان بوشهر به لحاظ عوارض آلاینده‌های در رتبه اول قرار گرفته است.

در سال ۱۳۹۷ نیز همانند سال ۱۳۹۶ استان‌های بوشهر، تهران، و خوزستان بیش‌ترین سرانه کل عوارض توزیعی را دریافت کرده‌اند که میزان آن به ترتیب ۶۰۰، ۴۲۶، و ۳۳۹ هزار تومان بوده است و استان‌های سیستان و بلوچستان، لرستان، و گلستان با به ترتیب ۵۴، ۶۱، و ۶۲ هزار تومان کم‌ترین دریافتی را داشته‌اند. تفاوت بین سرانه کل دریافتی استان بوشهر (بیش‌ترین) و سیستان و بلوچستان (کم‌ترین) بیش از ۱۱ برابر بوده است. میانگین سرانه کل کشوری نیز ۱۴۸ هزار تومان بوده است. در سال ۱۳۹۸ استان بوشهر با سرانه کل یک میلیون و ۴۰۰ هزار تومان، که نسبت به سال ۱۳۹۷ رشد ۲/۳ واحد برابری داشته است، بیش‌ترین دریافتی را داشته است و استان‌های خوزستان و تهران در رتبه‌های دوم و سوم به ترتیب ۷۸۸ و ۵۳۳ هزار تومان دریافت کرده‌اند. در طرف مقابل، استان‌های سیستان و بلوچستان، گلستان، و آذربایجان غربی با به ترتیب ۵۲، ۶۳، و ۶۵ هزار تومان کم‌ترین میزان سرانه کل عوارض توزیعی را دریافت کرده‌اند. میانگین سرانه کل کشوری نیز ۲۷۸ هزار تومان بوده است.

در سال ۱۳۹۸ نیز میزان عوارض پرداختی به استان‌های کشور به شکل ناعادلانه‌ای توزیع گردیده است، به طوری که استان بوشهر با سرانه ۷۵۶ هزار تومان بیش از ۵ برابر واحد میانگین سرانه کل کشوری و بیش از ۲۷ برابر استان سیستان و بلوچستان عوارض پرداخت کرده است. در حالت کلی، در هر چهار سال (۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸) مجموع عوارض موضوع بند (الف) ماده (۳۸) شماره‌گذاری، گاز طبیعی، و آلاینده‌گی توزیعی بین استان‌های کشور به شکل ناعادلانه‌ای توزیع گردیده است، به طوری که استان‌هایی که محل استقرار واحدهای صنعتی (مخصوصاً صنایع نفت و گاز) هستند و استان‌های برخوردارتر که مصرف بالاتری دارند، عوارض بالاتری دریافت کرده‌اند و نیز به دلیل این‌که بسیاری از صنایع بزرگ کشور (مانند نفت و گاز) جزو صنایع آلاینده هستند و عوارض آلاینده‌گی بین شهرستان‌ها تحت تاثیر آن توزیع می‌گردد، سرانه عوارض استان‌های صنعتی مانند بوشهر و خوزستان تفاوت بسیاری با میانگین کشوری پیدا کرده است. برعکس استان‌های کشاورزی کشور (مانند استان‌های شمالی و غربی کشور)، به دلیل این‌که بخش کشاورزی معاف از مالیات ارزش افزوده است، در مقایسه با استان‌هایی با درآمد استان‌هایی با درآمد مشابه، کم‌تر است. این تفاوت در استان‌های لرستان و گلستان به وضوح قابل مشاهده است. بنابراین، یکی از عوامل مهم در نابرابری توزیع عوارض بین استان‌های کشور، تعریف عوارض بر اساس مالیات بر ارزش افزوده است. چرا که غالب درآمد استان‌هایی که سهم پایینی از عوارض توزیعی دارند از تولیدات کشاورزی است، که معاف از مالیات و عوارض است. البته در استان محرومی مانند سیستان و بلوچستان که در هیچ یک از دو دسته بالا قرار ندارد نیز به دلیل پایین بودن مصرف افراد، مالیات بر ارزش افزوده پایین بوده و نیز میزان عوارض توزیعی در آن بسیار پایین‌تر از میانگین سرانه کشوری بوده است، به طوری که میانگین سرانه کل کشوری عوارض توزیعی ۱۴۱ هزار تومان بوده است، در حالی که میانگین چهار سال سرانه کل استان سیستان و بلوچستان ۳۶ هزار تومان بوده است که بیان می‌کند میانگین سرانه کل کشوری در حدود ۳/۸ برابر سرانه کل سیستان و بلوچستان بوده است.

جدول ۵: سرانه عوارض مالیات بر ارزش افزوده به تفکیک استان از ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ (تومان)

استان	۱۳۹۵	استان	۱۳۹۶	استان	۱۳۹۷	استان	۱۳۹۸
تهران	۳۵۳/۳۳۵	بوشهر	۳۹۶/۱۹۳	بوشهر	۶۰۰/۴۶۵	بوشهر	۱/۴۰/۳۳۵
بوشهر	۲۷۴/۵۲۳	مرکزی	۲۱۸/۴۴۴	تهران	۴۲۵/۵۶۵	هرمزگان	۳۷۷/۶۰۳
مرکزی	۲۱۵/۸۶۱	تهران	۳۲۱/۳۵۴	خوزستان	۳۳۹/۱۵۹	خوزستان	۷۸۷/۹۰۶
اصفهان	۱۶۹/۴۹۱	خوزستان	۲۳۲/۶۱۵	هرمزگان	۳۱۴/۳۳۶	تهران	۵۳۳/۰۴۷
یزد	۱۶۹/۱۶۲	سمنان	۲۲۴/۵۷۱	مرکزی	۳۰۴/۳۸۴	مرکزی	۴۵۰/۳۶۶
قزوین	۱۵۷/۸۲۵	یزد	۱۹۸/۳۸۵	یزد	۲۷۵/۴۳۷	کرمان	۳۴۱/۱۴۷
خوزستان	۱۵۱/۸۹۴	هرمزگان	۱۹۳/۷۱۸	کرمان	۲۶۴/۴۴۶	اصفهان	۳۲۵/۹۱۹
البرز	۱۳۶/۹۴۳	قزوین	۱۸۴/۵۴۶	اصفهان	۲۲۴/۸۵۰	یزد	۲۷۹/۰۸۸
زنجان	۱۳۴/۷۲۸	کرمان	۱۷۰/۴۴۱	زنجان	۱۹۴/۳۸۹	زنجان	۲۶۸/۵۴۳
سمنان	۱۳۳/۳۹۹	اصفهان	۱۶۶/۰۳۵	سمنان	۱۸۷/۰۰۴	سمنان	۲۲۷/۸۰۸
کرمان	۱۲۴/۲۰۶	زنجان	۱۴۷/۲۰۶	قزوین	۱۷۵/۲۱۸	قزوین	۲۰۷/۸۶۶
هرمزگان	۱۲۳/۶۹۱	البرز	۱۴۰/۲۰۸	کهگیلویه و بویراحمد	۱۶۲/۲۲۱	البرز	۱۶۶/۸۱۱
فارس	۱۰۱/۴۱۸	کهگیلویه و بویراحمد	۱۰۲/۰۱۲	البرز	۱۴۸/۳۸۳	آذربایجان شرقی	۱۳۴/۷۲۴
خراسان رضوی	۸۴/۳۴۹	آذربایجان شرقی	۹۰/۷۷۰	آذربایجان شرقی	۱۲۹/۱۲۹	خراسان رضوی	۱۳۳/۴۳۷
آذربایجان شرقی	۸۲/۵۰۱	فارس	۷۶/۱۹۹	خراسان جنوبی	۱۲۷/۷۵۳	کردستان	۱۲۹/۷۷۹
گیلان	۷۹/۹۲۰	گیلان	۷۵/۵۲۰	فارس	۹۸/۴۷۲	فارس	۱۲۸/۱۴۵
مازندران	۷۶/۷۱۴	مازندران	۷۴/۱۳۳	چهارمحال و بختیاری	۹۷/۴۹۷	خراسان جنوبی	۱۲۰/۴۸۷
آذربایجان غربی	۷۵/۶۹۰	قم	۷۳/۶۰۷	ایلام	۹۵/۷۹۸	کهگیلویه و بویراحمد	۱۱۶/۱۸۹
خراسان شمالی	۶۳/۷۹۴	خراسان رضوی	۷۱/۴۵۰	خراسان رضوی	۹۳/۴۸۶	قم	۱۱۵/۳۱۶
خراسان جنوبی	۶۱/۴۳۸	خراسان جنوبی	۷۰/۱۳۰	خراسان شمالی	۹۲/۲۵۵	ایلام	۱۰۵/۳۸۱
ایلام	۶۱/۳۶۵	اردبیل	۶۹/۸۲۲	گیلان	۹۲/۲۵۰	چهارمحال و بختیاری	۱۰۲/۰۷۴
چهارمحال و بختیاری	۶۰/۳۷۹	خراسان شمالی	۵۹/۱۰۳	مازندران	۸۸/۴۴۱	خراسان شمالی	۹۹/۸۴۳

ادامه جدول ۵: سرانه عوارض مالیات بر ارزش افزوده به تفکیک استان از ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ (تومان)

استان	۱۳۹۵	استان	۱۳۹۶	استان	۱۳۹۷	استان	۱۳۹۸
قم	۵۷/۶۶۳	چهارمحال و بختیاری	۵۶/۴۶۸	کرمانشاه	۸۶/۷۲۲	کرمانشاه	۸۹/۷۳۰
همدان	۵۷/۰۵۰	کردستان	۵۴/۵۶۴	قم	۸۶/۰۰۳	مازندران	۸۶/۰۷۰
کهگیلویه و بویراحمد	۵۵/۳۴۵	همدان	۵۳/۲۱۶	همدان	۸۴/۴۸۲	گیلان	۸۵/۱۷۱
کرمانشاه	۵۵/۱۰۴	آذربایجان غربی	۵۱/۸۷۰	کردستان	۸۳/۳۷۴	اردبیل	۷۴/۱۹۹
اردبیل	۵۱/۹۹۲	کرمانشاه	۵۰/۳۷۴	اردبیل	۷۶/۰۳۶	همدان	۷۲/۴۶۰
گلستان	۵۱/۱۶۷	لرستان	۴۸/۹۳۰	آذربایجان غربی	۶۲/۴۷۹	لرستان	۶۶/۲۸۸
کردستان	۵۰/۵۸۴	گلستان	۴۸/۱۱۸	گلستان	۶۱/۶۰۳	آذربایجان غربی	۶۵/۰۸۸
سیستان و بلوچستان	۴۰/۷۸۵	ایلام	۴۸/۰۸۸	لرستان	۶۰/۵۷۹	گلستان	۶۳/۱۶۴
لرستان	۴۰/۶۹۰	سیستان و بلوچستان	۴۲/۵۲۵	سیستان و بلوچستان	۵۳/۷۲۸	سیستان و بلوچستان	۵۱/۵۹۷
میانگین کشوری	۱۴۲/۴۷۰	میانگین کشوری	۱۴۷/۹۶۲	میانگین کشوری	۱۹۶/۹۴۵	میانگین کشوری	۲۷۸/۰۴۹

منبع: مجموع عوارض موضوع بند (الف) ماده (۳۸) شماره گذاری، گاز طبیعی و آلاینده‌ها، سازمان امور مالیاتی کشور، و یافته‌های پژوهش

علاوه بر این، با محاسبه سرانه عوارض آلاینده‌ها در سطح استان‌ها بر اساس سال ۱۳۹۸ در طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ مشاهده می‌شود که استان بوشهر با بیش‌ترین میزان سرانه عوارض آلاینده‌ها در رتبه اول قرار گرفته و تفاوت قابل توجهی با سایر استان‌ها داشته است. در سال ۱۳۹۸، عوارض آلاینده‌ها استان بوشهر ۶۷۸ هزار تومان بوده که این بیانگر اختلاف بیش از ۲۲/۴ برابر واحدی میانگین سرانه کشوری (۳۰ هزار تومان) است. سرانه عوارض مالیات بر ارزش افزوده پرداختی ۱۲ استان کشور کم‌تر از یک هزار تومان بوده است. نکته حائز اهمیت دیگر در این باره تغییر زیاد ۱۱/۴ واحدی سرانه عوارض آلاینده‌ها در استان بوشهر در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۵ بوده است.

۱. جدول مربوطه به دلیل محدودیت فضا در مقاله گنجانده نشده است. در صورت تقاضا از نویسنده مسئول در دسترس خواهد بود.

عملکرد توزیع استانی به تفکیک شهری و روستایی

همان‌طور که در بخش‌های قبل نیز بیان شد، در سال ۱۳۹۵ عوارض موضوع بند (الف) ماده (۳۸) قانون مالیات بر ارزش‌افزوده وصولی هر شهرستان، به موجب ماده (۱۳۲) قانون برنامه پنجم توسعه، به نسبت جمعیت بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های همان شهرستان توزیع می‌شد. عوارض آلاینده‌گی نیز به شهرستان‌های تاثیرپذیرفته برحسب جمعیت بین شهرداری‌ها و دهیاری‌های همان شهرستان توزیع می‌شد. با اجرای قانون برنامه ششم توسعه از سال ۱۳۹۶، تغییر مهمی رخ داد و به موجب بند (ب) ماده (۶)، عوارض موضوع بند (الف) ماده (۳۸) قانون مالیات بر ارزش‌افزوده هر استان در سطح همان استان تجمیع می‌شد و به نسبت ۷۰ درصد شهرها و ۳۰ درصد روستاها و مناطق عشایری و بر اساس شاخص جمعیت به حساب شهرداری‌ها و دهیاری‌ها واریز می‌گردد. اما در قانون بودجه سال ۱۳۹۷، مفاد بند (ط) تبصره (۶) و در قانون بودجه ۱۳۹۸، مفاد جزء ۳ بند (ه) تبصره (۶)، و نیز در قانون بودجه ۱۳۹۹، جزء (۳) بند (د) تبصره (۶) در تهران و شهرستان‌های مشابه، که نسبت جمعیت شهری به روستایی بسیار بالاست، عوارض به صورت ۸۸ درصد در نقاط شهری و ۱۲ درصد در نقاط روستایی و عشایری توزیع می‌گردد.

در جدول (۶)، عوارض پرداختی به استان‌های کشور به تفکیک سرانه شهری و روستایی در طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ نشان داده شده است. در سال ۱۳۹۵، استان‌های تهران، بوشهر، و مرکزی با به ترتیب ۳۶۵، ۲۹۹، و ۲۲۱ هزار تومان بیش‌ترین سرانه عوارض شهری را دریافت کرده‌اند. در طرف مقابل، استان‌های لرستان، کردستان، و اردبیل با به ترتیب ۴۶، ۵۱، و ۵۴ هزار تومان کم‌ترین مقدار سرانه عوارض شهری دریافتی را داشته‌اند و نیز میانگین سرانه شهری کشور ۱۶۵ هزار تومان بوده است. این موضوع بیانگر آن است که استان‌های صنعتی و دارای صنایع آلاینده‌گی مالیات بر ارزش‌افزوده و عوارض آلاینده‌گی بالایی دریافت می‌کنند. استان‌های کشاورزی لرستان و کردستان به دلیل معافیت بخش کشاورزی از مالیات بر ارزش‌افزوده کم‌ترین سرانه شهری را دریافت کرده‌اند. استان‌های البرز، بوشهر، و مرکزی با به ترتیب ۲۲۴، ۲۱۲، و ۱۹۷ هزار تومان بیش‌ترین سرانه عوارض روستایی و استان‌های سیستان و بلوچستان، لرستان، و چهارمحال و بختیاری با به ترتیب ۲۹، ۳۱، و ۴۲ هزار تومان کم‌ترین میزان سرانه عوارض روستایی را دریافت کرده‌اند، همچنین میانگین سرانه روستایی کشوری ۷۷ هزار تومان بوده است.

در سال ۱۳۹۶، کل عوارض پرداختی به استان‌های کشور در حدود ۱۱/۸۱۸ هزار میلیارد تومان بوده است که ۷۰ درصد آن (معادل ۸/۳۲۲ هزار میلیارد تومان) به بخش شهری و ۳۰ درصد آن

(معادل ۳/۵۳۲ هزار میلیارد تومان) به بخش روستایی پرداخت گردیده است که با توجه به سرشماری سال ۱۳۹۵، در حدود ۷۴ درصد کل کشور شهرنشین و ۲۶ درصد روستانشین تقریباً با قانون ۷۰ درصد (شهری) و ۳۰ درصد (روستایی) مطابقت دارد. اما نکته مهمی که قبلاً نیز اشاره گردید، یکسان نبودن توزیع جمعیت شهری و روستایی در استان‌های کشور است. بیش‌ترین میزان سرانه عوارض شهری پرداختی مربوط به استان‌های بوشهر، هرمزگان، و تهران با به‌ترتیب ۳۷۵، ۲۵۱، و ۲۴۰ هزار تومان بوده و کم‌ترین سرانه عوارض شهری مربوط به استان‌های کرمانشاه، ایلام، و لرستان با به‌ترتیب ۴۶، ۴۸، و ۵۲ هزار تومان بوده است. همچنین، سرانه عوارض شهری کشوری برابر ۱۴۰ هزار تومان بوده است. استان‌های بوشهر، تهران، و خوزستان با به‌ترتیب یک میلیون و ۵۷۲، ۵۶۸، و ۴۶۰ هزار تومان بیش‌ترین سرانه عوارض روستایی را داشته‌اند و استان‌های سیستان و بلوچستان، گلستان، و خراسان شمالی با به‌ترتیب ۲۶، ۳۲، و ۴۳ هزار تومان کم‌ترین سرانه عوارض روستایی را دریافت کرده‌اند. میانگین سرانه کشوری عوارض روستایی نیز ۱۵۷ هزار تومان بوده است.

در سال ۱۳۹۷، استان‌های بوشهر، هرمزگان، و تهران با به‌ترتیب ۵۵۱، ۴۰۹، و ۳۸۹ هزار تومان بیش‌ترین سرانه عوارض شهری و استان‌های لرستان، آذربایجان غربی، و سیستان و بلوچستان با به‌ترتیب ۵۹، ۶۵، و ۷۰ هزار تومان کم‌ترین سرانه شهری را دریافت کرده‌اند. مناطق روستایی استان‌های تهران، بوشهر، و یزد با به‌ترتیب سرانه ۹۷۷، ۷۲۷، و ۵۵۷ هزار تومان بیش‌ترین سهم و مناطق روستایی سیستان و بلوچستان، گلستان، و آذربایجان با به‌ترتیب ۳۹، ۴۶، و ۵۸ هزار تومان سرانه کم‌ترین سهم را از عوارض توزیعی داشته‌اند.

در سال ۱۳۹۸، سرانه شهری استان‌های بوشهر، تهران، و خوزستان به‌ترتیب یک میلیون و ۳۱۰، ۷۷۵، و ۴۹۸ هزار تومان بیش‌ترین و سرانه شهری استان‌های لرستان، سیستان و بلوچستان، و آذربایجان غربی به‌ترتیب ۶۶، ۶۷، و ۶۸ هزار تومان کم‌ترین سرانه عوارض شهری را دریافت کرده‌اند. اما در بخش سرانه عوارض روستایی استان‌های بوشهر، تهران، و خوزستان به‌ترتیب یک میلیون و ۶۳۰، یک میلیون و ۷۰، و ۸۲۶ هزار تومان بیش‌ترین و استان‌های سیستان و بلوچستان، گلستان، و آذربایجان غربی به‌ترتیب ۳۷، ۴۷، و ۶۰ هزار تومان کم‌ترین سرانه عوارض شهری را دریافت کرده‌اند. با توجه به این‌که توزیع جمعیتی از لحاظ شهرنشینی و روستانشینی در همه استان‌ها یکسان نیست، بر اساس سرشماری ۱۳۹۵، در استان‌های سیستان و بلوچستان و گلستان ۵۱ و ۴۷ درصد جمعیت روستانشین هستند، در حالی که بر اساس قانون توزیع عوارض بر اساس قانون ۷۰ درصد شهری و ۳۰ درصد روستایی است. در طرف مقابل استان‌های قم، تهران، و البرز به‌ترتیب تنها ۵، ۶، و ۷ درصد

جمعیت روستایی دارند. پس توزیع عوارض نه تنها به صورت ناعادلانه در میان استان‌ها، بلکه در سطح مناطق شهری و روستایی استان‌ها نیز به شکل ناعادلانه‌ای توزیع گردیده است. هرچند که در واقعیت، میزان عوارض پرداختی در سطح خود استان‌ها نیز متناسب با قانون مد نظر ۷۰-۳۰ صورت نگرفته است، ولی با این حال با توجه به متفاوت بودن بافت شهری و روستایی استان‌ها، در نظر گرفتن یک قانون مشترک برای کل کشور تصمیم کاملاً نادرستی است (البته در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ توزیع عوارض برای تهران به صورت ۸۸ درصد شهری و ۱۲ درصد روستایی تغییر یافته است). برای مثال، در سال ۱۳۹۸ سرانه عوارض شهری استان البرز ۱۲۷ هزار تومان بوده است، در حالی که سرانه عوارض روستایی آن با ۶۶۲ هزار تومان بیش از ۵/۲ برابر سرانه شهری بوده است. در استان قم سرانه روستایی با ۷۳۰ هزار تومان حدود ۸/۷ برابر سرانه شهری ۸۴ هزار تومان بوده است. در طرف مقابل، سرانه عوارض شهری (۴۹۳ هزار تومان) استان هرمزگان بیش از دوبرابر سرانه روستا (۲۳۶ هزار تومان) بوده است. سرانه عوارض شهری استان سیستان و بلوچستان با ۶۶ هزار تومان حدود ۱/۸ برابر سرانه عوارض روستایی ۳۷ هزار تومان بوده است.

نابرابری شهر و روستایی (درون‌شهرستانی)

نسبت جمعیت شهری و روستایی نه تنها بین استان‌های مختلف متفاوت است، بلکه بین شهرستان‌های مختلف یک استان نیز تفاوت‌های قابل توجهی وجود دارد. استفاده از فرمول‌های ساده و واحد برای کل کشور می‌تواند به نابرابری‌های شایان توجهی بین شهرها و روستاها منجر گردد. توزیع عوارض درون استان نیز بسیار ناعادلانه است. برای مثال، در سال ۱۳۹۸ در سطح استان بوشهر، سرانه عوارض شهری شهرستان عسلویه ۹ میلیون و ۸۲۲ هزار تومان بوده است که نسبت به سرانه عوارض شهری شهرستان بوشهر با ۷۱۰ هزار تومان بیش از ۱۳/۸ برابر بوده است. در استان خوزستان نیز سرانه عوارض روستایی شهرستان بندر ماهشهر با یک میلیون ۶۸۳ هزار تومان اختلاف ۲/۶۷ برابر واحدی نسبت به سرانه عوارض روستایی شهرستان دشت آزادگان دارد. نمونه‌های دیگری از این قبیل باز در سال ۱۳۹۸ و نیز سال‌های دیگر به‌وضوح قابل مشاهده است. در **جدول (۷)**، پنج شهرستان دریافت‌کننده بالاترین و پایین‌ترین سرانه عوارض توزیعی را به تفکیک شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۸ نشان داده است.

جدول ۶: سرانه عوارض واریزی به تفکیک شهری و روستایی (تومان) - رتبه‌بندی بر اساس حروف الفبا

استان‌ها	۱۳۹۵		۱۳۹۶		۱۳۹۷		۱۳۹۸	
	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
آذربایجان شرقی	۹۰/۳۰۶	۶۲/۵۷۱	۸۸/۱۹۱	۹۷/۳۵۲	۱۲۴/۰۴۳	۱۴۲/۱۱۷	۱۳۰/۰۸۹	۱۴۶/۵۵۸
آذربایجان غربی	۷۸/۱۱۴	۷۱/۱۰۲	۵۵/۰۷۶	۴۵/۸۰۶	۶۵/۰۸۲	۵۷/۵۵۵	۶۷/۷۰۴	۶۰/۱۳۸
اردبیل	۵۳/۵۳۰	۴۸/۶۹۷	۷۰/۷۱۵	۵۷/۹۱۰	۷۳/۶۷۵	۸۱/۰۹۵	۷۲/۰۷۰	۷۸/۷۶۰
اصفهان	۱۷۱/۶۲۴	۱۵۳/۸۰۹	۱۳۹/۲۴۲	۳۶۳/۰۱۴	۲۰۱/۴۱۸	۳۹۷/۱۲۵	۲۷۸/۳۵۸	۶۷۵/۵۸۰
البرز	۱۳۰/۰۲۸	۲۲۴/۰۱۹	۱۰۶/۲۶۳	۵۶۷/۶۲۹	۱۲۳/۵۸۸	۴۶۰/۵۸۷	۱۲۷/۴۷۳	۶۶۲/۱۳۱
ایلام	۶۶/۴۲۲	۵۰/۵۲۶	۴۸/۳۶۶	۴۷/۴۹۴	۹۲/۰۰۰	۱۰۳/۹۱۱	۱۰۴/۲۸۸	۱۰۷/۷۲۴
بوشهر	۲۹۸/۷۷۲	۲۱۲/۲۴۶	۳۷۵/۴۹۵	۲۲۹/۳۵۲	۵۵۱/۳۱۵	۷۲۶/۶۹۵	۱/۳۱۰/۹۱۶	۱/۶۲۹/۹۸۵
تهران	۳۶۴/۸۶۱	۱۷۷/۱۵۷	۲۳۹/۵۲۱	۱/۵۷۲/۱۲۷	۳۸۹/۴۹۴	۹۷۶/۸۸۳	۴۹۷/۹۳۴	۱/۰۶۹/۷۳۵
چهارمحال و بختیاری	۷۰/۷۱۶	۴۱/۸۹۴	۶۰/۶۶۶	۴۸/۹۶۱	۱۰۰/۸۶۹	۹۱/۴۶۶	۱۰۷/۲۷۵	۹۲/۷۷۳
خراسان جنوبی	۶۷/۲۸۱	۵۳/۰۲۱	۸۰/۸۸۱	۵۴/۶۴۵	۱۴۱/۵۴۹	۱۰۷/۸۸۲	۱۳۴/۸۴۴	۹۹/۸۰۷
خراسان رضوی	۹۱/۱۹۴	۶۵/۷۸۲	۶۸/۳۲۹	۷۹/۹۱۷	۸۸/۹۷۳	۱۰۵/۷۲۸	۱۲۶/۲۵۱	۱۵۲/۲۷۷
خراسان شمالی	۶۷/۶۱۱	۵۸/۸۹۷	۷۱/۷۸۹	۴۲/۸۲۹	۱۰۶/۶۲۴	۷۳/۸۲۱	۱۱۷/۷۸۷	۷۶/۸۲۳
خوزستان	۲۰۱/۰۳۲	-	۲۱۹/۸۲۸	۲۷۲/۰۸۱	۳۳۸/۷۳۳	۳۴۰/۴۷۴	۷۷۵/۴۸۱	۸۲۶/۲۵۵
زنجان	۱۴۶/۴۲۵	۱۱۰/۷۰۷	۱۵۲/۷۳۲	۱۳۵/۸۵۷	۱۹۹/۸۵۴	۱۸۳/۱۶۴	۲۷۷/۶۱۷	۲۴۹/۹۰۷
سمنان	۱۴۳/۰۵۹	۹۵/۲۳۳	۱۹۶/۷۶۷	۳۳۴/۴۲۹	۱۶۷/۴۱۵	۲۶۴/۴۰۲	۱۹۹/۴۴۱	۳۳۹/۸۸۸
سیستان و بلوچستان	۵۳/۷۲۷	۲۸/۵۸۴	۵۹/۵۸۳	۲۶/۴۴۳	۶۹/۵۸۷	۳۸/۷۷۵	۶۶/۸۵۶	۳۷/۲۱۱
فارس	۱۰۴/۸۱۰	۹۳/۳۶۱	۷۵/۴۸۵	۷۷/۸۹۵	۱۰۰/۲۶۷	۹۴/۲۰۹	۱۲۸/۴۲۸	۱۲۷/۴۷۴
قزوین	۱۶۵/۲۳۵	۱۳۵/۸۸۶	۱۷۲/۶۵۵	۲۱۹/۷۵۱	۱۶۳/۴۳۹	۲۱۰/۰۹۰	۱۹۴/۱۵۱	۲۴۸/۴۷۰
قم	۵۷/۴۹	۵۷/۹۳۷	۵۳/۹۸۷	۴۶۰/۸۴۷	۷۵/۵۸۸	۲۹۱/۵۷۵	۸۴/۱۴۳	۷۳۰/۵۸۸
کردستان	۵۱/۱۹۶	۴۹/۱۰۴	۵۳/۵۷۹	۵۶/۹۴۷	۷۹/۲۶۵	۹۳/۳۱۶	۱۲۵/۰۸۵	۱۴۱/۱۳۵
کرمان	۱۴۹/۳۹۳	۸۸/۲۶۷	۱۹۸/۵۲۳	۱۳۰/۳۷۲	۳۰۸/۶۵۹	۲۰۱/۳۶۱	۳۹۸/۸۲۹	۲۵۸/۸۴۲

ادامه جدول ۶: سرانه عوارض واریزی به تفکیک شهری و روستایی (تومان) - رتبه‌بندی بر اساس حروف الفبا

استان‌ها	۱۳۹۵		۱۳۹۶		۱۳۹۷		۱۳۹۸	
	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
کرمانشاه	۵۶/۳۵۴	۵۱/۲۶۵	۴۶/۲۸۸	۶۲/۹۱۶	۷۷/۸۶۸	۱۱۳/۸۹۷	۸۰/۶۱۴	۱۱۷/۷۱۳
کهگیلویه و بویراحمد	۵۶/۴۱۴	۵۳/۹۹۳	۱۲۶/۸۰۰	۷۰/۶۳۷	۱۹۲/۳۳۰	۱۲۴/۱۱۰	۱۳۶/۰۵۴	۹۱/۰۴۳
گلستان	۵۶/۰۹۹	۴۵/۵۳۴	۶۱/۹۹۳	۳۲/۲۶۷	۷۵/۴۸۷	۴۵/۷۴۳	۷۷/۶۴۰	۴۶/۶۲۷
گیلان	۸۴/۸۲۸	۷۱/۴۴۰	۸۲/۶۴۸	۶۳/۲۰۱	۹۹/۱۱۳	۸۰/۳۹۰	۹۱/۶۰۰	۷۴/۰۶۰
لرستان	۴۶/۰۴۲	۳۰/۹۵۳	۵۱/۸۶۸	۴۳/۵۸۷	۵۹/۳۶۶	۶۲/۷۸۵	۶۵/۸۷۰	۶۷/۰۵۰
مازندران	۷۷/۱۹۶	۷۶/۰۵۶	۸۹/۰۹۲	۵۳/۶۶۱	۱۰۳/۹۷۵	۶۷/۱۸۲	۱۰۱/۲۰۴	۶۵/۳۵۹
مرکزی	۲۲۱/۵۶۲	۱۹۶/۸۴۲	۱۹۴/۷۴۶	۲۹۷/۴۹۲	۲۷۱/۶۶۹	۴۱۳/۵۱۱	۴۰۴/۵۴۹	۶۰۳/۱۹۸
هرمزگان	۱۳۰/۵۲۷	۱۱۵/۴۱۲	۲۵۰/۸۹۲	۱۲۴/۴۸۱	۴۰۸/۵۵۳	۲۰۰/۲۴۱	۴۹۳/۷۱۴	۲۳۶/۹۹۵
همدان	۵۸/۲۷۷	۵۴/۹۴۲	۵۸/۳۰۰	۴۴/۴۸۶	۹۲/۲۷۵	۷۱/۱۰۲	۷۷/۴۷۷	۶۳/۸۴۵
یزد	۱۶۶/۹۵۱	۱۸۲/۰۴۲	۱۶۴/۲۰۸	۳۹۷/۵۰۷	۲۲۷/۱۲۵	۵۵۶/۹۰۶	۲۳۱/۱۵۲	۵۵۸/۳۷۵
میانگین								
سرانه	۱۶۵/۴۶۰	۷۶/۸۷۴	۱۴۰/۰۹۳	۱۷۰/۴۱۴	۲۰۳/۵۰۳	۱۸۱/۷۵۲	۲۸۶/۱۲۲	۲۵۴/۹۵۹
کشوری								

منبع: مجموع عوارض موضوع بند (الف) ماده (۳۸) شماره‌گذاری، گاز طبیعی، و آلاینده‌گی، سازمان امور مالیاتی کشور، و یافته‌های پژوهش

جدول ۷: پنج شهرستان دریافت کننده بیشترین و کمترین سرانه عوارض توزیعی به تفکیک شهری و روستایی طی سالهای ۱۳۹۵-۱۳۹۸ (تومان)

۱۳۹۵		۱۳۹۶		۱۳۹۷		۱۳۹۸	
شهری							
مهر- فارس	۱/۲۰۹/۸۴۲	عسلویه- بوشهر	۱/۰۴۵/۴۸۲	عسلویه- بوشهر	۲/۶۹۹/۰۶۱	عسلویه- بوشهر	۹/۸۲۲/۴۴۸
اشتهارد- البرز	۱/۱۷۰/۱۸۳	کمیجان- مرکزی	۴۷۰/۹۲۹	بندر ماهشهر- خوزستان	۹۶۲/۰۹۵	کنگان- بوشهر	۲/۵۴۴/۶۳۷
عسلویه- بوشهر	۹۲۸/۶۳۹	ری- تهران	۴۶۰/۵۰۲	شازند- مرکزی	۶۳۳/۱۷۷	بندر ماهشهر- خوزستان	۱/۶۶۱/۶۴۴
ری- تهران	۶۹۴/۴۰۰	دیلم- بوشهر	۴۱۰/۱۷۱	ری- تهران	۵۶۲/۹۰۸	کارون- خوزستان	۱/۳۱۴/۱۳۱
بندر ماهشهر- خوزستان	۶۸۲/۵۰۴	شازند- مرکزی	۴۰۹/۰۹۰	دیلم- بوشهر	۵۴۸/۹۷۰	شادگان- خوزستان	۱/۲۹۵/۰۷۳
میانگین شهری کشور	۱۶۵/۴۶۰	میانگین شهری کشور	۱۴۰/۰۹۳	میانگین شهری کشور	۲۰۳/۵۰۳	میانگین شهری کشور	۲۸۶/۱۲۲
بافق- یزد	۱۶/۲۳۲	کرمانشاه- کرمانشاه	۴۵/۱۵۲	ارومیه- آذربایجان غربی	۶۱/۲۳۵	ارومیه- آذربایجان غربی	۶۴/۶۸۰
رومشگان- لرستان	۱۵/۵۷۱	جوانرود- کرمانشاه	۴۴/۹۰۹	ماکو- آذربایجان غربی	۵۸/۱۹۹	خرمآباد- لرستان	۶۲/۴۵۱
دلگان- سیستان و بلوچستان	۱۳/۷۸۸	ثلاث باباجانی- کرمانشاه	۴۴/۸۰۰	بروجرد- لرستان	۵۷/۷۷۰	زابل- سیستان و بلوچستان	۶۱/۹۷۷
ریگان- کرمان	۱۳/۴۴۰	سرپل ذهاب- کرمانشاه	۴۴/۶۲۹	الیگودرز- لرستان	۵۶/۷۴۹	ماکو- آذربایجان غربی	۶۱/۶۸۰
آران و بیدگل- اصفهان	۶/۵۷۲	مهران- ایلام	۳۸/۵۹۱	خرمآباد- لرستان	۵۶/۰۹۳	زاهدان- سیستان و بلوچستان	۶۰/۲۳۴

ادامه جدول ۷: پنج شهرستان دریافت‌کننده بیش‌ترین و کم‌ترین سرانه عوارض توزیعی به تفکیک شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۵ (تومان)

۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸
روستایی			
اشتهارد- البرز	تهران- تهران	تهران- تهران	عسلویه- بوشهر
۱/۲۵۳/۴۱۷	۱/۷۵۰/۱۵۷	۴/۰۰۵/۹۲۰	۵/۳۷۲/۲۰۱
مهر- فارس	قرچک- تهران	عسلویه- بوشهر	کنگان- بوشهر
۱/۱۴۳/۶۱۷	۱/۶۶۸/۷۵۲	۲/۱۷۱/۶۱۳	۲/۶۳۶/۶۳۰
عسلویه- بوشهر	اسلامشهر- تهران	بندر ماهشهر- خوزستان	بندر ماهشهر- خوزستان
۸۵۹/۲۰۴	۱/۶۶۴/۱۵۶	۱/۰۱۴/۹۳۰	۱/۶۸۳/۲۲۸
مبارکه- اصفهان	فیروزکوه- تهران	فیروزکوه- تهران	کارون- خوزستان
۶۶۵/۲۷۰	۱/۶۶۴/۱۲۰	۹۱۷/۳۶۵	۱/۳۳۱/۷۵۷
بندرلنگه- هرمزگان	شمیرانات- تهران	شمیرانات- تهران	هفتگل- خوزستان
۵۶۷/۱۴۳	۱/۶۶۱/۷۰۲	۸۹۸/۳۴۴	۱/۳۲۸/۱۰۳
میانگین روستایی کشور	میانگین روستایی کشور	میانگین روستایی کشور	میانگین روستایی کشور
۷۶/۶۹۵	۱۷۰/۴۱۴	۱۸۱/۷۵۲	۲۵۴/۹۵۹
رومشگان- لرستان	دلگان- سیستان و بلوچستان	قصرقند- سیستان و بلوچستان	قصرقند- سیستان و بلوچستان
۱۷/۸۱۴	۲۵/۸۷۲	۳۶/۹۵۹	۳۵/۲۳۳
دلفان- لرستان	قصرقند- سیستان و بلوچستان	مهرستان- سیستان و بلوچستان	فnoj- سیستان و بلوچستان
۱۷/۷۰۵	۲۵/۶۷۵	۳۶/۷۹۰	۳۴/۸۳۲
امیدیه- خوزستان	فnoj- سیستان و بلوچستان	ایرانشهر- سیستان و بلوچستان	سیب‌وسوران- سیستان و بلوچستان
۱۲/۱۰۶	۲۵/۶۵۲	۳۶/۵۶۲	۳۴/۸۲۸
زاهدان- سیستان و بلوچستان	مهرستان- سیستان و بلوچستان	سیب‌وسوران- سیستان و بلوچستان	ایرانشهر- سیستان و بلوچستان
۱۱/۷۵۲	۲۵/۵۵۶	۳۶/۱۸۷	۳۴/۷۷۴
آران و بیدگل- اصفهان	سیب‌وسوران- سیستان و بلوچستان	فnoj- سیستان و بلوچستان	دلگان- سیستان و بلوچستان
۷/۲۵۵	۲۵/۴۳۳	۳۵/۹۶۴	۳۴/۱۷۰

در شکل (۱ب)، میانگین سرانه عوارض توزیعی به هر شهرستان برای سه سال ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ به قیمت ثابت ۱۳۹۵ به صورت پنجگ‌های درآمدی برای سرانه شهری، روستایی، و کل نشان داده شده است. مشخص است، در حالی که میانگین سرانه عوارض شهری برای سه سال از ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ به قیمت ثابت ۱۳۹۵ برای استان قم جزو پنجگ اول است، عوارض روستایی نظیر این استان جزو پنجگ پنجم و با ۷۳۱ هزار تومان برای سال ۱۳۹۸ از بیش‌ترین برخورداران از عوارض محسوب می‌شود. علاوه بر عوارض از محل مالیات بر ارزش افزوده که به صورت استانی و بر اساس قواعد بودجه توزیع می‌شود، دولت نیز از محل سایر منابع برای هزینه‌های عمرانی (تملك دارایی سرمایه‌ای) و هزینه‌ای (جاری)، منابعی را در اختیار استان‌ها و از طریق شورای برنامه‌ریزی استانی قرار می‌دهد. جدول (۸)، سرانه پرداختی عوارض، هزینه تملك، و هزینه جاری را برای استان‌های مختلف ترسیم کرده است، که به‌وضوح نشان می‌دهد نحوه توزیع در قالب منابع بودجه‌ای در استان‌های کشور بسیار عادلانه‌تر است. برای مثال، متوسط سرانه هزینه جاری استان‌ها (در بودجه استانی) برابر ۱۳۸ هزار تومان در سال ۱۳۹۷ بوده است که برای استان ایلام (بیش‌ترین سرانه هزینه جاری استانی) حدود ۲/۷ برابر و برای استان تهران (کم‌ترین هزینه سرانه جاری استانی) ۰/۴ متوسط کشوری بوده است. در مقابل، متوسط سرانه تملك دارایی سرمایه‌ای (در بودجه استانی) برابر ۹۰ هزار تومان در سال ۱۳۹۷ بوده است که برای استان کهگیلویه و بویراحمد (بیش‌ترین سرانه تملك دارایی‌های سرمایه‌ای استانی) ۳/۹ برابر و برای استان تهران (کم‌ترین سرانه تملك دارایی‌های سرمایه‌ای استانی) ۰/۲ متوسط کشوری بوده است. دلیل این‌که استان تهران کم‌ترین است کاملاً واضح است، چرا که دولت پروژه‌های ملی متعددی در تهران، اصفهان، و البرز هزینه کرده است. در مقابل، سرانه عوارضی (از محل مالیات ارزش افزوده میانگین) برابر ۲۰۴ هزار تومان داشته است که سرانه استان بوشهر با ۳ برابر و استان سیستان و بلوچستان با ۰/۳ نسبت به متوسط کشوری کم‌ترین بوده است. شایان ذکر است که واریانس توزیع عوارض بین استان‌ها حدود ۲/۳ برابر واریانس توزیع تملك دارایی سرمایه‌ای است که معیار مشخصی از ناعدالتی است.

از سوی دیگر، در توزیع استانی در قالب بودجه مشخص است که به سایر شاخص‌ها مانند محرومیت نیز توجه ویژه می‌شود. برای مثال، سرانه استان سیستان و بلوچستان در مقایسه با سرانه کشوری در منابع بودجه حدود ۰/۹ است، در حالی که همین شاخص برای سهم عوارض ۰/۳ است. مثال دیگر استان لرستان است که دقیقاً برابر متوسط کشوری به صورت سرانه از محل بودجه تخصیص می‌یابد، ولی در عوارض سهم این استان به صورت سرانه ۳۷ درصد متوسط کشوری است.

جدول ۸: سرانه بودجه‌های استانی به تفکیک عوارض، تملک، و جاری - ۱۳۹۷

استان	سرانه هزینه - جاری از محل بودجه (تومان)	سرانه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای از محل بودجه (تومان)	سرانه عوارض از محل ۳ درصد مالیات بر ارزش افزوده (تومان)
آذربایجان شرقی	۱۱۲/۴۵۶	۵۱/۷۲۲	۱۲۹/۳۲۴
آذربایجان غربی	۱۲۴/۹۲۰	۱۱۳/۸۹۳	۶۲/۶۲۲
اردبیل	۲۰۳/۱۸۱	۱۳۲/۸۱۷	۷۶/۱۸۳
اصفهان	۱۰۶/۲۰۳	۳۷/۲۵۳	۲۳۳/۵۵۰
البرز	۸۲/۲۰۳	۲۳/۲۸۲	۱۵۳/۲۵۲
ایلام	۳۸۲/۴۵۵	۲۸۰/۸۳۴	۹۶/۱۷۶
بوشهر	۲۲۵/۹۰۲	۳۲۳/۴۰۶	۶۱۷/۶۰۳
تهران	۵۲/۶۲۷	۱۴/۳۴۲	۴۴۳/۸۷۳
چهارمحال و بختیاری	۲۳۳/۰۳۶	۹۰/۲۶۱	۹۷/۶۰۷
خراسان جنوبی	۳۱۹/۳۸۹	۲۲۰/۴۷۹	۱۲۸/۶۰۷
خراسان رضوی	۹۷/۶۱۳	۶۰/۰۲۳	۹۷/۱۴۹
خراسان شمالی	۲۳۵/۷۱۵	۱۲۸/۳۸۵	۹۲/۲۹۷
خوزستان	۱۲۲/۹۴۷	۲۵۸/۰۰۲	۳۴۱/۱۱۸
زنجان	۲۰۸/۴۰۴	۱۰۱/۷۰۱	۱۹۴/۴۵۹
سمنان	۳۲۲/۵۷۶	۱۲۴/۰۱۵	۱۹۷/۱۱۳
سیستان و بلوچستان	۱۳۶/۷۵۹	۱۲۹/۹۷۸	۵۴/۳۸۵
فارس	۱۳۳/۱۸۴	۸۰/۱۱۳	۱۰۰/۷۸۷
قزوین	۱۶۴/۵۱۶	۶۶/۷۷۱	۱۷۷/۸۷۱
قم	۱۳۷/۷۷۶	۶۶/۰۱۳	۹۵/۲۱۱
کردستان	۱۸۷/۸۶۲	۱۵۶/۸۹۱	۸۳/۴۰۶
کرمان	۱۶۳/۳۷۰	۱۱۵/۲۶۰	۲۷۶/۳۷۱
کرمانشاه	۱۹۸/۰۵۶	۱۱۸/۲۱۴	۸۶/۸۴۶
کهگیلویه و بویراحمد	۳۰۲/۶۶۴	۳۵۵/۲۱۴	۱۶۲/۶۲۰
گلستان	۱۸۰/۱۶۱	۷۰/۳۴۷	۶۲/۲۵۷

ادامه جدول ۸: سرانه بودجه‌های استانی به تفکیک عوارض، تملک، و جاری- ۱۳۹۷

استان	سرانه هزینه-جاری از محل بودجه (تومان)	سرانه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای از محل بودجه (تومان)	سرانه عوارض از محل ۳ درصد مالیات بر ارزش افزوده (تومان)
گیلان	۱۷۷/۵۸۵	۵۱/۷۰۶	۹۲/۲۷۵
لرستان	۱۸۲/۰۹۰	۱۱۵/۹۴۹	۶۰/۵۹۷
مازندران	۱۷۰/۰۵۷	۵۷/۱۷۰	۸۸/۴۴۱
مرکزی	۱۷۳/۴۳۶	۷۴/۷۰۴	۳۱۱/۰۸۹
هرمزگان	۹۸۵/۱۶۷	۱۹۴/۱۴۹	۳۱۹/۱۰۷
همدان	۱۶۰/۴۰۰	۶۵/۹۶۸	۸۴/۵۴۹
یزد	۲۱۸/۲۰۸	۹۶/۸۱۷	۲۸۹/۵۳۹
میانگین کشوری	۱۳۷/۵۷۱	۹۰/۱۵۷	۲۰۴/۴۸۶

منبع: داده سرانه بودجه از جدول (۱۰) قانون بودجه سال ۱۳۹۹، یافته‌های پژوهش

روش آماری و تحلیل نتایج

در بخش‌های قبل با استفاده از آمار و اطلاعات، نابرابری توزیع عوارض ارزش افزوده در سطح استانی، شهرستانی (درون‌استانی)، و شهری و روستایی به تفصیل توضیح داده شد. در این بخش نیز با استفاده از شاخص ضریب جینی به این امر پرداخته می‌شود که تاییدکننده بخش‌های پیشین است. مطابق **جدول (۹)**، در سال ۱۳۹۵، شاخص ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در سطح استان‌های کشور ۰/۶۴ است که حاکی از مقدار به‌نسبت بالایی است.^۱ بالا بودن ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده نشان از نابرابری توزیع این نوع عوارض در سطح کشور (استان‌های مختلف) دارد. اما در سال ۱۳۹۶، با توجه به تغییر قانون توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده، مقدار ضریب جینی توزیع عوارض بهبود اندکی داشته و به مقدار ۰/۶۱ رسیده است. سال ۱۳۹۷ تغییرات محسوسی نسبت به سال ۱۳۹۶ نداشته است. اما در سال ۱۳۹۸، با وجود عدم تغییر در قانون توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده، دوباره توزیع عوارض ارزش افزوده در سطح استان‌ها بدتر شده و مقدار ضریب جینی آن ۰/۶۷ بوده است.

۱. نتایج استان‌های بوشهر و خوزستان در سال ۱۳۹۵ به دلیل ناقصی اطلاعات فاقد اعتبار هستند.

چگونگی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در بین جمعیت شهری و روستایی در سطح کشور نیز با نابرابری‌هایی روبه‌رو بوده است. در سال ۱۳۹۵، ضریب جینی توزیع عوارض مناطق شهری مقدار ۰/۶۹ بوده است که از نابرابری بالای توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در مناطق شهری استان‌های کشور حکایت دارد. ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در سطح روستاها و مناطق روستایی کشور ۰/۴۱ بوده که هرچند نسبت به مناطق شهری وضعیت بهتری داشته است، ولی باز مقدار معناداری بوده است. اما در سال ۱۳۹۶، ضریب جینی مناطق شهری با بهبود جزئی به مقدار ۰/۶۲ رسیده است، ولی ضریب جینی مناطق روستایی نسبت به سال قبل وضعیت بدتری پیدا کرده و به مقدار ۰/۶۱ رسیده است. در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ تغییرات محسوسی نداشته و همواره بالای ۰/۶۰ و ۰/۵۰ بوده است. پس می‌توان بیان نمود که مقدار ضریب جینی بالای توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در سطح استانی و نیز شهری و روستایی گویای توزیع نابرابر عوارض مالیات بر ارزش افزوده در طی بازه ۱۳۹۵-۱۳۹۸ است.

جدول ۹: ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در سطح استان و بر اساس جمعیت شهری و روستایی

سال	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸
سطح شهری روستایی کل	۰/۴۱۲۶۲	۰/۶۰۸۷۵	۰/۶۱۵۴۶	۰/۵۸۰۷۹
کشور	۰/۶۹۱	۰/۶۱۸۳۸	۰/۶۵۲۲۱	۰/۶۹۹۴۲
شهری روستایی کل	۰/۶۴۰۶۴	۰/۶۰۸۷۵	۰/۶۱۵۴۶	۰/۵۸۰۷۹
کشور	۰/۶۹۱	۰/۶۱۸۳۸	۰/۶۵۲۲۱	۰/۶۹۹۴۲

همچنین، می‌توان ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده بین شهرستان‌ها (درون‌استانی) را تحلیل کرد.^۱ در حالت کلی، مقادیر ضریب جینی توزیع عوارض ارزش افزوده در سطح شهرستان‌های مختلف در سال ۱۳۹۵ بالا بوده است. شهرستان‌های استان تهران با ضریب توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده ۰/۸۶ بالاترین مقدار را داشته‌اند که این مقدار بیانگر ناعادلانه‌تر بودن توزیع بین‌شهرستانی در استان تهران نسبت به استان‌های دیگر کشور است. همچنین، توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده بین‌شهرستانی استان قزوین با مقدار ۰/۴۰ وضعیت نسبی بهتری نسبت به سایر استان‌های دیگر داشته است. اما در سال ۱۳۹۶، متناسب با تغییر قانون توزیع عوارض از حیثه

۱. این جدول در صورت درخواست از نویسنده مسئول، همراه با سایر جداول مورد اشاره در متن، در اختیار خواننده قرار خواهد گرفت.

هر شهرستان به استان، توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده نسبت به سال ۱۳۹۵ وضعیت نسبی بهتری پیدا کرده، به طوری که ضریب جینی عوارض بر مالیات بر ارزش افزوده کل شهرستان‌های کشور (۴۲۹ شهرستان) از ۰/۸۲ به ۰/۷۲ تغییر پیدا کرده است. توزیع عوارض بین شهرستانی در استان بوشهر با مقدار ضریب جینی ۰/۳۳ توزیع عادلانه‌تری نسبت به سایر استان‌های کشور داشته است. بیش‌ترین مقدار ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده بین شهرستانی مربوط به استان خراسان رضوی با مقدار ۰/۶۵ بوده است. در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ مقدار ضریب جینی توزیع عوارض در استان‌های کشور به غیر از استان تهران تقریباً ثابت بوده و تغییرات محسوسی نسبت به سال ۱۳۹۶ نداشته است. توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در سطح مناطق شهری و روستایی در شهرستان‌های مختلف به صورت نابرابر و ناعادلانه‌ای بوده و متناسب با آن مقدار ضریب جینی نسبتاً بالایی داشته است. در سال ۱۳۹۵، ناعادلانه‌ترین توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده در مناطق شهری، در شهرستان‌های استان تهران با مقدار ضریب جینی ۰/۸۷ بوده است. همچنین، مناطق روستایی شهرستان‌های استان سمنان نسبت به سایر مناطق کشور با مقدار ضریب جینی ۰/۲۳ توزیع عادلانه‌تری داشته‌اند.

اما در سال ۱۳۹۶، با توجه به تغییر اساسی در توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده که هم شامل تغییر حیطه شهرستان به استان و هم نحوه توزیع در بافت جمعیت شهری و روستایی است، توزیع عوارض در بین مناطق شهری و روستایی با تغییرات محسوسی همراه بوده است که معمولاً مناطق روستایی استان‌هایی که دارای بافت جمعیت شهری غالب بوده‌اند، همانند تهران و خراسان رضوی، وضعیت بهتری نسبت به سال ۱۳۹۵ داشته‌اند؛ به طوری که ضریب جینی مناطق روستایی شهرستان‌های استان تهران از ۰/۵۶ به ۰/۳۹ کاهش پیدا کرده است. همان‌طور که بیان گردید، در سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش افزوده تنها در شهرستان‌های استان تهران تغییرات محسوسی داشته و افزایش پیدا کرده است، که این تغییرات به دلیل تغییر مجدد قانون توزیع در شهر تهران و شهرستان‌ها متناسب با بافت جمعیتی تهران از قانون ۷۰-۳۰ درصد شهری و روستایی به ۸۸-۱۲ درصد شهری و روستایی بوده است که به افزایش توزیع ناعادلانه مالیات بر ارزش افزوده در مناطق روستایی منجر گردیده است.

حال پرسش اساسی آن است که اثرات توزیع نامتوازن مالیات ارزش افزوده بر اقتصاد استان چگونه است. با توجه به داده تابلویی که در این پژوهش در اختیار است، به این پرسش پاسخ می‌دهیم. معادله تصریح مورد علاقه ما در پژوهش حاضر به صورت زیر است:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it}$$

در این تصریح α_i متغیر ثابت استان و α_t متغیر ثابت سال است که به صورت متغیرهای مجازی تعریف شده‌اند. واحد مشاهده ما در این تصریح استان است، پس i برابر استان است. تمام اثرات ثابت استانی از جمله جمعیت استان، سطح سواد، و بیکاری و سایر متغیرهای مربوطه را که در طول چهار سال داده ما تغییرات اندکی داشته‌اند پوشش می‌دهد. y_{it} متغیر مورد علاقه ماست که می‌خواهیم اثر عوارض ارزش افزوده را روی آن بسنجیم. متغیر لگاریتم ارزش افزوده توزیعی در استان و همچنین سایر متغیرهای استان در x_{it} آمده است.

اولین تصریحی که مطالعه شد، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان y_{it} بود. جالب آن که در این تصریح مشاهده شد که مالیات ارزش افزوده توزیعی در استان و همچنین بین روستا و شهر تقریباً اثری بر تولید ناخالص داخلی استان ندارد. توجه به این نکته ضروری است که متغیر عوارض استانی بر اساس توضیحی که در بخش قبل داده شد، می‌توان فرض کرد به صورت برون‌زا تغییر کرده است. پس در این تحلیل تگرانی از درون‌زایی متغیر مالیات بر ارزش افزوده وجود ندارد. در عین حال، انتظار ما آن است که افزایش عوارض توزیعی در استان موجب افزایش تولید ناخالص داخلی استان شود. این اثر مثبت به دست می‌آید، ولی همان‌طور که توضیح داده شد، معنادار نیست. دلیل اصلی این نتیجه احتمال آن است که تعداد مشاهده‌های درون‌زمانی صرفاً ۳۱ استان است.^۱

دومین تصریح مورد علاقه آن است که آیا افزایش عوارض ارزش افزوده در یک استان بر نابرابری درآمدی در استان تاثیر می‌گذارد. نظریه اقتصادی بیان می‌کند اگر عوارض ارزش افزوده، که در اختیار استان قرار می‌گیرد، بیش‌تر باشد، باید نابرابری درآمدی درون‌استانی کاهش یابد. پس انتظار ضریب منفی در این تصریح وجود دارد. با توجه به آن‌که نشان داده شد سرانه توزیع عوارض ارزش افزوده بسیار ناعادلانه بین استان‌ها انجام می‌شود، اگر ضریب منفی مورد انتظار به دست آید، به این معناست که توزیع ناعادلانه عوارض باعث افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد و ضریب جینی را افزایش خواهد داد. جدول (۱۰)، نتایج تصریح مورد نظر را گزارش کرده است:

۱. نتایج این تصریح در صورت درخواست از نویسنده مسئول در اختیار خواننده قرار خواهد گرفت.

جدول ۱۰: اثر عوارض ارزش افزوده استان بر ضریب جینی استان

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
	جینی استانی	جینی شهری	جینی روستایی	جینی روستایی	جینی روستایی	جینی روستایی
لگاریتم عوارض	-۰/۰۵۶۳*	-۰/۰۵۹۹*	۰/۱۱۳	۰/۰۸۰۱	-۰/۰۸۵۳	-۰/۰۸۶۹
	(-۲/۰۰۴)	(-۲/۰۳۸)	(۰/۴۸۵)	(۰/۲۹۹)	(-۱/۴۵۲)	(-۱/۴۵۱)
لگاریتم تولید استانی	۰/۲۹۷	۰/۲۹۷	۵/۱۲۶	۵/۱۲۶	۵/۱۲۶	۵/۱۲۶
	(۱/۴۸۹)	(۱/۴۸۹)	(۱/۰۹۷)	(۱/۰۹۷)	(۱/۰۹۷)	(۱/۰۹۷)
ثابت	۰/۹۷۳	-۸/۱۴۹	-۳/۲۴۸	-۱۶۱/۴	۱/۲۹۸	-۱/۷۱۸
	(۱/۳۴۸)	(-۱/۳۶۵)	(-۰/۵۳۹)	(-۱/۰۸۹)	(۰/۸۹۸)	(-۰/۱۳۴)
اثر ثابت استان	Y	Y	Y	Y	Y	Y
اثر ثابت سال	Y	Y	Y	Y	Y	Y
مشاهده	۱۲۴	۱۲۴	۱۲۴	۱۲۴	۱۲۴	۱۲۴
R2	۰/۷۳۴	۰/۷۵۰	۰/۰۲۷	۰/۱۰۱	۰/۵۷۱	۰/۵۷۲

یادداشت: * در ۱۰ درصد معنادار است. خطاهای استاندارد در سطح استان خوشه‌بندی شده است و جملات خطا روبات است. اثرات ثابت استان و سال در تمام تصریحات کنترل شده است. متغیر وابسته لگاریتم ضریب جینی در سطح استان تصریح (۱) و (۲) و شهری استان (۳) و (۴) و روستایی هر استان (۵) و (۶) است.

علی‌رغم تعداد بسیار محدود مشاهده‌ها (۳۱ استان و ۴ سال)، مشاهده می‌شود که ضرایب عوارض استانی بر نابرابری درآمدی در استان معنادار است. هر درصد افزایش عوارض در سطح استان باعث می‌شود که ضریب جینی درآمدی در استان ۰/۰۵۶ درصد کاهش یابد. این اثر بسیار بزرگ و معنادار است. برای مطالعه مسیر اثرگذار تصریح مشابه برای عوارض شهری (روستایی) و ضریب جینی شهری (روستایی) هر استان هم مطالعه شده است. به نظر می‌رسد که اثر غالب کاهش نابرابری از مسیر عوارضی است که در سطح روستاهای استان توزیع شده است. دلیل هم آن است که منابع عوارض که در اختیار روستاها قرار بگیرد، احتمالاً دسترسی روستاییان به بازار را تسهیل می‌کند و آنان می‌توانند محصولات کشاورزی خود را در بازار به فروش برسانند. برای مطالعه آثار علی لازم است که داده‌های خردتر تحلیل شوند، که فراتر از پژوهش حاضر است.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با هدف بررسی آثار سیاست‌های بودجه‌ای دولت که از طریق درآمدهای انتقالی به دولت‌های محلی (شهرداری‌ها) بر متغیرهای اقتصادی مناطق مختلف تاثیر می‌گذارند، اثر قواعد مختلف توزیع عوارض ارزش‌افزوده در طی بازه ۱۳۹۵-۱۳۹۸ بر نابرابری و عدم توازن منطقه‌ای مورد بررسی قرار گرفت. لازم به یادآوری است که نحوه توزیع عوارض در سالیان مختلف هم در قوانین دائمی و هم در قوانین بودجه سنواتی همواره دستخوش تغییر شده است. این پژوهش با استفاده از داده‌های توزیع عوارض بین شهرستان‌ها (سامانه توزیع عوارض سازمان امور مالیاتی) نتیجه می‌گیرد که ضریب جینی توزیع عوارض مالیات بر ارزش‌افزوده در سطح استانی در سال ۱۳۹۵ ۰/۶۴ بوده که با تغییر قانون توزیع در سال ۱۳۹۶ با اندکی بهبود به ۰/۶۱ رسیده است. سال ۱۳۹۷ تغییرات محسوسی نسبت به سال ۱۳۹۶ نداشته، اما سال ۱۳۹۸ با توزیع ناعادلانه‌تر عوارض مالیات بر ارزش‌افزوده مواجه بوده‌ایم، به طوری که ضریب جینی توزیع آن با اندکی افزایش به ۰/۶۷ رسیده است.

در بخش منابع، در ابتدا توجه به این نکته ضروری است که تبدیل سهم شهرداری‌ها از عوارض شهری به سهمی از مالیات بر ارزش‌افزوده بر اساس محاسبات نسبت عوارض در میانه دهه ۱۳۸۰ از کل ارزش‌افزوده بود. پس بر اساس محاسبات آن زمان حدود ۱ درصد از مالیات ارزش‌افزوده معادل سهم عوارضی بود که شهرداری‌ها از کالا اخذ می‌کردند. بر اساس این، افزایش سهم شهرداری‌ها به صورت نسبی از کل مالیات ارزش‌افزوده غیرمنطقی و صرفاً باعث بزرگ شدن سهم شهرداری‌ها و افزایش کسری بودجه دولت می‌شود. بنابراین، برخلاف آن که در قانون اخیر مالیات بر ارزش‌افزوده سال ۱۴۰۰ تصویب شده است، پیشنهاد می‌شود سهم عوارض بر ارزش‌افزوده به همان ۳ درصد قانون برنامه ششم کاهش یابد.

بر بخش مصارف که عمده تمرکز این پژوهش بوده است، پس از مرور تجربه جهانی و تجربه کشور ایران با تمرکز بر نابرابری در توزیع، پیشنهادهای زیر به منظور بهبود سازوکار تخصیص عوارض به شهرداری‌ها و دهیاری‌ها ارائه می‌گردد:

تامین بر خورداری از حداقل خدمات موضوع شهرداری‌ها و دهیاری‌ها: حوزه عمل شهرداری‌ها و دهیاری‌ها در ایران مشخص است و حیطه‌های پرهزینه‌ای مانند آموزش و پرورش، بهداشت، و امنیت خارج از حیطه عمل آن‌ها قرار می‌گیرند. در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تنها بخشی از درآمدهای انتقالی از دولت مرکزی به دولت‌های محلی به صورت بدون قید و شرط تحت برنامه اشتراک درآمد عمومی به منظور تامین مالی بودجه آن‌ها در اختیارشان

قرار می‌گیرد. بخش عمده درآمدهای انتقالی با سازوکارها و قواعد مختلف به‌گونه‌ای پرداخت می‌شوند که هزینه لازم برای ارائه خدمات اولیه در حیطه عمل دولت محلی (در این‌جا شهرداری‌ها و دهیاری‌ها) تامین گردد. در شیوه توزیعی که در ایران رایج است، شاخص‌های برخورداری از خدمات و زیرساخت‌های شهری و روستایی (مانند وضعیت زیرساخت‌های ارتباطی، خدمات بازیافت، حمل‌ونقل عمومی و ...) هیچ تاثیری بر میزان پرداختی به شهرداری‌ها و دهیاری‌های کشور ندارد. در واقع، توزیع بودجه به شهرداری‌ها و دهیاری‌ها از نیازهای حتی اولیه شهرها و روستاها در حوزه خدمات شهری مستقل است. علاوه بر این، بر هزینه‌کرد شهرداری‌ها و دهیاری‌ها به منظور تحقق بهره‌مندی از حداقل خدمات، محدودیت و قیدی وجود ندارد. این در حالی است که در بسیاری از کشورها پرداخت‌های دولت مرکزی به شهرداری‌ها، آن‌ها را مکلف به هزینه‌کرد در حوزه‌های مشخص یا تحقق اهداف مشخص می‌نماید. قاعدتاً باید بین مناطق مختلف (کلان‌شهرها، شهرهای کوچک، روستاها، و ...) تفاوت‌هایی در تعریف حداقل خدمات وجود داشته باشد. در روستاها مسئله حمل‌ونقل عمومی موضوعیتی ندارد، ولی برای کلان‌شهرها و شهرهای بزرگ واجد اولویت بالایی است. از سوی دیگر، در بسیاری از روستاها مشکل بهسازی شبکه‌های معابر جدی است، در حالی که در شهرهای بزرگ و کلان‌شهرها این مشکل بسیار محدودتر است. در کشوری با تنوع اقلیمی و جغرافیایی مانند ایران مشکل پسماند در شهرهای ساحلی، جنگلی، روستاها، کلان‌شهرها، کویر، حاشیه رودخانه‌ها و ... تفاوت‌هایی دارد که در تعریف حداقل خدمات باید لحاظ شود.

معکوس ظرفیت مالی سرانه: برنامه اشتراک درآمد مالیاتی بین دولت و شهرداری‌ها و دهیاری‌ها در ایران تنها در حیطه مالیات بر ارزش افزوده صورت می‌گیرد. شایان ذکر است که برخلاف برخی از کشورها، شهرداری‌ها در تحقق درآمد موضوع انتقال (در این‌جا مالیات بر ارزش افزوده) به صورت مستقیم هیچ نقشی بر عهده ندارند و این موضوع به‌طور بالقوه می‌تواند آثار سوء انگیزشی داشته باشد. منظور از ظرفیت مالی میزان درآمد داخلی بالقوه قابل تحقق توسط دولت‌های محلی (در این‌جا شهرداری‌ها و دهیاری‌ها) است. علاوه بر تامین حداقل خدمات، معکوس ظرفیت مالی سرانه یکی دیگر از شاخص‌های اصلی مورد استفاده در تجربه جهانی برای توزیع درآمدها بین مناطق مختلف است. در صورتی که برآوردی از امکانات شهرداری‌ها و دهیاری‌های سراسر کشور برای تجهیز منابع صورت گیرد، توزیع با توجه به این قاعده، می‌تواند از آثار سوء انگیزشی برای تجهیز منابع توسط دولت‌های محلی بکاهد. از طرف دیگر، این شاخص معیار مناسبی برای توانایی دولت‌های محلی برای تجهیز منابع و هزینه به‌ازای هر شهروند است. در صورتی که کمک‌های دولت مرکزی به بهبود این

شاخص باری رساند، می‌تواند به توسعه عدالت توزیعی منجر شود. در کشورهای مختلف، بسته به نظام اطلاعاتی موجود، از روش‌های مختلفی برای برآورد این نسبت بهره گرفته می‌شود. عکس درآمد سرانه یکی از ساده‌ترین شاخص‌هایی است که می‌تواند به این منظور مورد استفاده قرار گیرد.

ارتباط با منابع بودجه‌ای تخصیصی به مناطق: در حال حاضر، هیچ ارتباطی بین درآمدهای انتقالی به شهرداری‌ها و دهیاری‌ها از محل قانون مالیات بر ارزش افزوده و سایر منابع بودجه‌ای تخصیص یافته به مناطق وجود ندارد. در اختصاص این منابع، به منظور توزیع عادلانه‌تر، باید بین طرح‌های تملک سرمایه‌ای هر منطقه، و نیز مشارکت دولت از محل منابع بودجه عمومی برای سرمایه‌گذاری در طرح‌هایی که در حیطه مسئولیت‌های شهرداری‌ها و دهیاری‌ها قرار می‌گیرد، پیوند برقرار شود. در صورتی که منابعی به صورت بی‌قید و شرط در اختیار شهرداری‌ها و دهیاری‌ها قرار گیرد، و از طرف دیگر منابع بودجه عمومی نیز به صورت مستقل صرف امور مختلف در مناطق گردد، ممکن است در عمل به نابرابری توزیع منابع عمومی بین مناطق مختلف منجر شود.

نیاز به اشاره است که داده‌های این پژوهش منحصر به بخشی از سهم عوارض توزیعی بین شهرداری‌ها و دهیاری‌هاست که مستخرج از سازمان امور مالیاتی و سامانه توزیع عوارض تخصیص یافته است. پژوهش‌های تفصیلی در آینده که داده‌ها و اطلاعات بخش دیگری از عوارض توزیعی سازمان شهرداری‌ها و دهیاری‌های وزارت کشور را مورد مطالعه قرار خواهند داد، یافته‌های پژوهش حاضر را تکمیل خواهند کرد.

اظهاریه قدردانی

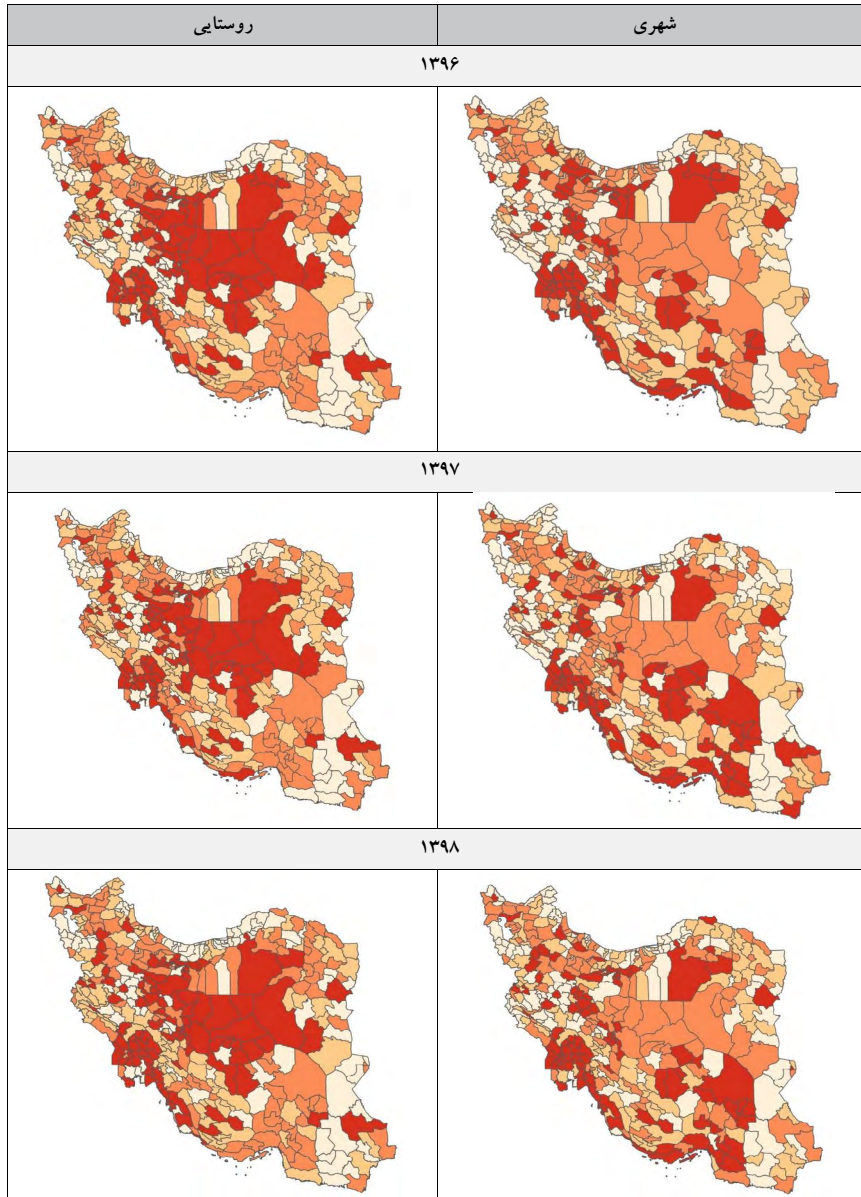
نویسندگان سپاسگزار سازمان امور مالیاتی و امور اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه برای در دسترس قرار دادن داده‌ها و اطلاعات و فراهم کردن امکان انجام پژوهش هستند. همچنین، از داوران ناشناس و ویراستار علمی محترم نشریه (مازیار چابک) نیز که موجبات بهبود پژوهش را فراهم آوردند، قدردانی می‌شود.

منابع

الف) انگلیسی

Aragón, F. M., & Gayoso, V. J. (2005). Intergovernmental Transfers and Fiscal Effort in

- Peruvian Local Governments. Available at SSRN 773666. <https://doi.org/10.2139/ssrn.773666>
- Boadway, R. W., & Shah, A. (2007). *Intergovernmental Fiscal Transfers: Principles and Practices*: World Bank Publications.
- Boadway, R., & Shah, A. (2009). *Fiscal Federalism: Principles and Practice of Multiorder Governance*: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511626883>
- Dilger, R. J. (2015). *Federal Grants to State and Local Governments: A Historical Perspective on Contemporary Issues*: Congressional Research Service.
- Junghum, K., & Jorgen, L. (2008). Measuring Local Government Expenditure Needs. *Korea Institute of Public Finance, Danish Ministry of Social Welfare, Copenhagen*.
- Kim, E., & Samudro, Y. N. (2017). The Impact of Intergovernmental Transfer Funds on Interregional Income Disparity in Indonesia. *International Journal of Urban Sciences*, 21(1), 22-40. <https://doi.org/10.1080/12265934.2016.1240626>
- Kitchen, H., McMillan, M., & Shah, A. (2019). *Local Public Finance and Economics: Theory and the Practice—Introduction and Overview*. In: *Local Public Finance and Economics*. Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-3-030-21986-4_1
- Raeispour, A., & Pajooyan, J. (2014). A Survey on Public Health Expenditure Investment Effects to Economic Growth & Productivity in Iran: A Regional Approach. *Planning and Budgeting*, 18(4), 43-68. <http://jpbud.ir/article-1-1116-fa.html>
- Shah, A. (1991). The New Fiscal Federalism in Brazil. *PRE Working Paper Series, No. 557*
- Shah, A. (1994). *The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies*: World Bank Books. <https://doi.org/10.1596/0-8213-2836-0>
- Shah, A. (2006). *Local Governance in Developing Countries*: World Bank Publications.
- Shah, A. (2012). Autonomy with Equity and Accountability: Toward a More Transparent, Objective, Predictable and Simpler (TOPS) System of central Financing of Provincial-Local Expenditures in Indonesia. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 6004. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6004>
- Shah, A. (2014). Fiscal Federalism and Macroeconomic Governance: For Better or for Worse. *Annals of Economics and Finance*, 15(1), 243-282.
- Shah, A., Qibthiyah, R., & Dita, A. (2012). General Purpose Central-Provincial-Local Transfers (Dau) in Indonesia: From Gap Filling to Ensuring Fair Access to Essential Public Services for All. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 6075. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6075>
- Slack, E. (2007). *Managing the Coordination of Service Delivery in Metropolitan Cities: The Role of Metropolitan Governance*: World Bank Publications. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-4317>
- Yarmohammadian, N., & Aghajani Memaar, E. (2014). Typology of Budgeting Transaction of Government to Municipalities (Local Government) in Iran. *Planning and Budgeting*, 19(2), 169-196. <http://jpbud.ir/article-1-1191-fa.html>
- Yeeles, A. (2015). Intergovernmental Fiscal Transfers and Geographical Disparities in Local Government Income in the Philippines. *Journal of Southeast Asian Economies*, 32(3), 390-401. <https://doi.org/10.1355/ae32-3f>



شکل ۱پ: پنجک‌های میانگین سرانه عوارض توزیعی به شهرستان‌های کشور به تفکیک شهری، روستایی، و کل (۱۳۹۵-۱۳۹۸)

تحلیل اثر دوگانه تورم بر نابرابری درآمد در ایران: با تاکید بر سبد کل و گروه‌های کالایی

sh.zaroki@umz.ac.ir

شهریار زرکی

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول).

omran@umz.ac.ir

وحید تقی‌نژاد عمران

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

عالیه محمودی عالمی

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۱

دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۳۰

چکیده: در پژوهش حاضر تلاش شده است که اثرات دوگانه تورم بر نابرابری درآمد در سبد کل و گروه‌های کالایی در ایران بررسی شود. برای این منظور، از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و داده‌های سالانه ۱۳۹۹-۱۳۵۱ استفاده می‌شود. الگوی پژوهش در دو قالب با هدف برآورد اثر نامتقارن تورم سبد کل و تورم هفت گروه کالایی (شامل ۱. خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات؛ ۲. اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه؛ ۳. بهداشت و درمان؛ ۴. مسکن، سوخت و روشنایی؛ ۵. تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران و هتل؛ ۶. حمل‌ونقل و ارتباطات؛ و ۷. پوشاک و کفش) بر نابرابری درآمد (سهام ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین) در قالب غیرخطی (نامتقارن) تصریح و برآورد شد. نتایج در قالب اول (با توجه به تورم سبد کل) حاکی از آن است که تورم با اثر متقارن و برخلاف آن نرخ بیکاری با اثر نامتقارن بر نابرابری درآمد همراه است. مخارج اجتماعی دولت به‌طور معکوس بر نابرابری اثرگذار است و تولید سرانه نیز رابطه‌ای با شکل معکوس با نابرابری درآمد دارد. در قالب دوم، در بلندمدت افزایش‌ها و کاهش‌ها در نرخ تورم گروه بهداشت اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد. نرخ تورم در دو گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، و گروه تفریح و امور فرهنگی با اثری مستقیم و متقارن بر نابرابری درآمدی در ایران همراه است. نرخ تورم در گروه‌های اثاثیه منزل و مبلمان، مسکن، حمل‌ونقل، ارتباطات، و پوشاک به‌طور معکوس و نامتقارن بر نابرابری درآمد اثرگذار است. سایر نتایج حاکی از آن است که اگرچه سطح نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران بعد از انقلاب کاهش یافته است، ولی در دوران جنگ تفاوت معناداری با سایر سال‌ها ندارد.

کلیدواژه‌ها: تورم، گروه‌های کالایی، نابرابری درآمد، الگوی نامتقارن، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E31, D31, C22.

مقدمه

توزیع نابرابر درآمد سبب بروز مشکلات سیاسی و چالش‌های اخلاقی فراوانی برای جوامع انسانی می‌شود. مقایسهٔ حجم و شدت توزیع درآمد می‌تواند بیانگر اثر پیشرفت اقتصادی بر افزایش استاندارد زندگی افراد در جوامع باشد. بهبود وضعیت توزیع درآمد همواره از اهداف اصلی بوده که توسط سیاستگذاران سیاسی و اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. وضعیت توزیع درآمد در جوامع مختلف فقط از لحاظ اقتصادی اهمیت ندارد، بلکه در ابعاد سیاسی و اجتماعی نیز دارای اهمیت است. تجربه‌های گذشته و گوناگون رشد و توسعه نیز این واقعیت را نشان می‌دهد که موفقیت اقدامات بلندمدت و پایدار حکومت‌ها در زمینه رشد و توسعه اقتصادی جامعه، مشروط به در نظر گرفتن آثار و پیامدهای توزیعی سیاست‌ها از جمله توزیع عادلانه درآمد در جوامع است. مسئله توزیع درآمد بیش‌تر از دید مسائلی مانند عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار گرفته است. این امر سبب می‌شود که راه‌حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل پیشنهاد گردد، در حالی که پدیدهٔ نابرابری توزیع درآمد به علت مقاومت نیروهای درونی از خود پایداری نشان می‌دهد و اجرای سیاست‌های کوتاه‌مدت و بدون شناخت عوامل تاثیرگذار، پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد و رشد اقتصاد به همراه دارد. بنابراین، برای مقابله با مسئله توزیع ناعادلانه درآمد می‌بایست عوامل موثر بر آن شناخته شوند و با توجه به اثرات آن‌ها بر توزیع درآمد به اتخاذ سیاست‌های درست و مناسب در راستای بهبود نابرابری در سطوح و دهک‌های مختلف جامعه اقدام نمود (Komijani Mohammadzadeh, 2014).

بالا بودن تورم دائماً یکی از خصوصیت‌های اقتصاد ایران در چندین دهه اخیر بوده، به طوری که به پدیدهٔ مزمنی تبدیل شده است. این پدیدهٔ اقتصادی (تورم) به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که نه تنها آثار مثبت و منفی اقتصادی، بلکه پیامدهای اجتماعی نیز به همراه دارد، به گونه‌ای که حتی در موفقیت و نابودی دولت‌ها در نظام‌های دموکراتیک تاثیرگذار است. تا جایی که مردم برحسب کارایی دولت‌ها در مقابله با مسئله تورم، درباره ادامه فعالیت سیاستمداران حاضر در مسند قدرت، قضاوت و تصمیم‌گیری می‌کنند (Mehrjani, 2010). در این راستا و با توجه به این که تورم بالا همواره به عنوان یکی از ویژگی‌های اقتصادهای در حال توسعه از جمله ایران است و با آثار وسیع اقتصادی و اجتماعی همراه است، تلاش برای تدوین سیاست‌های جامع به منظور پیشبرد فرایند توسعهٔ اقتصادی ایجاب می‌کند که آثار تورم بر طبقات مختلف اجتماعی در جامعه مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. تحلیل‌های اقتصاد خرد بیانگر این است که به علت افزایش بیش‌تر قیمت اجناسی که سهم بیش‌تری در سبد مصرفی خانوارهای کم‌درآمد دارند، در مقایسه با اجناسی که نقش عمده‌ای در بودجهٔ طبقه مرفه و پردرآمد

جامعه بازی می‌کنند و همچنین، به دلیل استفاده بیش تر طبقات پایینی از طریق درآمدهای ثابت، تورم عاملی مهم برای افزایش شکاف طبقاتی در ایران است (Mehrbani, 2010).

در مجموع، با توجه به اهمیت موضوع تورم و تاثیر آن بر نابرابری درآمد، مطابق با پژوهش‌های پیشین، اثر تورم کل در قالبی متقارن بر نابرابری درآمد بررسی شده است. نخست، پژوهش حاضر به دنبال بررسی اثر نامتقارن تورم کل بر نابرابری درآمد است، و دوم این‌که اثر نامتقارن تورم را در گروه‌های مختلف کالایی (شامل ۱. خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات؛ ۲. اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه؛ ۳. بهداشت و درمان؛ ۴. مسکن، سوخت، و روشنایی؛ ۵. تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران، و هتل؛ ۶. حمل‌ونقل و ارتباطات؛ و ۷. پوشاک و کفش) بر وضعیت نابرابری درآمد در ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. در واقع، هدف پژوهش حاضر پاسخ به این پرسش است که آیا میزان اثرپذیری نابرابری توزیع درآمد از افزایش‌ها در تورم (سبد کل و گروه‌های کالایی) متفاوت از کاهش‌ها در تورم (سبد کل و گروه‌های کالایی) است یا خیر؟ به عبارت دیگر، آیا می‌توان اثری نامتقارن از تورم (کل و گروه‌های کالایی) را بر نابرابری درآمد در ایران متصور شد یا خیر؟ به این منظور، از روش غیرخطی در پردازش داده‌ها استفاده می‌شود. غالب الگوهای موجود در اقتصادسنجی خطی است که در آن اندازه مطلق اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی با روند کاهش‌ی آن متفاوت نیست. به عبارت دیگر، در یک برآورد خطی از تحلیل اثر تورم (در سبد کل یا گروه‌های کالایی) بر نابرابری درآمد چنین تفسیری مرسوم است که اگر با افزایش تورم (در سبد کل یا گروه‌های کالایی) نابرابری درآمد به اندازه ϕ واحد افزایش یابد، آنگاه به صورت همزمان با کاهش تورم (در سبد کل یا گروه‌های کالایی) نیز نابرابری درآمد به میزان ϕ واحد کاهش می‌یابد. ولی آنچه در واقعیت رخ می‌دهد، ممکن است این‌گونه نباشد و اثر افزایش تورم (در سبد کل یا گروه‌های کالایی) بر نابرابری درآمد، متفاوت با اثر کاهش آن باشد. به عبارت دیگر، ممکن است نوع و اندازه اثر افزایش‌ها در تورم بر نابرابری درآمد متفاوت از نوع و اندازه اثر کاهش‌ها در آن باشد. در این حالت، اثر تورم بر نابرابری نامتقارن است. توضیح بیش‌تر آن‌که اگر مطابق با انتظار اثر تورم بر نابرابری درآمد مستقیم (نامطلوب) فرض شود، چنانچه به هنگام افزایش‌ها در تورم اندازه اثر از نظر آماری برابر با اندازه اثر هنگام کاهش‌ها باشد، اثر تورم متقارن، و هر حالتی غیر از آن، دال بر نامتقارنی اثر تورم بر نابرابری درآمد است. این موضوع، نگارندگان پژوهش را بر آن داشت که با توجه به پژوهش‌های صورت‌گرفته در این زمینه، ضمن بررسی اثر نامتقارن تورم بر نابرابری درآمد در سبد کل کالاها و خدمات در ایران به بررسی و آزمون اثر نامتقارنی تورم گروه‌های کالایی بر نابرابری درآمد بپردازند. فرضیه صفر در این پژوهش

وجود تقارن در اثرگذاری تورم (در سید کل یا گروه‌های کالایی) بر نابرابری درآمد، و نپذیرفتن، به مفهوم وجود نامتقارنی در اثرگذاری اثر تورم است. برای دستیابی به چنین پردازشی لازم است از الگوهای نامتقارن استفاده شود. بر اساس این، با استفاده از پژوهش **شین و همکاران (۲۰۱۴)**، از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در تبیین و تشریح نامتقارنی استفاده شده است.

مبانی نظری پژوهش

اثر تورم بر نابرابری درآمد حکم کلی و واحدی ندارد. ولی به جرئت می‌توان بیان کرد، چنانچه تورم به علت فشار و اعمال قدرت گروه اجتماعی خاصی مانند کارگران، توزیع‌کنندگان یا تولیدکنندگان باشد، دست‌کم برای یک زمان معین، گروه شروع‌کننده برنده و دیگران بازنده خواهند بود. بر طبق این گفته، در جوامعی که همه گروه‌های اجتماعی و اقتصادی برای دفاع از حقوق خود در حکومت نماینده دارند، تورم به‌طور موقت برابری درآمد را تغییر خواهد داد. بنابراین، تورم بر نابرابری درآمد اثری دوگانه خواهد داشت. در باب تبیین اثر تورم بر نابرابری درآمد می‌توان به شش مجرا اشاره کرد. مجرای نخست، مبتنی بر کاهش قدرت خرید است، به‌نحوی که تورم به کاهش قدرت خرید پول منجر می‌شود و این بحث دست‌کم از چهار طریق بر نابرابری درآمدی اثرگذار خواهد بود. نخست، تاثیر بر درآمد حقیقی است. با ثابت بودن دستمزدهای اسمی و با افزایش تورم، درآمد حقیقی کاهش پیدا می‌کند و همه افرادی که درآمد ثابت دارند یا قادر به تغییر درآمدهای خود مطابق با افزایش قیمت‌ها نیستند (مانند کارمندان دولت، کارگران، و حقوق‌بگیرانی که دستمزدهای خود شاخص‌بندی نمی‌شود)، ضرر می‌کنند و قدرت خرید واقعی آن‌ها کاهش پیدا می‌کند. این اثر برای همه یکسان نیست، زیرا برخی افراد (مخصوصاً صاحبان درآمدهای بالا)، ممکن است درآمد ثابتی دریافت نکنند و درآمد اسمی آن‌ها با تورم افزایش یابد. در صورتی که درآمد اسمی طبقه پایین درآمدی تغییری نخواهد کرد. بنابراین، تورم از این راه به افزایش نابرابری درآمد منجر خواهد شد (**Easterly Fisher, 2001**). دوم، تاثیر بر ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی. تورم به کاهش ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی دولت مانند یارانه‌های نقدی و بیمه‌های بیکاری منجر می‌گردد. زیرا کسانی دریافت‌کنندگان پرداخت‌های انتقالی هستند که معمولاً درآمد کمی دارند. اگر این پرداخت‌های انتقالی (یارانه‌های نقدی) با تورم تعدیل نشود و مطابقت پیدا نکند، تورم از این کانال باعث ایجاد نابرابری درآمدی می‌شود (**Galli Von der Hoeven, 2001**). سوم، تاثیر بر ارزش حقیقی دارایی‌های پولی. اقشار مختلف برای جبران کاهش قدرت خرید خود که ناشی از تورم است، توان متفاوتی دارند. به‌طور معمول، ثروتمندان

توانایی بیش‌تری برای ایمن کردن خود در برابر شوک‌های ناشی از تورم دارند. این افراد معمولاً سبدی را از دارایی‌های متنوع سرمایه‌گذاری می‌کنند و از این راه اثر تورم را پوشش می‌دهند. این کار برای افرادی با درآمد پایین چندان راحت نیست، زیرا برای ورود به این فعالیت‌ها به حداقلی از دارایی نیاز است که این افراد قادر به تأمین این دارایی نیستند. بنابراین، افراد با درآمد کم‌تر نسبت به ثروتمندان، بخش بیش‌تری از دارایی‌های خود را به صورت پول نقد نگهداری می‌کنند. بنابراین، بیش‌تر از ثروتمندان در برابر کاهش قدرت خرید ناشی از تورم متضرر می‌گردند. بنابراین، افزایش تورم منجر می‌شود که ارزش حقیقی دارایی‌های پولی کاهش یابد و در نهایت، این امر موجب افزایش نابرابری می‌گردد (Galli Von der Hoeven, 2001). چهارم، تأثیر بر ارزش حقیقی بدهی‌های اسمی. افزایش تورم سبب کاهش ارزش حقیقی بدهی‌های اسمی می‌شود. بنابراین، توزیع دوباره درآمد از بستانکاران به بدهکاران انجام می‌شود، و به بیان دیگر، بدهکاران از افزایش تورم منفعت کسب می‌کنند. چرا که دیونی را پرداخت می‌کنند که قدرت خرید واقعی آن‌ها کاهش پیدا کرده است. از آن‌جا که به‌طور میانگین، افراد با درآمد کم‌تر (فقرا) بدهکار خالص هستند، افزایش تورم از این راه به‌طور متوسط به نفع فقرا می‌شود که در نهایت نابرابری کاهش می‌یابد. رومر و رومر (1998)، تأیید می‌کنند که در واقع افراد با درآمد کم‌تر بدهکار هستند، ولی از آن‌جایی که این میزان بدهی (دست‌کم به‌طور میانگین) خیلی بزرگ نیست، امکان دارد اهمیت اقتصادی این تأثیر کم باشد.

مجرای دوم در اثرگذاری نرخ تورم بر نابرابری درآمد، نرخ بهره حقیقی است. برای هر نرخ بهره اسمی معین، افزایش نرخ تورم به‌طور متناسب سبب کاهش نرخ بهره حقیقی خواهد شد. کاهش نرخ بهره حقیقی به کاهش نابرابری منجر می‌شود، زیرا در دهک‌های پایین نسبت به دهک‌های بالای توزیع درآمد، تعداد بیش‌تری از بدهکار خالص قرار دارند. بنابراین، تورم با کاهش نرخ بهره حقیقی سبب می‌شود وضع بدهکاران نسبت به بستانکاران بهبود یابد و از این کانال به بهبود نابرابری درآمد منجر می‌شود (Galli Von der Hoeven, 2001).

مجرای سوم مبتنی بر سیستم مالیاتی است. با این توضیح که هنگام افزایش تورم، سیستم مالیاتی تصاعدی سبب بازتوزیع درآمد می‌شود. در این سیستم مالیاتی، افزایش تورم سبب می‌شود که افراد در دهک‌های بالای درآمدی، در محدوده‌ای با نرخ مالیاتی بالاتر قرار بگیرند و در نتیجه آن، نابرابری درآمد کاهش یابد (Heer Süßmuth, 2007).

مجرای چهارم در ارتباط با منحنی فیلیپس است. مطابق با منحنی فیلیپس، رابطه‌ای معکوس بین تورم و بیکاری وجود دارد، به‌طوری که سطوح بالای تورم به کاهش بیکاری منجر می‌شود. با توجه

به این مسئله که بیکاری یکی از اصلی‌ترین متغیرهای موثر بر سطح و میزان فقر در جامعه است، بالا رفتن نرخ تورم می‌تواند از راه کاهش نرخ بیکاری به بهبود وضعیت توزیع درآمد و کاهش فقر در جامعه کمک کند. ولی این مدل که مبنای طراحی آن برای کشورهای صنعتی و پیشرفته است، بر پایه شواهد تجربی رد شده است (نظری و مظاهری، ۱۳۹۰). به بیان دیگر، با توجه به مدل فیلیپس، رابطه بین تورم و بیکاری غیرمستقیم است، یعنی افزایش تورم به کاهش نرخ بیکاری منجر می‌شود. اگر میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کم‌تر باشد یا به عبارتی، اگر نرخ بیکاری زیاد باشد، میزان و شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش می‌یابد. همچنین، با افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری که در نهایت به افزایش درآمدها منجر می‌شود، وضعیت زندگی مردم بهبود می‌یابد و میزان و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاهش پیدا می‌کند. بنابراین، از لحاظ نظری، انتظار می‌رود که بیکاری همواره رابطه مستقیمی با شاخص‌های توزیع درآمد داشته باشد. پس نرخ بیکاری با افزایش تورم کاهش می‌یابد و با افزایش اشتغال، از میزان فقر و نابرابری کاسته می‌شود؛ البته این فرضیه با توجه به شواهد تجربی مورد قبول واقع نمی‌شود (Komijani Mohammadzadeh, 2014).

مجرای پنجم، مبتنی بر رشد بلندمدت است. کاهش تورم می‌تواند با ایجاد ثبات در اقتصاد کلان و بنابراین، تحریک سرمایه‌گذاری، رشد بلندمدت را افزایش دهد. اگرچه ارتباط بین نابرابری درآمد و رشد به لحاظ تجربی و نظری روشن نیست، ولی انتظار می‌رود رشد بلندمدت پایدار به کاهش نابرابری درآمد منجر شود. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود که افزایش تورم از راه کاهش رشد بلندمدت به افزایش نابرابری منجر گردد، ولی اثر مثبت کاهش تورم بر رشد فقط به کشورهایی با تورم اولیه بالا (معمولاً ابرتورم) مربوط می‌شود. در اقتصادهایی با تورم متوسط و پایین، تقریباً احتمال ندارد که تورم درجه‌ای از بی‌ثباتی اقتصاد کلان را به وجود آورد که به کاهش سرمایه‌گذاری، و در نتیجه، کاهش رشد بلندمدت منجر شود. پژوهش‌های تجربی بیانگر این امر است (Galli Von der Hoeven, 2001).

مجرای ششم، مبتنی بر مفهوم مالیات تورمی است. برجسته‌ترین داوری‌ها دربارهٔ تورم، فقر، و توزیع درآمد بدبینانه است. در کشورهایی مانند ایران که دولت نقش مهمی در اقتصاد دارد، دگرگونی‌های بزرگی در حجم نقدینگی توسط دولت به وجود می‌آید و تورم را می‌توان گونه‌ای پس‌انداز اجباری محسوب کرد که به تملک دولت درمی‌آید. در اصطلاح به این پس‌انداز، مالیات تورمی می‌گویند. در واقع، دولت با افزایش حجم نقدینگی و ایجاد تورم از راه افزایش قیمت از شهروندان مالیات می‌گیرد و گونه‌ای از جریان انتقال ثروت، از کسانی که دارای درآمدهای ثابت هستند، به سوی کسانی که افزایش حجم نقدینگی به آن‌ها تعلق می‌گیرد، پدید می‌آید. این روند از راه گسترش

اعتبارات صورت می‌گیرد و باعث بالا گرفتن مشکلات اقتصادی و افزایش شکاف فقر و بدتر شدن توزیع درآمد در جامعه می‌شود (نظری و مظاهری، ۱۳۹۰).

با توجه به توضیحات بالا، اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد در بلندمدت مبهم است. در این راستا، گالی و فن در هوون (۲۰۰۱) معتقدند که اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد در بلندمدت به نرخ اولیه تورم بستگی دارد. چنانچه نرخ تورم زیاد باشد، کاهش تورم می‌تواند از راه آثار مثبت آن، نابرابری درآمد را کاهش دهد. بنابراین، می‌توان گفت رابطه‌ای غیرخطی بین تورم و نابرابری درآمد وجود دارد. نتایج پژوهش‌های تجربی مانند مونین (۲۰۱۴)، نیز از این دیدگاه حمایت می‌کنند.

پیشینه پژوهش

بالر (۲۰۰۱)، با استفاده از داده‌های ۷۵ کشور جهان طی سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۷۰ و طبقه‌بندی کشورها بر اساس متغیرهای مجازی به سه گروه تورم حاد، تورم بالا، و تورم پایین، نتیجه می‌گیرد که رابطه بین تورم و نابرابری درآمد به صورت غیرخطی است. همچنین، او دریافت که کاهش تورم شتابان به‌طور معناداری نابرابری توزیع درآمد کم‌تری ایجاد می‌کند و کاهش بیش‌تر تورم به سطوح خیلی پایین به افزایش نابرابری منجر می‌گردد. گالی و فن در هوون (۲۰۰۱)، با روش داده‌های تابلویی اثرات سیاست پولی و تورم را بر نابرابری درآمد در اقتصادهای توسعه‌یافته (آمریکا و منتخبی از کشورهای OECD) در بازه زمانی ۱۹۹۶-۱۹۷۳ بررسی نمودند. نتیجه این پژوهش نشان می‌دهد که اثرات سیاست پولی و تورم بر نابرابری، بستگی به نرخ اولیه تورم دارد و رابطه‌ای U شکل بین این دو متغیر وجود دارد. همچنین، اگرچه سیاست پولی محدودکننده در کشورهایی با تورم بالا اغلب برای نابرابری سودمند است، ولی کاهش تورم در اقتصادهایی با تورم اولیه پایین ممکن است نابرابری را افزایش دهد. هیر و سوسموث (۲۰۰۷)، با استفاده از الگوی تعادل عمومی نسل‌های همپوش^۱ برای آمریکا به بررسی اثر تورم بر توزیع رفاه می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که بین تورم و نابرابری رابطه‌ای به‌شدت قوی وجود دارد و همبستگی بین تورم و نابرابری به لحاظ آماری معنادار است، به‌نحوی که با افزایش نرخ تورم، نابرابری توزیع درآمد افزایش می‌یابد. تالاسینوس و همکاران (۲۰۱۲)، تاثیر تورم بر نابرابری درآمد را در سیزده کشور اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی می‌کنند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تورم تاثیر مثبتی بر نابرابری درآمد کشورهای مورد پژوهش دارد. بالکیلار و همکاران (۲۰۱۸)، رابطه بین نرخ تورم و نابرابری درآمد را در

میان ایالت‌های آمریکا با تخمین‌زن متغیر ابزاری در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه بین نابرابری درآمد و تورم به سطح تورم بستگی دارد. رابطه مثبت بین این دو متغیر زمانی رخ می‌دهد که دولت‌ها از سطح آستانه‌ای تورم عبور کنند. در مقدار کم‌تر از سطح تورم آستانه‌ای، نرخ تورم موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی بین نرخ تورم و نابرابری درآمد وجود دارد. **صیامینینی و هادسون (۲۰۱۹)**، با آزمون علیت گرنجر و الگوی تصحیح خطای برداری رابطه بین تورم و نابرابری درآمد را در ۶۶ کشورهای در حال توسعه و ۲۴ کشور توسعه‌یافته در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ ارزیابی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که بین متغیرها همجمعی بلندمدتی برقرار است. وجود یک رابطه غیرخطی U شکل، بین تورم و نابرابری درآمد بر اساس فرضیه کوزنتس اثبات می‌شود. با افزایش تورم نابرابری کاهش می‌یابد، به کمینه می‌رسد، و دوباره افزایش می‌یابد. همچنین، در کوتاه‌مدت هیچ علیت دوطرفه‌ای بین تورم و نابرابری درآمد وجود ندارد، ولی در بلندمدت، برای هر دو کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته یک علیت دوطرفه وجود دارد.

عسگری (۱۳۷۰)، به منظور بررسی رابطه تورم و توزیع درآمد در ایران از یک مدل رگرسیون ساده دومتغیره در بازه زمانی ۱۳۶۷-۱۳۴۷ استفاده نموده است. در این مدل، از ضریب جینی سهم گروه‌های مختلف و حداکثر شکاف درآمدی به عنوان شاخص‌های توزیع درآمد استفاده شده است. زمانی که سهم ده درصد فقیرترین گروه درآمدی و حداکثر شکاف درآمدی استفاده می‌شود، نتایج مدل حاکی از اثر نامطلوب تورم بر توزیع درآمد است، این در حالی است که رابطه معناداری بین تورم و ضریب جینی ملاحظه نمی‌شود. **ابونوری (۱۹۹۷)**، با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۵۰ به بررسی اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد می‌پردازد. وی علاوه بر برآورد داده ضریب جینی با استفاده از هزینه خانوار مناطق شهری و روستایی مرکز آمار ایران، به بررسی عوامل موثر در ایران پرداخته و الگوی توزیع درآمد در ایران را به صورت غیرخطی در نظر گرفته است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی یک درصد افزایش در نرخ تورم، شش درصد به سطح نابرابری هزینه خانوارها در دوره بعد افزوده است. به‌طور کلی، تورم سهم نسبی درآمد شخصی از تولید ناخالص ملی، متوسط کل مالیات دریافتی از هر خانوار، و هزینه دولتی برای هر خانوار اثر افزایشی بر نابرابری درآمدی داشته و اشتغال و بهره‌وری کار اثر کاهشی بر نابرابری گذاشته است. **پروین و زیدی (۲۰۰۱)**، بر اساس یک مدل تعادل عمومی (IS-LM) شامل سه بخش با استفاده از اطلاعات آماری دوره ۱۳۷۲-۱۳۳۸ و روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای تکراری تدوین کردند و نتایج حاکی

از آن است که سیاست کاهش ارزش پول ملی بیش‌ترین و سیاست افزایش مخارج دولت کم‌ترین تاثیر را بر گسترش فقر و نابرابری دارد. همچنین، تاخیر در اجرای سیاست‌های تعدیل، باعث افزایش کم‌تر نابرابری درآمد می‌گردد و سیاست‌های جاری دولت نسبت به اهداف برنامه تاثیر کم‌تری بر افزایش نابرابری درآمد دارد. **ابونوری و خوشکار (۲۰۰۷)**، با استفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد (هزینه)، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی (هزینه)، عوامل موثر بر توزیع درآمد (هزینه) را برای استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۹ با روش پارامتریک بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج، نسبت درآمدهای مالیات به تولید ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی، اثر افزایشی بر نابرابری داشته است. همچنین، کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمد سرانه، در اثر کاهش سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها، به‌ویژه بیستک اول، بوده است. در مقابل، افزایش نابرابری ناشی از افزایش نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی استانی، تورم، و هزینه‌های دولتی به علت کاهش سهم چهار بیستک اول به نفع افزایش سهم بیستک پنجم بوده است. **نظری و مظاهری (۱۳۹۰)**، با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۳ رابطه تورم را با توزیع درآمد مورد بررسی قرار می‌دهند. با توجه به نتایج، فرضیه U شکل بودن رابطه تورم و توزیع درآمد تایید نمی‌شود. همچنین، رشد تولید ناخالص داخلی، نابرابری در توزیع درآمد را کاهش و تورم، بیکاری و یارانه‌های دولتی نابرابری را افزایش می‌دهند.

زمانی شبخانه و مهرگان (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۱ ضمن بررسی اثر غیرخطی شهرنشینی بر توزیع درآمد برای اقتصاد ایران، نشان می‌دهند که تورم با اثر مستقیم بر نابرابری درآمد همراه است. نتایج حاصل از برآورد مدل ضریب جینی پژوهش **کميجانی و محمدزاده (۲۰۱۴)** نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ تورم، بیکاری، مخارج دولت، و نسبت سهم ده درصد گروه درآمدی بالا به ده درصد فقیر بر نابرابری تاثیر منفی دارد و با افزایش یارانه کالاهای اساسی و سهم چهل درصد فقیر، نابرابری بهبود می‌یابد. به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر تاثیر متغیرها بر نابرابری از الگوی عوامل موثر بر بیستک‌ها استفاده شده است. نتایج حاصل از این الگو نشان می‌دهد که افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری، یارانه کالاهای اساسی، و نسبت سهم ده درصد ثروتمند به ده درصد فقیر، به نفع بیستک‌هایی با درآمد بالا است و به افزایش نابرابری منجر می‌شود و افزایش در سهم چهل درصد فقیر به نفع بیستک‌هایی با درآمد پایین است و به کاهش نابرابری می‌انجامد. **مومنی (۲۰۱۵)**، در تحلیل عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که سطح و علامت رشد اقتصادی نمی‌تواند توضیح کافی در مورد توزیع درآمد داشته باشد. به عبارتی، مثبت یا منفی بودن رشد اقتصادی

به‌تنهایی نقشی در توزیع درآمد ندارد. ولی افزایش یا کاهش رشد اقتصادی در صورتی که به تحریک نوسانات منجر شود، تشدید نابرابری درآمد را به همراه دارد. به این ترتیب، اگر تورم کانالی برای اثرگذاری بر نوسانات رشد اقتصادی باشد، می‌تواند بر نابرابری درآمد اثرگذار باشد. **نادمی و حسونند (۲۰۱۵)**، با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ ضمن بررسی اثر غیرخطی اندازه دولت بر نابرابری درآمد نتیجه می‌گیرند که افزایش تورم تاثیر مثبتی بر افزایش نابرابری توزیع درآمد داشته و هر ۱ درصد افزایش در نرخ تورم به افزایش ۰/۰۳ واحدی ضریب جینی در اقتصاد ایران منجر شده است. قربانی و همکاران (۲۰۱۷)، تاثیر متغیرهای مستقل نرخ تورم، مخارج دولت، درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی و نیز متغیر مجازی هدفمند کردن یارانه را بر توزیع درآمد در ایران بین سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۵ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مستقل و مجازی معرفی شده به لحاظ آماری دارای تاثیر معنادار روی ضریب جینی هستند. متغیرهای نرخ تورم و مخارج دولتی تاثیر معنادار و مثبت، و متغیرهای درآمد نفتی، درآمدهای مالیاتی، و هدفمند کردن یارانه تاثیر معنادار و منفی روی ضریب جینی دارند. **زروکی و همکاران (۲۰۲۰)**، نقش شکاف نرخ ارز و نامتقارنی نرخ بیکاری و تورم را بر نابرابری درآمد بین سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۷ با اتکا به روش رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که تورم در قالب خطی اثر مستقیمی بر نابرابری درآمد دارد، ولی در قالب غیرخطی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش‌ها در تورم با اثر مثبت (مطلوب) بر نابرابری همراه است. از این‌رو، تورم اثری نامتقارن بر نابرابری درآمد دارد.

ارائه الگو و توصیف داده‌های پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی نامتقارن بودن اثر تورم (در سبب کل یا گروه‌های کالایی) بر نابرابری درآمد است. به عبارت دیگر، اگر از منظر آماری نوع و اندازه اثرگذاری تورم به هنگام افزایش‌ها در آن، متفاوت از نوع و اندازه اثرگذاری تورم به هنگام کاهش‌ها در آن باشد، اثر تورم بر نابرابری درآمد نامتقارن است. برای این منظور، در این بخش با تمرکز بر تفکیک اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در نرخ تورم (در سبب کل یا گروه‌های کالایی)، الگوی پژوهش در دو قالب کلی و گروه کالایی به صورت نامتقارن (غیرخطی) تصریح می‌شود. در تصریح الگوی غیرخطی از پژوهش **شین و همکاران (۲۰۱۴)** استفاده شده است. در پژوهش شین و همکاران (۲۰۱۴)، به عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود پرداخته شده است. آن‌ها با استفاده از پژوهش **پسران و همکاران**

(۲۰۰۱)، الگوی جدیدی را معرفی کرده‌اند که الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)^۱ نامگذاری شده، و در پژوهش حاضر از این الگو استفاده شده است. در ادامه، نخست قالب (سبد کل) از الگوی پژوهش تصریح می‌شود؛ البته در این الگو همراه با تفکیک تورم به افزایش‌ها و کاهش‌ها، نرخ بیکاری نیز به دو روند افزایش‌ها و کاهش‌ها تفکیک می‌شود. پس از آن، قالب دوم از الگوی پژوهش (قالب گروه کالایی) تصریح خواهد شد. به‌نحوی که در این دو قالب، متغیرهای الگو شامل TEN شاخص نابرابری سهم ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین (به عنوان متغیر وابسته)، Inf تورم، $UnEmp$ نرخ بیکاری، $RGDP$ سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی، $RGDP^2$ مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی، $Scra$ نسبت هزینه اجتماعی به تولید ناخالص داخلی، Inf^h تورم برای هر یک از هفت گروه کالایی شامل ۱. گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها، و دخانیات ($Food$)؛ ۲. گروه اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه ($Furniture$)؛ ۳. گروه بهداشت و درمان ($Health$)؛ ۴. گروه مسکن، سوخت، و روشنایی ($House$)؛ ۵. گروه تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران، و هتل ($Leisure$)؛ ۶. گروه حمل‌ونقل و ارتباطات ($Transport$)؛ و ۷. پوشاک و کفش ($Clothing$) است.

✓ تصریح الگو با هدف سنجش اثر نامتقارن نرخ تورم و بیکاری بر نابرابری درآمد در قالب نخست (قالب سبد کل):

مبنای الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در قالب سبد کل، رگرسیون نامتقارن در معادله (۱) است که در آن متغیر $UnEmp$ به شکل $UnEmp = UnEmp_0 + UnEmp^+ + UnEmp^-$ و متغیر Inf به شکل $Inf = Inf_0 + Inf^+ + Inf^-$ تجزیه می‌شود، به‌نحوی که به ترتیب انباشت جزئی در تغییرات $UnEmp$ و Inf به شکل روابط (۲) و (۳) است.

$$TEN_t = \sum_{j=1}^p \rho_j TEN_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j^+ UnEmp_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^r \theta_j^- UnEmp_{t-j}^- + \sum_{j=0}^s \gamma_j^+ Inf_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^u \gamma_j^- Inf_{t-j}^- + \sum_{j=0}^n \delta_j RGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^m \omega_j RGDP_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^l \partial_j Scra_{t-j} + \alpha DumRevolution_t + \beta DumWar_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\begin{cases} UnEmp_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta UnEmp_j^+ = \sum_{j=1}^t Max(\Delta UnEmp_j, 0) \\ UnEmp_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta UnEmp_j^- = \sum_{j=1}^t Min(\Delta UnEMP_j, 0) \end{cases} \quad (2)$$

$$\begin{cases} Inf_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta Inf_j^+ = \sum_{j=1}^t \text{Max}(\Delta Inf_j, 0) \\ Inf_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta Inf_j^- = \sum_{j=1}^t \text{Min}(\Delta Inf_j, 0) \end{cases} \quad (3)$$

بر اساس روابط فوق، الگوی نامتقارن $ARDL(p, q, r, s, u, n, m, l)$ به شکل رابطه (۴) طراحی می‌شود که در آن p, q, r, s, u, n, m, l به ترتیب حداکثر تعداد وقفه برای متغیر وابسته (TEN)، افزایش‌ها در نرخ بیکاری ($UnEmp^+$)، کاهش‌ها در نرخ بیکاری ($UnEmp^-$)، افزایش‌ها در نرخ تورم (Inf^+)، کاهش‌ها در نرخ تورم (Inf^-)، سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی ($RGDP$)، مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی ($RGDP^2$) و نسبت هزینه اجتماعی به تولید ناخالص داخلی ($Scra$) است. همچنین، در این رابطه ρ ضریب خودرگرسیون، θ ضریب نامتقارن وقفه‌های نرخ بیکاری، γ ضریب نامتقارن وقفه‌های نرخ تورم، δ ضریب وقفه‌های سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی، ω ضریب وقفه‌های مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی، و ∂ ضریب وقفه‌های نسبت هزینه اجتماعی به تولید ناخالص داخلی است.

$$TEN_t = \sum_{j=1}^p \rho_j TEN_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j^+ UnEmp_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^r \theta_j^- UnEmp_{t-j}^- + \sum_{j=0}^s \gamma_j^+ Inf_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^u \gamma_j^- Inf_{t-j}^- + \sum_{j=0}^n \delta_j RGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^m \omega_j RGDP_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^l \partial_j Scra_{t-j} + e_t \quad (4)$$

در ادامه مطابق با پژوهش شین و دیگران (۲۰۱۴)، رابطه ایستای (۴) به رابطه پویای (۵) تعمیم داده شده است. در رابطه (۵)، یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت تقارن اثر تصریح شده است:

$$\Delta TEN_t = \rho TEN_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \gamma UnEmp_{t-1} + \delta RGDP_{t-1} + \omega RGDP_{t-1}^2 + \partial Scra_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta TEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta UnEmp_{t-i} + \sum_{i=0}^{n-1} \delta_i \Delta RGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} \omega_i \Delta RGDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{l-1} \partial_i \Delta Scra_{t-i} + e_t \quad (5)$$

که با لحاظ اثر نامتقارن بیکاری و تورم بر نابرابری درآمد، مانند روشی که در معادله (۳ و ۴) تکرار شده، رابطه (۶) تصریح شده است:

$$\Delta TEN_t = \rho TEN_{t-1} + \theta^+ UnEmp_{t-1}^+ + \theta^- UnEmp_{t-1}^- + \gamma^+ Inf_{t-1}^+ + \gamma^- Inf_{t-1}^- + \delta RGDP_{t-1} + \omega RGDP_{t-1}^2 + \partial Scra_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta TEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i^+ \Delta UnEmp_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i^- \Delta UnEmp_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i^+ \Delta Inf_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{u-1} \gamma_i^- \Delta Inf_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{n-1} \delta_i \Delta RGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} \omega_i \Delta RGDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{l-1} \partial_i \Delta Scra_{t-i} + e_t \quad (6)$$

که در آن به عدم تقارن بلندمدت توجه شده است. عدم تقارن بلندمدت در نرخ بیکاری به معنای $\theta^+ \neq \theta^-$ و عدم تقارن بلندمدت در نرخ تورم به معنای $\gamma^+ \neq \gamma^-$ است. همچنین، می‌توان رابطه (۶) را با فرض وجود عدم تقارن کوتاه‌مدت در نرخ بیکاری (یعنی $\theta_i^+ \neq \theta_i^-$) و نرخ تورم (یعنی $\gamma_i^+ \neq \gamma_i^-$)،

به شکل رابطه (۷) تغییر داد:

$$\begin{aligned}
 \Delta TEN_t = & \rho TEN_{t-1} + \theta^+ UmEmp_{t-1}^+ + \theta^- UnEmp_{t-1}^- + \gamma^+ Inf_{t-1}^+ + \gamma^- Inf_{t-1}^- + \delta RGDP_{t-1} \\
 & + \omega RGDP_{t-1}^2 + \partial Scra_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta TEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i^+ \Delta UnEmp_{t-i}^+ \\
 & + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i^- \Delta UnEmp_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i^+ \Delta Inf_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{u-1} \gamma_i^- \Delta Inf_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{n-1} \delta_i \Delta RGDP_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{m-1} \omega_i \Delta RGDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{l-1} \theta_i \Delta Scra_{t-i} + e_t
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

بر اساس الگوی بالا، می‌توان اثر نامتقارن تورم و بیکاری را بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود.

✓ **تصریح الگوی دوم با هدف سنجش اثر نامتقارن نرخ تورم بر نابرابری درآمد در قالب دوم (قالب گروه کالایی):**

مبنای الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در قالب گروه‌های کالایی هفت‌گانه، رگرسیون نامتقارن در معادله (۸) است که در آن متغیر Inf^h به شکل $Inf^h = Inf_0^h + Inf^{h+} + Inf^{h-}$ تجزیه می‌شود که انباشت جزئی در تغییرات Inf^h به شکل رابطه (۹) است.

$$TEN_t = \sum_{j=1}^p \rho_j TEN_{t-j} + \sum_{j=0}^q \sum_{h=1}^7 \theta_j^{h+} Inf_{t-j}^{h+} + \sum_{j=0}^r \sum_{h=1}^7 \theta_j^{h-} Inf_{t-j}^{h-} + \alpha DumRevolution_t + \varepsilon_t
 \tag{8}$$

$$\begin{cases}
 Inf_t^{h+} = \sum_{j=1}^t \Delta Inf_j^{h+} = \sum_{j=1}^t Max(\Delta Inf_j^h, 0) \\
 Inf_t^{h-} = \sum_{j=1}^t \Delta Inf_j^{h-} = \sum_{j=1}^t Min(\Delta Inf_j^h, 0)
 \end{cases}
 , h = 1, \dots, 7
 \tag{9}$$

بر اساس روابط بالا، الگوی نامتقارن $ARDL(p, q_1, \dots, q_7, r_1, \dots, r_7)$ به شکل رابطه (۱۰) طراحی می‌شود.

$$TEN_t = \sum_{j=1}^p \rho_j TEN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_v} \sum_{h=1}^7 \theta_j^{h+} Inf_{t-j}^{h+} + \sum_{j=0}^{r_v} \sum_{h=1}^7 \theta_j^{h-} Inf_{t-j}^{h-} + \alpha DumRevolution_t + \varepsilon_t
 , v = 1, 2, \dots, 7
 \tag{10}$$

در ادامه مشابه با قبل، رابطه ایستای (۱۰) به رابطه پویای (۱۱) تعمیم داده شده است. در رابطه

(۱۱)، یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت تقارن اثر تورم در گروه‌های هفت‌گانه بر نابرابری درآمد تصریح شده است:

$$(11) \quad \Delta TEN_t = \rho TEN_{t-1} + \sum_{h=1}^7 \gamma^h Inf_{t-1}^h + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta TEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \sum_{h=1}^7 \gamma_i^h \Delta Inf_{t-i}^h + e_t$$

که با لحاظ اثر نامتقارن تورم در گروه‌های هفت‌گانه بر نابرابری درآمد، مانند روشی که در معادله (۱۰) تکرار شده، رابطه (۱۲) تصریح شده است:

$$(12) \quad \Delta TEN_t = \rho TEN_{t-1} + \sum_{h=1}^7 \gamma^{h+} Inf_{t-1}^{h+} + \sum_{h=1}^7 \gamma^{h-} Inf_{t-1}^{h-} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta TEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_v-1} \sum_{h=1}^7 \theta_i^h \Delta Inf_{t-i}^h + e_t, v = 1, 2, \dots, 7$$

که در آن عدم تقارن بلندمدت در نرخ تورم گروه‌های هفت‌گانه به معنای $\gamma^{h+} \neq \gamma^{h-}$ است. همچنین، با لحاظ عدم تقارن کوتاه‌مدت در نرخ تورم گروه‌های هفت‌گانه (یعنی $\gamma_i^+ \neq \gamma_i^-$) در رابطه (۱۲) داریم:

$$(13)$$

$$\Delta TEN_t = \rho TEN_{t-1} + \sum_{h=1}^7 \gamma^{h+} Inf_{t-1}^{h+} + \sum_{h=1}^7 \gamma^{h-} Inf_{t-1}^{h-} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta TEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_v-1} \sum_{h=1}^7 \gamma_i^{h+} \Delta Inf_{t-i}^{h+} + \sum_{i=0}^{q_v-1} \sum_{h=1}^7 \gamma_i^{h-} \Delta Inf_{t-i}^{h-} + e_t, v = 1, 2, \dots, 7$$

بر اساس الگوی بالا، می‌توان اثر نامتقارن تورم را در گروه‌های هفت‌گانه بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود. نیاز به توضیح است که کلیه متغیرهای پژوهش در قالب سالانه و طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۵۱ از درگاه اینترنتی مرکز آمار و بانک مرکزی ایران استخراج و پردازش شده است.

برای توصیف داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و در زیردوره‌ها محاسبه شده که به شرح **جدول (۱)** آمده است. محاسبات حاکی از آن است که میانگین متغیرها بین سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ بیش از سایر زیردوره‌هاست و پس از انقلاب تا پایان جنگ نیز در کمینه است. نابرابری درآمد بعد از انقلاب روندی کاهشی دارد، به طوری که حداکثر مقدار ممکن را در زیردوره پیش از انقلاب و کم‌ترین مقدار ممکن را در زیردوره برنامه پنجم داراست.

جدول ۱: میانگین متغیرهای پژوهش در زیردوره‌ها (درصد)

متغیرها	۱۳۵۰ تا پیش از انقلاب	پس از انقلاب تا پایان جنگ	برنامه توسعه				اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	میانگین کل دوره
			۱۳۶۸	۱۳۷۴	۱۳۸۰	۱۳۸۵						
نابرابری درآمد	۲۸/۱	۱۹/۸	۱۶/۲	۱۵/۲	۱۵/۴	۱۴/۲	۱۳/۳	۱۴/۱	۱۷/۶	۱۳۹۸-۱۲۹۸	۱۳۹۶	
نرخ بیکاری	۱۰/۶	۱۱/۴	۱۱/۱	۱۱/۵	۱۲/۷	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۶	۱۱/۴	۱۳۹۵-۱۳۸۹	۱۳۹۶	
نرخ تورم	۱۳	۱۶/۴	۱۹/۷	۲۲/۰	۱۳/۲	۱۳/۸	۱۸/۴	۲۰/۳	۱۶/۸	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها	۱۰/۸	۱۷/۶	۱۹/۸	۲۳/۲	۱۲/۰	۱۵/۵	۲۰/۱	۲۶/۶	۱۷/۶	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
پوشاک	۱۱/۶	۱۸/۵	۲۰/۱	۲۰/۰	۶/۷	۱۱/۶	۲۲/۰	۲۲/۶	۱۶/۶	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
مسکن	۸/۳	۱۰/۵	۱۶/۸	۲۳/۶	۱۷/۲	۱۴/۳	۱۳/۹	۱۴/۸	۱۴/۲	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
اثاثیه منزل و مبلمان	۱۴/۸	۲۲/۳	۱۵/۹	۱۷/۶	۸/۸	۱۱/۹	۲۰/۲	۲۶/۶	۱۷/۴	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
بهداشت و درمان	۱۰/۰	۶/۴	۲۹/۱	۲۳/۹	۱۶/۱	۱۶/۶	۲۲/۵	۱۵/۳	۱۶/۴	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
حمل‌ونقل و ارتباطات	۹/۶	۱۹/۴	۲۱/۱	۲۱/۸	۸/۵	۵/۲	۱۵/۷	۲۴/۵	۱۵/۶	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	
تفریح و امور فرهنگی	۰/۹۵	۲۲/۲	۱۲/۷	۲۱/۳	۸/۹	۱۲/۶	۱۷/۶	۲۳/۱	۱۵/۱	۱۳۸۵-۱۳۸۰	۱۳۹۶	

تورم دوره

برخلاف نابرابری درآمد، نرخ بیکاری پس از انقلاب روند افزایشی پیدا کرده است، به نحوی که کم‌ترین مقدار را پیش از انقلاب و بیش‌ترین مقدار را در زیردوره برنامه سوم داراست. نرخ تورم نیز همانند نرخ بیکاری، پس از انقلاب روند افزایشی داشته است. این عامل مانند نرخ بیکاری، در زیردوره پیش از انقلاب زیردوره برنامه سوم به‌ترتیب از کم‌ترین و بیش‌ترین مقدار برخوردار است. در میان گروه‌های کالایی، تورم گروه بهداشت و درمان در زیردوره برنامه اول و پس از آن تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و همچنین، تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ دارای بیش‌ترین مقدار است و تورم گروه تفریح و امور فرهنگی بیش از انقلاب کم‌ترین مقدار را در میان گروه‌های کالایی داراست، ولی در دوره‌های بعدی رشد قابل توجهی می‌یابد، به‌طوری که در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ به بیش‌ترین مقدار خود می‌رسد.

برآورد الگو و ارائه نتایج

همان‌طور که اشاره شد، الگوی پژوهش در دو قالب کل و گروه کالایی در حالت نامتقارن برآورد می‌شود. پیش از برآورد الگو لازم است که آزمون پایایی متغیرها انجام شود. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر-تعمیم‌یافته و فیلیپس - پرون استفاده شده است. خلاصه نتایج آزمون ریشه

واحد متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (جدول ۲) نشان می‌دهد که نابرابری درآمد، نسبت هزینه اجتماعی به تولید، و تورم گروه بهداشت و درمان، دارای یک ریشه واحد، و ناپایا، و سایر متغیرها پایا هستند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می‌توان از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (نامتقارن) در برآورد الگو بهره جست.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون

متغیرها	دیکی - فولر تعمیم یافته		فیلیپس - پرون	
	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
نابرابری درآمد	۰/۵۷۱	-۷/۶۳	۰/۴۶۳	-۱۵/۱
نرخ بیکاری	۰/۰۳۲	-۶/۷۲	۰/۰۲۵	-
هزینه اجتماعی به تولید	۰/۱۸۰	-۶/۷۴	۰/۱۴۲	-۶/۷۴
سرانه تولید حقیقی	۰/۱۴۶	-۱/۵۴	۰/۸۵۹	-۳/۴۰
نرخ تورم	۰/۰۰۱	-	۰/۰۳۸	-
خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها	۰/۰۰۱	-	۰/۰۱۱	-
پوشاک	۰/۰۰۰	-	۰/۰۷۱	-
مسکن	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-
اثاثیه منزل و مبلمان	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۴	-
بهداشت و درمان	۰/۱۳۳	-۶/۱۴	۰/۱۶۲	-۶/۱۲
حمل و نقل و ارتباطات	۰/۰۷۷	-	۰/۰۱۳	-
تفریح و امور فرهنگی	۰/۰۱۳	-	۰/۰۴۰	-

بروم گروه

✓ برآورد الگوی پژوهش در قالب نخست (قالب سید کل):

برای برآورد الگوی NARDL در کوتاه‌مدت به تعیین وقفه بهینه نیاز است. با توجه به تعداد مشاهده‌ها در این الگو، برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. کمینه آماره شوارتز - بیزین نشانگر وقفه بهینه یک است. نتایج برآورد کوتاه‌مدت از اثر نامتقارن تورم بر نابرابری درآمد در ایران در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن در کوتاه‌مدت گویای آن است که افزایش‌ها و

کاهش‌ها در تورم اثر مستقیم بر نابرابری درآمد در ایران دارد. آزمون والد در مقایسه اندازه اثر این دو عامل حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت اندازه، میزان اثرگذاری افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم بر نابرابری درآمد از نظر آماری تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند. بر اساس این، تورم بر نابرابری در کوتاه‌مدت با اثر متقارن همراه است.

جدول ۳: نتایج برآورد الگو در قالب نخست در کوتاه‌مدت

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
$Ten(-1)$	-۰/۱۷	-۱/۶۷	۰/۱۰۳
Inf_t^+	۰/۱۳	۲/۵۳	۰/۰۱۶
Inf_t^-	۰/۱۶	۱/۹۰	۰/۰۶۵
$UnEmp_t^+$	۰/۹۴	۱/۶۰	۰/۱۱۹
$UnEmp_t^-$	-۰/۶۶	-۲/۰۲	۰/۰۵۰
$UnEmp_{t-1}^-$	۱/۸۷	۲/۶۷	۰/۰۱۲
$SCRatio_t$	-۰/۲۱	-۲/۲۰	۰/۰۳۴
$RGDPPC_t$	۸/۳۸	۲/۱۰	۰/۰۴۳
$RGDPPC2_t$	۰/۵۷	۰/۷۷	۰/۴۴۴
$RGDPPC2_{t-1}$	-۱/۷۲	-۳/۸۸	۰/۰۰۰
$DumRevolution$	-۴/۲۴	-۳/۸۶	۰/۰۰۰
$DumWar$	۰/۴۷	۱/۲۵	۰/۲۱۸
آزمون والد برای مقایسه ضرایب اندازه مجموع (یا برابری) ضرایب مقدار آماره F سطح احتمال			
$UnEmp^-$	۱/۲۱	۵/۹۱	۰/۰۲۰
$RGDPPC2$	-۱/۱۵	۹/۳۹	۰/۰۰۴

افزایش‌ها در نرخ بیکاری اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد. این در حالی است که کاهش‌ها در نرخ بیکاری در همان دوره اثر معکوس، و با یک دوره وقفه اثر مستقیم بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. نتایج آزمون والد برای برآیند اثر کاهش‌ها در نرخ بیکاری نشان می‌دهد که در مجموع، کاهش‌ها در نرخ بیکاری با اثری مطلوب بر نابرابری درآمد همراه است. نسبت مخارج اجتماعی دولت به تولید اثر معکوس بر نابرابری درآمد در ایران دارد. در مجموع، این نتیجه بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت نرخ بیکاری با اثری نامتقارن بر نابرابری درآمد همراه است. علامت ضرایب برآوردی سرانه تولید ناخالص حقیقی و مجذور آن نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران رابطه U معکوس بین تولید سرانه و نابرابری درآمد وجود دارد. مشابه با برآورد پیشین، در این جا نیز ضریب برآوردی متغیر مجازی انقلاب منفی و معنادار است و نشان می‌دهد که پس از انقلاب سطح نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران کاهش یافت. این در حالی است که سطح نابرابری درآمدی در دوران جنگ تفاوت معناداری با سایر سال‌ها ندارد. مطابق با **جدول (۴)**، نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس جملات پسماند حاکی از پذیرش فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی و همسانی واریانس جملات اخلال است.

جدول ۴: آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگو در قالب نخست

۱/۳۲	مقدار آماره	خودهمبستگی سریالی
۰/۲۵۹	سطح احتمال	
۰/۰۸	مقدار آماره	ناهمسانی واریانس
۰/۷۷۶	سطح احتمال	

برای بررسی صحت و امکان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود. در آزمون کرانه‌ها فرضیه صفر، فرض نبود رابطه بلندمدت است. نتیجه این آزمون در **جدول (۵)** نمایش داده شده است. مقدار آماره آزمون ۸/۴۸ است که از همه کرانه‌های فهرست‌شده در سطح یک، دو، و سه بزرگ‌تر است. بنابراین، فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه، امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و نابرابری درآمد در ایران برقرار است.

جدول ۵: آزمون کرانه‌ها در برآورد الگو در قالب نخست

آماره آزمون	کرانه یک	کرانه دو	سطح خطا
	۲/۲۲	۳/۱۷	٪۱۰
۸/۴۸	۲/۵	۳/۵	٪۵
	۳/۰۷	۴/۲۳	٪۱

با توجه جدول (۶)، نتایج برآورد نامتقارن اثر نرخ تورم بر نابرابری درآمدی در ایران در بلندمدت بررسی می‌گردد. این برآورد بیانگر این است که افزایش‌ها در نرخ تورم در بلندمدت اثری مستقیم بر نابرابری درآمدی در ایران دارد، به‌نحوی که با افزایش ۱۰ درصدی تورم در سبد کل، نابرابری درآمد به میزان ۱/۱ درصد افزایش می‌یابد. همانند افزایش‌ها در نرخ تورم، کاهش‌ها در نرخ تورم در بلندمدت اثر مستقیمی بر نابرابری درآمد در ایران دارد. بدین توضیح که افزایش‌ها در تورم با افزایش در نابرابری درآمد (اثر نامطلوب) و کاهش‌ها در تورم با کاهش در نابرابری درآمد (اثر مطلوب) همراه است. تورم همچون مالیاتی بر افراد فقیر است، زیرا به‌طور معمول، فقرا در مقایسه با ثروتمندان سهم عمده‌ای از ثروت خود را به صورت پول نقد نگهداری می‌کنند. در نتیجه، در مقایسه با ثروتمندان که ترکیبی از پول نقد و دارایی سرمایه‌ای را در اختیار دارند، بیش‌تر در اثر تورم با کاهش قدرت خرید و بی‌ارزش شدن دارایی خود مواجه می‌شوند. همچنین، با افزایش تورم، ارزش پرداختی‌های دولت کاهش می‌یابد. در نتیجه، با توجه به این‌که عمده افرادی که پرداخت‌های انتقالی دولت به آن‌ها تعلق می‌گیرد از دهک‌های پایین درآمدی هستند، این موضوع باعث افزایش نابرابری در جامعه می‌شود (Shakeri et al., 2014). در تفسیر ضرایب هم می‌توان اظهار داشت که با ثابت بودن سایر شرایط، با کاهش ۱۰ درصدی تورم در سبد کل، نابرابری درآمد به میزان ۱/۳ درصد کاهش می‌یابد. از نظر آماری تفاوت معناداری بین این دو اثر وجود ندارد و در نتیجه، در بلندمدت نیز مانند کوتاه‌مدت اثر تورم در سبد کل کالاها و خدمات بر نابرابری درآمد متقارن است.

ضرایب برآورد در باب نرخ بیکاری نشان می‌دهد که برخلاف افزایش‌ها در نرخ بیکاری که با اثر معناداری بر نابرابری درآمدی در بلندمدت در ایران همراه نیست، کاهش‌ها در آن با اثری معنادار بر نابرابری درآمد همراه است. به‌نحوی که با کاهش ۱ درصدی نرخ بیکاری، نابرابری درآمد به میزان ۱/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. به‌طور معمول، انتظار می‌رود که دسترسی افراد فقیر و کم‌درآمد به آموزش و مهارت‌های بازاری نسبت به دیگر اقشار جامعه کم‌تر باشد (Diallo, 2007). این موضوع موجب می‌شود که عموماً نیروی کار غیرماهر را افراد فقیر و کم‌درآمد تشکیل دهند و بالعکس. به نظر می‌رسد افزایش بیکاری در اقتصاد ایران به نسبت متناسبی موجب خروج نیروی غیرماهر و ماهر می‌شود. در حالی که هنگام کاهش بیکاری در اقتصاد ایران، این نسبت به نفع نیروی کار غیرماهر تغییر می‌کند. بر اساس این، نوع اثرگذاری نرخ بیکاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت از یکدیگر تبعیت می‌کنند و به صورت نامتقارن و البته مستقیم بر نابرابری درآمد اثرگذار است.

سرانه تولید حقیقی اثر مستقیم و مجذور آن اثری معکوس بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. بر اساس این، در بلندمدت رابطه U شکل معکوس برقرار است و فرضیه کوزنتس پذیرفته می‌شود. کوزنتس

(۱۹۵۵)، این فرض را بیان کرد که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، در اثر افزایش تولید (درآمد سرانه)، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد تا این‌که به نقطه بیشینه (رسیدن به سطح مشخصی از توسعه) می‌رسد. سپس نابرابری درآمد در اثر افزایش تولید (درآمد سرانه)، روندی نزولی در پیش می‌گیرد. این الگوی حرکتی نابرابری درآمد در دو مرحله مختلف از توسعه اقتصادی را فرضیه U معکوس کوزنتس می‌نامند (Bahmani-Oskooee Gelan, 2008; Younsi Bechtini, 2020).

نسبت مخارج اجتماعی دولت به تولید نیز در بلندمدت اثری معکوس بر نابرابری درآمدی دارد و نشان می‌دهد که با افزایش ۱۰ درصدی سهم مخارج اجتماعی دولت، نابرابری درآمد به میزان ۱/۸ درصد کاهش می‌یابد. مخارج اجتماعی دولت به این دلیل که به‌طور معمول دهک‌های پایین و اقشار آسیب‌پذیر را مورد هدف قرار می‌دهد، موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود (Goudswaard Caminada, 2010; Doerrenberg Peichl, 2014).

جدول ۶: ضرایب بلندمدت در برآورد الگو در قالب نخست

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
Inf^+	۰/۱۱	۲/۸۰	۰/۰۰۸
Inf^-	۰/۱۳	۱/۹۲	۰/۰۶۳
$UuEmp^+$	۰/۸۰	۱/۶۱	۰/۱۱۷
$UuEmp^-$	۱/۰۳	۲/۵۱	۰/۰۱۷
$SCRatio$	-۰/۱۸	-۲/۰۴	۰/۰۵۰
$RGDPPC$	۷/۱۶	۱/۹۶	۰/۰۵۸
$RGDPPC2$	-۰/۹۸	-۲/۷۴	۰/۰۰۹

✓ برآورد الگوی پژوهش در قالب دوم (قالب گروه‌های کالایی):

مشابه با قالب اول در این قالب نیز نیاز به تعیین وقفه بهینه است که با معیار شوارتز - بیزین تعیین می‌شود. کمینه آماره شوارتز - بیزین نشانگر وقفه بهینه یک است. نتایج ضرایب برآوردی الگو در قالب دوم (جدول ۷)، گویای این است که افزایش‌ها در نرخ تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. همانند افزایش‌ها در نرخ تورم، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در کوتاه‌مدت اثر مستقیمی بر نابرابری درآمد در ایران دارد. در مجموع،

در کوتاه‌مدت تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها با اثر نامتقارن بر نابرابری همراه است. افزایش‌ها در نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان در همان دوره اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد، ولی با یک سال وقفه اثر مستقیمی بر نابرابری درآمد در ایران دارد. در کوتاه‌مدت، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان و با یک سال وقفه اثر معناداری بر نابرابری درآمد در ایران دارد. نتایج آزمون والد برای برابری اثر کاهش‌ها در نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان نشان می‌دهد که در مجموع، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان با اثری معکوس بر نابرابری درآمد همراه است. بنابراین، تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان با اثر نامتقارن بر نابرابری درآمد همراه است.

جدول ۷: نتایج برآورد الگو در قالب دوم در کوتاه‌مدت

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
$Ten(-1)$	-۰/۰۳	-۰/۶۲	۰/۵۴۰
$Ten(-2)$	۰/۶۰	۴/۳۳	۰/۰۰۰
$InfFood_t^+$	۰/۴۹	۵/۰۶	۰/۰۰۰
$InfFood_t^-$	۰/۰۹	۱/۸۲	۰/۰۸۵
$InfFurniture_t^+$	-۰/۰۷	-۱/۲۹	۰/۲۱۱
$InfFurniture_{t-1}^+$	۰/۶۱	۵/۰۳	۰/۰۰۰
$InfFurniture_t^-$	-۰/۵۴	-۳/۵۳	۰/۰۰۲
$InfFurniture_{t-1}^-$	۰/۱۶	۲/۸۰	۰/۰۱۱
$InfHealthcare_t^+$	-۰/۰۵	-۱/۴۶	۰/۱۵۹
$InfHealthcare_t^-$	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۸۱۷
$InfHouse_t^+$	-۰/۰۰۹	-۰/۶۱	۰/۵۴۷
$InfHouse_{t-1}^+$	۰/۰۹	۶/۱۰	۰/۰۰۰
$InfHouse_t^-$	۰/۰۹	۱/۸۴	۰/۰۸۱
$InfLeisure_t^+$	-۰/۰۴	-۱/۳۵	۰/۱۹۲
$InfLeisure_{t-1}^+$	-۰/۱۵	-۲/۷۸	۰/۰۱۲
$InfLeisure_t^-$	-۰/۳۶	-۴/۶۲	۰/۰۰۰
$InfLeisure_{t-1}^-$	۰/۱۶	۳/۳۸	۰/۰۰۳

ادامه جدول ۷: نتایج برآورد الگو در قالب دوم در کوتاه‌مدت

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
$InfTransport_t^+$	-۰/۳۶	-۳/۶۵	۰/۰۰۱
$InfTransport_t^-$	۰/۲۳	۳/۵۴	۰/۰۰۲
$InfTransport_{t-1}^-$	-۰/۳۸	-۳/۷۵	۰/۰۰۱
$InfClothing_t^+$	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۹۰۷
$InfClothing_{t-1}^+$	۰/۴۰	۴/۰۷	۰/۰۰۰
$InfClothing_t^-$	۰/۹۲	۴/۸۲	۰/۰۰۰
$InfClothing_{t+1}^-$	-۰/۴۷	-۴/۲۵	۰/۰۰۰
$DumRevolution$	۱۷/۶۴	۴/۶۷	۰/۰۰۰
آزمون والد برای مقایسه ضرایب اندازه مجموع (یا برابند) ضرایب مقدار آماره F سطح احتمال			
$InfClothing_t^-$ و $InfClothing_{t-1}^-$	۰/۴۵	۲۰/۱۱	۰/۰۰۰
$InfFurniture_{t-1}^-$ و $InfFurniture_t^-$	-۰/۳۸	۱۲/۰۶	۰/۰۰۲
$InfLeisure_{t-1}^-$ و $InfLeisure_t^-$	-۰/۲۱	۱۴/۹۶	۰/۰۰۱
$InfTransport_{t-1}^-$ و $InfTrnsport_t^-$	-۰/۱۵	۳/۵۶	۰/۰۷۴

افزایش‌ها و کاهش‌ها در نرخ تورم گروه بهداشت و درمان با اثر معناداری بر نابرابری درآمد در ایران همراه نیست. همانند افزایش‌ها در نرخ تورم گروه بهداشت، افزایش‌ها در نرخ تورم گروه مسکن در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر نابرابری درآمدی به دنبال ندارد، ولی با یک سال وقفه افزایش‌ها در تورم گروه مسکن معنادار است. همچنین، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه مسکن در همان دوره اثر مستقیمی بر نابرابری درآمد دارد. بنابراین، نرخ تورم در گروه مسکن نیز با اثر نامتقارن بر نابرابری همراه است. در کوتاه‌مدت افزایش‌ها در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی در همان دوره اثر معناداری بر نابرابری درآمدی به دنبال ندارد، ولی با یک سال وقفه اثر معکوسی بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. کاهش‌ها در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی در همان دوره اثر معکوسی بر نابرابری درآمدی دارد، ولی در وقفه اول اثر مستقیمی بر نابرابری درآمدی دارد. نتایج آزمون والد برای برابند اثر کاهش‌ها در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی بیانگر این است که در مجموع، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی اثری معکوس بر نابرابری درآمد دارد. در مجموع، در کوتاه‌مدت تورم گروه تفریح و امور فرهنگی اثری نامتقارن بر نابرابری دارد. افزایش‌ها در نرخ تورم گروه حمل‌ونقل و ارتباطات در

کوتاهمدت اثر معکوس دارد و به بهبود وضعیت نابرابری درآمدی منجر می‌شود. کاهش‌ها در نرخ تورم گروه حمل‌ونقل و ارتباطات در همان سال اثر مستقیم و با یک سال وقفه اثر معکوس بر نابرابری درآمد دارد. با بررسی نتایج آزمون والد برای برابند اثر کاهش‌ها در نرخ تورم گروه حمل‌ونقل و ارتباطات پی می‌بریم که در مجموع، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه حمل‌ونقل و ارتباطات اثر معکوس بر نابرابری درآمد دارد. در مجموع، در کوتاهمدت تورم گروه حمل‌ونقل و ارتباطات با اثر نامتقارن بر نابرابری همراه است. افزایش‌ها در نرخ تورم گروه پوشاک در کوتاهمدت با اثر معناداری بر نابرابری درآمد همراه نیست، ولی با یک سال وقفه اثر معناداری بر نابرابری درآمد دارد. کاهش‌ها در نرخ تورم گروه پوشاک در کوتاهمدت اثر مثبت و با یک سال وقفه اثر معکوس بر نابرابری درآمدی دارد. نتایج آزمون والد برای برابند اثر کاهش‌ها در نرخ تورم گروه پوشاک نشان می‌دهد که در مجموع، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه پوشاک اثری مستقیم بر نابرابری درآمد دارد. در مجموع، در کوتاهمدت تورم در گروه پوشاک نیز اثری نامتقارن بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. ضریب برآوردی متغیر مجازی انقلاب نیز معنادار است و مثبت بودن ضریب آن بیانگر آن است که پس از انقلاب، سطح نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران افزایش می‌یابد.

مطابق با جدول (۸)، نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس جملات پسماند حاکی از پذیرش فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی و همسانی واریانس جملات اخلاص است.

جدول ۸: آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگو در قالب دوم

۱/۳۹	مقدار آماره	خودهمبستگی سریالی
۰/۲۴۹	سطح احتمال	
۱/۲۳	مقدار آماره	ناهمسانی واریانس
۰/۲۷۳	سطح احتمال	

برای بررسی صحت و امکان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود. در آزمون کرانه‌ها فرضیه صفر، فرض نبود رابطه بلندمدت است. نتیجه این آزمون در جدول (۹) نمایش داده می‌شود. مقدار آماره آزمون در آزمون کرانه‌ها برابر $۶/۰۸$ است که از همه کرانه‌های فهرست‌شده در سطح یک، دو، و سه بزرگ‌تر است. بنابراین، فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه، امکان برقراری رابطه بلندمدت بین نرخ تورم گروه‌های کالایی و نابرابری درآمد در ایران برقرار است.

جدول ۹: آزمون کرانه‌ها در برآورد الگو در قالب دوم

آماره آزمون کرانه یک کرانه دو سطح خطا			
۲/۰۷	۳/۱۶	٪۱۰	
۲/۳۳	۳/۴۶	٪۵	۶/۰۸
۲/۸۴	۴/۱	٪۱	

با توجه جدول (۱۰)، نتایج برآورد نامتقارن اثر نرخ تورم گروه‌های کلاسی بر نابرابری درآمد در ایران در بلندمدت بررسی می‌گردد. نتایج ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن گویای این است که در بلندمدت افزایش‌ها در نرخ تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها به‌طور مرزی اثر معناداری بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. به‌طوری که به‌ازای ۱۰ درصد افزایش در نرخ تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها ۱۱/۳ درصد نابرابری در ایران افزایش می‌یابد. کاهش‌ها در تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (با ضریب ۰/۲۱) اثر مستقیمی بر نابرابری درآمدی دارد. به‌طوری که به‌ازای ۱۰ درصد کاهش در تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، نابرابری درآمد ۲/۱ درصد کاهش می‌یابد. مقایسه اندازه اثر این عامل به هنگام افزایش‌ها و کاهش‌ها بیانگر وجود اثر نامتقارن در بلندمدت است.

افزایش‌ها در نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان در بلندمدت (با ضریب برابر با ۱/۲۳) اثر مثبت بر نابرابری درآمد دارد. به عبارتی، به‌ازای ۱۰ درصد افزایش نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان ۱۲/۳ درصد نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. برخلاف افزایش‌ها، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه اثاثیه منزل و مبلمان اثر معناداری بر نابرابری ندارد.

در بلندمدت نیز همانند کوتاه‌مدت افزایش‌ها و کاهش‌ها در نرخ تورم گروه بهداشت و درمان با اثر معناداری بر نابرابری درآمد در ایران همراه نیست. افزایش‌ها در نرخ تورم گروه مسکن در بلندمدت (با ضریب ۰/۲۲) اثر مستقیمی بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. برخلاف افزایش‌ها، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه مسکن در بلندمدت اثر معناداری بر نابرابری درآمدی در ایران ندارد. در بلندمدت افزایش‌ها در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی (با ضریب ۰/۴۵-) اثر معکوس بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. همانند افزایش‌ها، کاهش‌ها در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی نیز (با ضریب ۰/۴۷-) اثر معکوس بر نابرابری درآمدی دارد. به‌طوری که ۱۰ درصد کاهش در نرخ تورم گروه تفریح و امور فرهنگی به افزایش ۴/۷ درصدی نابرابری درآمد در ایران منجر می‌شود. افزایش‌ها و کاهش‌ها در نرخ تورم حمل‌ونقل و ارتباطات در بلندمدت با اثر معناداری بر نابرابری درآمد همراه نیست.

همانند افزایش‌ها در تورم حمل‌ونقل و ارتباطات، افزایش‌ها در نرخ تورم گروه پوشاک نیز در بلندمدت با اثر معناداری بر نابرابری درآمدی در ایران همراه نیست، ولی برخلاف آن، کاهش‌ها در تورم گروه پوشاک در بلندمدت (با ضریب ۱/۰۳) اثر مطلوبی بر نابرابری درآمد در ایران دارد. به بیان دیگر، به ازای ۱۰ درصد کاهش در نرخ تورم گروه پوشاک نابرابری درآمد ۱۰/۳ درصد برابرتر می‌شود.

جدول ۱۰: ضرایب بلندمدت در برآورد الگو در قالب دوم

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
<i>InfFood</i> ⁺	۱/۱۳	۱/۷۰	۰/۱۰۴
<i>InfFood</i> ⁻	۰/۲۱	۲/۲۴	۰/۰۳۷
<i>InfFurniture</i> ⁺	۱/۲۳	۱/۷۶	۰/۰۹۵
<i>InfFurniture</i> ⁻	-۰/۸۸	-۱/۴۷	۰/۱۵۸
<i>InfHealthcare</i> ⁺	-۰/۱۲	-۰/۹۷	۰/۳۴۲
<i>InfHealthcare</i> ⁻	۰/۰۴	۰/۲۲	۰/۸۲۴
<i>InfHouse</i> ⁺	۰/۲۲	۲/۱۸	۰/۰۴۲
<i>InfHouse</i> ⁻	۰/۲۰	۱/۶۹	۰/۱۰۷
<i>InfLeisure</i> ⁺	-۰/۴۵	-۲/۱۹	۰/۰۴۱
<i>InfLeisure</i> ⁻	-۰/۴۷	-۲/۱۳	۰/۰۴۶
<i>InfTransport</i> ⁺	-۰/۸۴	-۱/۶۸	۰/۱۰۹
<i>InfTransport</i> ⁻	-۰/۳۵	-۱/۱۹	۰/۲۴۸
<i>InfClothing</i> ⁺	۰/۹۰	۱/۶۷	۰/۱۱۱
<i>InfClothing</i> ⁻	۱/۰۳	۱/۷۵	۰/۰۹۶

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، برای تحلیل نامتقارنی اثر نرخ تورم بر نابرابری درآمدی از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (الگوی نامتقارن) در دو قالب استفاده شده است. برای این منظور، از سهم ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین برای بررسی نابرابری توزیع درآمد در ایران استفاده شده است. همچنین، در قالب نخست با توجه به تورم کل سبد در برآوردها از نرخ بیکاری، سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی و مجذور آن و نسبت مخارج اجتماعی دولت به تولید ناخالص داخلی نیز به

عنوان متغیر اثرگذار بر نابرابری درآمدی استفاده شده است. در قالب دوم (قالب گروه‌های کالایی) اثرگذاری نامتقارنی تورم در گروه‌های کالایی بر نابرابری مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های بلندمدت در قالب اول (با توجه سبد کل کالاها و خدمات) بیانگر این است که تورم سبد کل کالاها و خدمات با اثر متقارن و مستقیم بر نابرابری درآمد همراه است. بدین مفهوم که ضمن برابر بودن اندازه اثرگذاری افزایش‌ها و کاهش‌های تورم در سبد کل کالاها و خدمات بر نابرابری درآمد، این عامل هنگام افزایش با اثری نامطلوب و هنگام کاهش با اثری مطلوب بر نابرابری درآمد همراه است. اثرگذاری نامطلوب تورم بر نابرابری درآمد را می‌توان ناشی از اثر نامطلوب تورم بر پرداخت‌های انتقالی دولت و قدرت خرید گروه‌های پایین درآمدی دانست.

برخلاف اثر متقارن تورم در سبد کل کالاها و خدمات، نرخ بیکاری به صورت نامتقارن بر نابرابری درآمدی اثرگذار است. نوع اثر این عامل نیز مستقیم است. بدین توضیح که نخست، افزایش‌ها در نرخ بیکاری اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد، ولی کاهش‌ها در آن با کاهش در نابرابری درآمد (اثر مطلوب) همراه است. و دوم، از منظر آماری اندازه اثرگذاری مطلوب کاهش‌ها در نرخ بیکاری بر نابرابری بیش از اندازه اثرگذاری نامطلوب افزایش‌ها در نرخ بیکاری بر نابرابری درآمد است. به نظر می‌رسد در اقتصاد ایران، هنگام کاهش نرخ بیکاری نسبت بهره‌مندی از اشتغال‌زایی به سود نیروی کار غیرماهر بوده است، در صورتی که هنگام افزایش نرخ بیکاری تعادل بین خروج نیروی کار ماهر و غیرماهر حفظ شده است.

مخارج اجتماعی دولت با اثری معکوس بر نابرابری درآمد همراه است. بر اساس این، با افزایش (کاهش) مخارج اجتماعی دولت، نابرابری کاهش (افزایش) می‌یابد و نوع اثر مطلوب (نامطلوب) است. با توجه به اثرگذاری این نوع مخارج دولت در بهبود سطح درآمدی گروه‌های کم‌درآمد و اقشار ضعیف جامعه، اثر مطلوب مخارج اجتماعی دولت بر نابرابری قابل توجه است و پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران اقتصادی در دولت با هدف کاهش نابرابری درآمدی، تاکید بیشتری بر افزایش سهم مخارج اجتماعی در لایحه بودجه داشته باشند.

سرانه تولید حقیقی، اثر مستقیم و مجذور آن اثر مستقیم بر نابرابری درآمد دارد. بر این مبنای رابطه U شکل معکوس بین تولید سرانه و نابرابری درآمد برقرار است. بر اساس نظریه کوزنتس، رابطه U شکل بین تولید سرانه و نابرابری درآمد به دلیل تفاوت میان سطوح مختلف توسعه اقتصادی است. در قالب دوم که تمرکز بر تورم گروه‌های کالاها و خدمات قرار دارد، اهم نتایج بلندمدت و پیشنهاد‌های مرتبط به شرح زیر است:

• تورم گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها، و دخانیات اثر نامتقارن و مستقیم و تورم گروه مسکن، سوخت و روشنایی اثر مستقیم و متقارن بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. نکته جالب آن که اندازه اثرگذاری نامطلوب افزایش‌ها در تورم گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات تقریباً بیش از ۵ برابر اندازه اثرگذاری مطلوب کاهش‌ها در آن است. با توجه به آن که سهم و وزن خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در سبد مصرفی افراد خانوارهای کم‌درآمد در مقایسه با افراد و خانوارهای متوسط و غنی به نسبت بالاتر است. تورم این گروه از کالاها، نابرابری درآمد را به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد و با توجه به شکاف در اندازه اثرگذاری پیشنهاد می‌شود که با هدف تقلیل شکاف نابرابری درآمد، سیاستگذار اقتصادی تمرکز بیشتری بر کنترل تورم این گروه از کالاها نماید. برای گروه مسکن، سوخت و روشنایی نیز با توجه به برابری اندازه اثر هنگام افزایش‌ها و کاهش‌ها و البته مطلوب بودن کاهش‌ها در تورم گروه مسکن، سوخت و روشنایی، اهتمام در جهت کنترل تورم گروه مسکن، سوخت و روشنایی و به‌ویژه اتخاذ سیاست‌هایی که معطوف به افزایش عرضه مسکن باشد پیشنهاد می‌شود.

• افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم گروه بهداشت و درمان اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد. می‌توان اظهار داشت که با توجه به اندازه به نسبت بالای یارانه‌ها در بخش بهداشت و درمان و پوشش بیمه‌ای نسبتاً درخور در اقتصاد ایران، افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم این گروه به‌طور معناداری بر نابرابری درآمد اثرگذار نباشد.

• تورم گروه تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران، و هتل اثر متقارن و معکوس بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. بر اساس ضرایب به دست آمده، اگرچه حساسیت بالای نابرابری درآمد نسبت به تورم این گروه از کالاها و خدمات ندارد، ولی افزایش تورمی در این گروه به کاهش نابرابری درآمدی منجر می‌شود و مطلوب به نظر می‌رسد. بر این مبنای، از حیث نابرابری درآمدی، پیشنهاد سیاستی در این باره می‌تواند عدم نگرانی از تورم در گروه تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران، و هتل باشد. به‌زعم نگارندگان شاید به دلیل استفاده بالاتر و برخورداری بیش‌تر خانوارهایی با درآمد بالا از کالاها و خدمات این گروه، افزایش نرخ تورم در این گروه می‌تواند به کاهش شکاف درآمدی بین اغنیا و فقرا بینجامد.

• تورم گروه اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه نیز مانند گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات اثر نامتقارن و مستقیم بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. با این تفاوت که تورم در گروه اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه تنها به هنگام افزایش بر نابرابری درآمد اثر نامطلوب دارد و کاهش‌ها در آن اثرگذار نیست. از حیث اندازه اثر، افزایش‌ها در تورم این گروه حساسیت بالاتر

از واحد دارد و از این منظر مانند گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها، و دخانیات، در گروه اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه نیز تمرکز بیش‌تر سیاستگذار بر اتخاذ سیاست‌هایی در راستای کنترل نرخ تورم موجود پیشنهاد می‌شود.

• نرخ تورم در گروه حمل‌ونقل و ارتباطات با اثری معکوس و نامتقارن بر نابرابری درآمد همراه است. با این توضیح که کاهش‌ها در تورم اثر معناداری ندارد و افزایش‌ها در تورم این گروه با کاهش در نابرابری درآمد (اثر مطلوب) همراه است. بر این مبنای، از منظر نابرابری درآمد، افزایش‌ها در تورم گروه حمل‌ونقل و ارتباطات نه تنها به افزایش شکاف منجر نمی‌شود، بلکه با کاهش در شکاف درآمد اغنیا و فقرا همراه است.

• نرخ تورم در گروه پوشاک و کفش با اثر نامتقارن و مستقیم بر نابرابری درآمد همراه است. نوع نامتقارنی بدین توضیح است که افزایش‌ها در تورم گروه پوشاک و کفش اثر معناداری ندارد، ولی کاهش‌ها در تورم این گروه با کاهش در نابرابری درآمد (اثر مطلوب) همراه است. بر این مبنای، از منظر نابرابری درآمد، افزایش‌ها در تورم این گروه نگران‌کننده نیست و شایسته است که سیاستگذار در جهت کاهش شکاف درآمد اغنیا و فقرا سیاست‌هایی در راستای کاهش تورم گروه پوشاک و کفش اتخاذ نماید.

در مجموع، با توجه نتیجه پژوهش حاضر مبنی بر وجود رابطه مستقیم بین تورم در سبد کل و نابرابری درآمد، پیشنهاد می‌شود برای کاهش نابرابری درآمد، کنترل تورم در مرکز توجهات سیاستگذار اقتصادی قرار گیرد. طبق یافته‌های پژوهش مبنی بر اثر مستقیم و مطلوب کاهش‌ها در نرخ بیکاری بر نابرابری درآمد، سیاست‌های هدفمند در راستای ارتقای سطح تولید در بخش‌ها و فعالیت‌های کاربر و اشتغال‌زا صورت گیرد. همچنین، با توجه به آن‌که در میان گروه‌های کالایی مورد بررسی، افزایش‌ها در نرخ تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و گروه اثاثیه منزل و مبلمان تاثیر بسزایی بر افزایش نابرابری درآمدی در ایران دارد، پیشنهاد می‌شود در راستای سیاست‌های کاهش تورم، تمرکز و توجه بایسته و شایسته‌ای در کنترل تورم گروه‌های کالایی ذکر شده صورت پذیرد.

اظهاریه قدردانی

از پیشنهادها و توصیه‌های شایسته داوران محترم و ناشناس «نشریه برنامه‌ریزی و بودجه» که در بهبود کیفی پژوهش نقش مهمی داشته‌اند و نیز از ویراستار علمی، آقای مازیار چاپک، تشکر و قدردانی می‌نماییم.

الف) انگلیسی

- Abonori, E. (1997). The Effects of Macroeconomic Indicators on the Income Distribution in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 32(2), 1-31. https://jte.ut.ac.ir/article_25482.html
- Abonori, E., & Khoshkar, A. (2007). The Effects of Macroeconomic Indicators on the Income Distribution in Iran: Cross-Province Study. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 41(6), 65-95. https://jte.ut.ac.ir/article_18164.html
- Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2008). Kuznets Inverted-U Hypothesis Revisited: A Time-Series Approach Using US Data. *Applied Economics Letters*, 15(9), 677-681. <https://doi.org/10.1080/13504850600749040>
- Balcilar, M., Chang, S., Gupta, R., & Miller, S. M. (2018). The Relationship between the Inflation Rate and Inequality across US States: A Semiparametric Approach. *Quality & Quantity*, 52(5), 2413-2425. <https://doi.org/10.1007/s11135-017-0676-3>
- Bulir, A. (2001). Income Inequality: Does Inflation Matter? IMF Staff Papers, 48(1), 139-159.
- Diallo, O. (2007). Poverty and Real Exchange Rate: Evidence from Panel Data. *Journal of African Development*, 9(1), 67-104. <https://doi.org/10.5325/jafrideve.9.1.0067>
- Doerrenberg, P., & Peichl, A. (2014). The Impact of Redistributive Policies on Inequality in OECD Countries. *Applied Economics*, 46(17), 2066-2086. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.892202>
- Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the Poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178. <https://doi.org/10.2307/2673879>
- Galli, R. & Von der Hoeven, R. (2001). Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation? *ILO Employment Paper 2001/29, International Labour Organization*.
- Goudswaard, K., & Caminada, K. (2010). The Redistributive Effect of Public and Private Social Programmes: A Cross-Country Empirical Analysis. *International Social Security Review*, 63(1), 1-19. <https://doi.org/10.1111/j.1468-246X.2009.01351.x>
- Heer, B., & Süßmuth, B. (2007). Effects of Inflation on Wealth Distribution: Do Stock Market Participation Fees and Capital Income Taxation Matter? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(1), 277-303. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2005.11.003>
- Komijani, A., & Mohammadzadeh, F. (2014). The Effect of Inflation on Income Distribution and Performance of Compensation Policies. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22(69), 5-24. <http://qjerp.ir/article-1-127-fa.html>
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Mehrbani, V. (2010). Inflation and Its Effect on Social Classes in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 45(90), 207-227. https://jte.ut.ac.ir/article_20741.html
- Monnin, P. (2014). Inflation and Income Inequality in Developed Economies. *CEP Working Paper Series, 2014/1*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2444710>
- Motameni, M. (2015). Investigating the Effect of Economic Growth Volatility on Income Inequality in Iran: Using Canonical Cointegration Regression. *Iran's Economic Essays*,

- 12(23), 163-179. http://iee.rihu.ac.ir/article_948.html
- Nademi, Y., & Hasanvand, D. (2015). The Threshold Effects of Government Size on Income Inequality in Iran. *Planning and Budgeting*, 20(3), 125-143. <http://jpbud.ir/article-1-1240-fa.html>
- Parvin, S., & Zeidi, R. (2001). The Effects of Adjustment Policies on Poverty & Income Distribution (The Case of Iran 1338-1372). *Journal of Economic Research (Tahghighat-E- Eghtesadi)*, 36(1), 113-146. https://jte.ut.ac.ir/article_25303.html
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Qorbani, H., Ghaffari, H., Nori, A., & Taqvaei, E. (2017). The Effect of Macroeconomic Variables on Income Distribution in Iran (With Emphasis on Targeted Subsidies). *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 5(18), 143-158. http://www.jmsp.ir/article_47928.html
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (1998). Monetary Policy and the Well-Being of the Poor. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6793*. <https://doi.org/10.3386/w6793>
- Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2014). The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality in Iran. *The Economic Research*, 13(4), 27-53. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-3050-fa.html>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314): Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2019). Inflation and Income Inequality in Developed and Developing Countries. *Journal of Economic Studies*, 46(3), 611-632. <https://doi.org/10.1108/JES-02-2018-0045>
- Thalassinos, E., Ugurlu, E., & Muratoglu, Y. (2012). Income Inequality and Inflation in the EU. *European Research Studies*, XV(1), 127-140. <https://doi.org/10.35808/ersj/347>
- Younsi, M., & Bechtini, M. (2020). Economic Growth, Financial Development, and Income Inequality in BRICS Countries: Does Kuznets' Inverted U-Shaped Curve Exist? *Journal of the Knowledge Economy*, 11(2), 721-742. <https://doi.org/10.1007/s13132-018-0569-2>
- Zamani-Shabkhaneh, S., & Mehregan, N. (2013). The Impact of Urbanization on Income Distribution with Emphasis on the Kuznets' Theory. *Planning and Budgeting*, 18(3), 3-19. <http://jpbud.ir/article-1-1068-fa.html>
- Zaroki, S., Yousefi Barfurushi, A., & Mehri Karnami, Y. (2020). The Effect of Black Market Premium and Asymmetric Inflation and Unemployment on Income Inequality in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 7(1), 117-148. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_9423.html

ب) فارسی

- عسگری، علی (۱۳۷۰). نظری اجمالی به تورم و توزیع درآمد در کشور. *نشریه بررسی‌های بازرگانی*، ۱(۵۱)، ۲۳-۵.
- نظری، روح‌الله، و مظاهری، لیلا (۱۳۹۰). ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران. *نشریه اطلاعات سیاسی - اقتصادی*، ۱(۲۸۴)، ۲۲۱-۲۰۶.

ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران

Lotfiahmad@pnu.ac.ir

احمد لطفی

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

khodadad@pnu.ac.ir

فرهاد خداداد کاشی

استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

s.jani@pnu.ac.ir

سیاوش جانی

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۲۸

دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۴

چکیده: هدف پژوهش حاضر شناخت تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. برای این منظور، ضمن استفاده از داده‌های تابلویی، به منظور اجتناب از مشکل همزمانی در تابع تولید، بهره‌وری به روش نیمه پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری شد. سپس، با استفاده از شاخص شدت مهارت، صنایع به دو بخش ماهر و غیرماهر تفکیک گردید. در ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری در بخش‌های ماهر و غیرماهر، تاثیر دو متغیر شومپیتری رشد بهره‌وری صنعت رهبر و شکاف بهره‌وری بین هر صنعت و صنعت رهبر نیز تخمین زده شد. نتایج دلالت بر این دارد که اولاً، اشتغال موقت تاثیر منفی بر رشد بهره‌وری دارد، اما در بخش‌های ماهر آسیب‌رسان‌تر است. ثانیاً، تاثیر مثبت شکاف بهره‌وری نسبی و رشد بهره‌وری صنعت رهبر با ادبیات رشد شومپیتری سازگار است.

کلیدواژه‌ها: بهره‌وری، رویکرد لوینسون و پترین، قرارداد بازار کار، شاخص شدت مهارت، صنایع رهبر.

طبقه‌بندی JEL: D22, J24, J41, D24

مقدمه

امروزه افزایش بهره‌وری به عنوان یک ضرورت برای ارتقای سطح تولید و رفاه بیش‌تر مطرح می‌شود و دستیابی به رشد اقتصادی از طریق ارتقای بهره‌وری از مهم‌ترین اهداف اقتصادی کشورها به‌شمار می‌آید. در بسیاری از کشورهایی که در سال‌های اخیر رشد اقتصادی بالایی را تجربه کرده‌اند، بهره‌وری نقش بسزایی داشته است. برای مثال، اقتصاد چین طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۳ به‌طور متوسط نرخ رشدی برابر با ۸/۷ درصد داشته که ۳۶ درصد آن از محل رشد بهره‌وری به‌دست آمده است و در مورد اقتصاد هند نیز متوسط رشد اقتصادی طی همان دوره برابر با ۵/۲ درصد بوده که ۳۰ درصد آن از محل رشد بهره‌وری حاصل شده است (APO Productivity Databook, 2015). آمار برآوردی در رابطه با ایران حاکی از آن است که در همان دوره زمانی، متوسط رشد اقتصادی برابر با ۳/۵ درصد بوده که سهم بهره‌وری در آن فقط یک درصد بوده است (APO Productivity Databook, 2015). قابل‌ذکر است که متوسط نرخ رشد سالیانه بهره‌وری نیروی کار نیز در فاصله زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ برای کشور چین معادل ۸/۳ درصد و برای ایران ۲/۲ درصد بوده و فقط سه کشور در آسیا شرایطی بدتر از ایران داشته‌اند (APO Productivity Databook, 2015). بسیاری از کارشناسان بر این باورند که حلقه مفقوده اقتصاد ایران پیش از آن‌که سرمایه یا منابع طبیعی باشد، پایین بودن سطح بهره‌وری است. به همین دلیل، سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد اقتصادی، در راستای همسو شدن با سیاست‌های اقتصاد مقاومتی در سند چشم‌انداز بیست‌ساله نظام، بیش از یک‌سوم هدفگذاری شده است. همچنین، تعداد ۹ بند از سیاست‌های کلی نظام که در اقتصاد مقاومتی با بهره‌وری ارتباط تنگاتنگی دارد، به تبیین «برنامه جامع بهره‌وری کشور» و نقش و جایگاه بهره‌وری در برنامه ششم توسعه اختصاص دارد.^۱

از این‌رو، شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری و سیاست‌گذاری در این زمینه حائز اهمیت است. در مطالعات انجام‌شده در این حوزه تاثیر عواملی چون تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی، و آموزش بر بهره‌وری مورد بررسی قرار گرفته است (Haltiwanger et al., 1999; Khodadad Kashi et al., 2012;). در این پژوهش سعی می‌شود تاثیر نحوه تعامل کارگران با شرکت مورد بررسی قرار گیرد. در این خصوص **گیشتر و فالک (۲۰۰۲)** معتقدند که شرایط کار عنصری کلیدی است که بر تمایل کارگران برای مشارکت در بهبود فرایند بهره‌وری تاثیر می‌گذارد و چشم‌انداز یک رابطه کوتاه‌مدت بین کارگر و کارفرما، این تمایل را کاهش می‌دهد. این در حالی است که انتظار می‌رود کارگران در فعالیتهایی که بازدهی بالا و طولانی‌مدت نصیب آن‌ها می‌گردد، انگیزه بیش‌تری برای

1. https://rc.majlis.ir/fa/law/search?lu_approve_reference=lar1

تلاش و مشارکت در ارتقای تولید شرکت داشته باشند. از سوی دیگر، قراردادهای موقت به این دلیل ممکن است بر بهره‌وری نیروی کار اثر مثبت بگذارد که اشتغال فرد مناسب را در لحظه مناسب تسهیل می‌کند، غربال‌گری کارآمدتری برای انتخاب کارگران بهتر است، و کارگران را تشویق می‌کند که تلاش بیشتری برای تمدید قرارداد یا تبدیل به قرارداد دائم انجام دهند. در مجموع، اثر استفاده از قراردادهای موقت بر بهره‌وری روشن نیست و بررسی این مسئله که نوع قرارداد بازار کار و استفاده از شاغلان موقت در فعالیتهای صنعتی تا چه اندازه می‌تواند بر بهره‌وری بنگاه‌ها موثر باشد، حائز اهمیت است.

هدف پژوهش حاضر ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. برای این منظور از داده‌های سالانه کدهای چهار رقمی طرح جامع آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی بالاتر از دهنفر کارکن مرکز آمار ایران، طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۶ استفاده شده است. برخلاف این پژوهش، تعدادی از مطالعات گذشته بدون حل مشکل همزمانی، تابع تولید را به روش‌های اقتصادسنجی از جمله حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت برآورد نموده‌اند (Yadollahzadeh Tabari Khoshabi, 2011; Fetros et al., 2012; Mehregan Soltani Sehat, 2014) و خاکسار، ۱۳۸۰؛ زراءنژاد و انصاری، ۱۳۸۶؛ امینی و مصلی، ۱۳۸۷). روش حداقل مربعات معمولی، مسئله همزمانی را نادیده می‌گیرد. روش اثرات ثابت نیز بر این فرض استوار است که شوک بهره‌وری در طول زمان ثابت است، در حالی که این فرض در واقعیت کمتر اتفاق می‌افتد. استفاده از روش لوینسون و پترین برای اندازه‌گیری بهره‌وری، ما را قادر می‌سازد که با در نظر گرفتن مشکل همزمانی در تابع تولید، شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده را کنترل کنیم و ضرایب بدون تورش و سازگاری را از تابع تولید برآورد نماییم.

تاکنون در خصوص تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری در کشور ایران مطالعه‌ای صورت نگرفته است. نزدیک‌ترین مطالعات انجام‌یافته به پژوهش حاضر در داخل کشور، تاثیر انعطاف‌پذیری نیروی کار را بر نوآوری یا رقابت‌پذیری در صنایع مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند (Arbabiyan Mirzaei, 2011) و رنانی و همکاران، ۱۳۸۷).

علاوه بر اندازه‌گیری بهره‌وری به روش لوینسون و پترین، پژوهش حاضر دو سهم در ادبیات مربوط به بهره‌وری در ایران ایجاد کرده است: اولاً، از آمار شاغلان پیمانکاری (نیروهای شرکتی) موجود در صنایع کارخانه‌ای ایران به عنوان معیاری از شاغلان موقتی استفاده شده است. ثانیاً، با استفاده از شاخص شدت مهارت، صنایع به دو گروه ماهر و غیرماهر تقسیم‌بندی شده و تاثیر اشتغال

موقت بر رشد بهره‌وری در هر یک از دو گروه صنایع مورد ارزیابی قرار گرفته است. ایده دیگر در این مطالعه، استفاده از متغیر کنترلی شکاف بهره‌وری هر بنگاه نسبت به بنگاه رهبر بر اساس ادبیات رشد شومپیتری است.

بنابراین، در این پژوهش به دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که آیا نوع قرارداد بازار کار و اشتغال موقت کارکنان بر بهره‌وری صنایع ایران اثر معناداری دارد یا خیر، و نحوه تأثیرگذاری آن در صنایع ماهر و غیرماهر چگونه است؟

در ادامه، به ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش اشاره می‌گردد. بخش سوم، به معرفی الگوی پژوهش اختصاص دارد. در این بخش، ابتدا روش لوینسون و پترین به عنوان یکی از معتبرترین روش‌های اندازه‌گیری بهره‌وری (Van Beveren, 2012) معرفی می‌گردد. سپس مدل تأثیر قرارداد موقتی نیروی کار بر بهره‌وری مورد بحث قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، ضمن معرفی داده‌ها، ابتدا نتایج حاصل از برآورد مدل تابع تولید و روش لوینسون و پترین ارائه می‌شود و سپس نتایج حاصل از تخمین مدل اقتصادسنجی مربوط به قرارداد موقتی نیروی کار و بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران، مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، در بخش پنجم به تفسیر نتایج اشاره می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

بهره‌وری به عنوان نسبت تولید به نهاده(ها) تعریف می‌شود. بهره‌وری را می‌توان با توجه به یک نهاده یا ترکیبی از نهاده‌ها اندازه‌گیری کرد. بهره‌وری جزئی یا تک‌عاملی، نسبت تولید (ارزش‌افزوده) به مقدار عامل تولیدی است که بهره‌وری برای آن تخمین زده می‌شود و بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)^۱، به عنوان نسبت تولید به مجموع وزنی نهاده‌های مورد استفاده در فرایند تولید تعریف می‌شود. منظور از بهره‌وری در پژوهش حاضر، بهره‌وری کل عوامل تولید است.

اندازه‌گیری بهره‌وری به صورت پارامتریک، به‌ویژه بر اساس تابع تولید، نیاز به تخمین اقتصادسنجی دارد. تخمین اقتصادسنجی تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی، مبتنی بر فرضی از جمله استقلال متغیرهای توضیحی و جزء اخلاص است. در حالی که عملاً ممکن است این‌طور نباشد و با ایجاد مسئله تورش همزمانی، تخمین دچار مشکل شود. همزمانی به این دلیل به وجود می‌آید که بهره‌وری توسط شرکت‌های پیشینه‌کننده سود (اما نه توسط پژوهشگر) زودتر مشاهده می‌شود که بر سطوح نهاده آن‌ها اثر می‌گذارد (Marschak Andrews, 1944). بنابراین، به این دلیل که برآورد

1. Total Factor Productivity

توابع تولید با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده را در نظر نمی‌گیرد، به تخمین پارامترهای تورش‌دار منجر می‌شود. روش‌های اولی - پیکس (۱۹۹۲)، و لوینسون و پترین (۲۰۰۳) دو روش ناپارامتریک اندازه‌گیری بهره‌وری در خصوص رفع مشکل همزمانی هستند. روشی نیمه‌پارامتریک است که با جایگزینی متغیر سرمایه‌گذاری به جای بهره‌وری مشاهده‌نشده شرکت، بخشی از خطا را که با نهاده‌ها مرتبط است کنترل می‌کند و مشکل همزمانی را در تابع تولید رفع می‌سازد. به دلایلی که در بخش الگوی پژوهش بیان می‌گردد، انتخاب متغیر جایگزین سرمایه‌گذاری، توسط لوینسون و پترین مورد انتقاد قرار گرفت. LP روش نیمه‌پارامتریک دیگری است که با معرفی متغیر نهاده واسطه به عنوان جایگزین بهره‌وری مشاهده‌نشده، سعی می‌کند مشکل همزمانی را در تابع تولید رفع سازد. روش آن‌ها شباهت زیادی به روش OP دارد. در صورتی که شوک‌های بهره‌وری تا حدی پایدار باشند، روش‌های نیمه‌پارامتریک OP و LP مطمئن‌ترین روش برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری هستند.

بحث بیشتر در خصوص مدل لوینسون و پترین را به بخش معرفی الگوی تخمین موکول می‌کنیم و در ادامه این بخش ادبیات مربوط به کانال‌های تاثیرگذار قراردادهای موقتی و دائمی بازار کار بر بهره‌وری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در ادبیات بازار کار، قراردادهای موقتی یا دائمی از طریق کانال‌های ذیل بر بهره‌وری تاثیر می‌گذارند که در ادامه به آن می‌پردازیم:

- اشتغال موقت و انعطاف‌پذیری: شرکت‌ها تمایل دارند که نهاده‌هایشان را متناسب با نوسانات تقاضا تعدیل نمایند. تقاضا برای اشتغال موقت می‌تواند تحت تاثیر نوسانات تقاضای محصول قرار گیرد. افزایش بی‌ثباتی در تقاضای محصول، استفاده کارفرما از قراردادهای موقتی اشتغال را افزایش می‌دهد تا در شرایط رکود اقتصادی، که تقاضا برای محصول کاهش می‌یابد، بنگاه با اخراج نیروی کار هزینه‌های خود را کاهش دهد. در این شرایط، تعدیل نیروی کار باعث افزایش بهره‌وری نیز می‌گردد.

- اشتغال موقت و غربال‌گری: یکی دیگر از جنبه‌های مهم قراردادهای موقتی این واقعیت است که می‌توان با غربال‌گری، کارگران جدید را جایگزین کارگران قبلی نمود. استفاده از قراردادهای موقتی برای غربال‌گری کارکنان جدید بالقوه، بهره‌وری را از دو طریق تحت تاثیر قرار می‌دهد. اولاً، اگرچه ثبات شغلی کم، رضایت شغلی کم‌تر یا دستمزد پایین‌تر کارکنان موقتی در مقایسه با کارکنان با قرارداد دائمی باعث کاهش انگیزه و کاهش بهره‌وری آن‌ها می‌گردد، نیروی کار موقت در طول دوره آزمایشی انگیزه دارد تلاش خود را افزایش دهد تا کارفرما به او پیشنهاد قرارداد دائمی بدهد. افزایش

تلاش، بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد. ثانیاً، در صورتی که از کارکنان دارای قرارداد موقتی به عنوان جایگزینی برای نیروی کار اصلی (دائمی) استفاده گردد، با کاهش اعتماد به تعهد شرکت، انگیزهٔ نیروی کار دائمی، و در نتیجه، بهره‌وری او کاهش می‌یابد.

- اشتغال موقت و سرمایه انسانی: افزایش قراردادهای موقت احتمال سرمایه‌گذاری را در آموزش‌های تخصصی شرکت کاهش می‌دهد. کارگران با قراردادهای موقت معمولاً در شرکت‌هایی استخدام می‌شوند که آموزش ضمن خدمت کم‌تری دارند. فقدان آموزش به معنای سطوح پایین کسب مهارت است و اگر سرمایه انسانی تخصصی در شغل مهم‌تر از سرمایه انسانی عمومی باشد، بر بهره‌وری نیروی کار تاثیر می‌گذارد.

- اشتغال موقت و دستمزد: اگرچه انتظار بر این است که کارگران اشتغال موقت با توجه به این که خطر بیش‌تری را در خصوص بیکار شدن متحمل می‌شوند، دارای دستمزد بیش‌تری از کارگران غیرموقتی باشند، اما در عمل حتی دریافت کم‌تری از کارگران دائمی دارند. این موضوع نارضایتی شاغلان موقتی را افزایش می‌دهد و ممکن است افزایش اشتغال موقت اثر منفی بر بهره‌وری داشته باشد (McGinnity *et al.*, 2005).

- اشتغال موقت، اعتماد و تعهد: اگرچه قرارداد موقتی با ایجاد ترس از دست دادن شغل در میان کارکنان، غیبت کاری آن‌ها را کاهش می‌دهد و از مشارکت آن‌ها در منازعات شغلی می‌کاهد، اما شیوه‌های مدیریت منابع انسانی مبتنی بر روابط کاری طولانی‌مدت نوعی سرمایه‌گذاری در اعتماد و تعهد بین کارکنان و کارفرمایان است و می‌تواند به رشد بهره‌وری کمک کند. قراردادهای موقت به این دلیل که چالش فراوانی را به وجود می‌آورد و نیروی کار را با احساس نبود امنیت شغلی، یأس و نومییدی و ناتوانی در برنامه‌ریزی برای آینده مواجه می‌کند، می‌تواند بهره‌وری را کاهش دهد.

- اثرات سرریز شاغلان موقتی بر شاغلان دائمی: ممکن است استدلال شود که قرارداد موقت به عنوان یک تهدید برای شاغلان دائمی است و باعث افزایش بهره‌وری آن‌ها می‌گردد. این در حالی است که تعداد زیاد نیروی کار موقتی در شرکت بر تعهد شاغلان دائمی اثر منفی می‌گذارد و انگیزهٔ جابه‌جایی آن‌ها را افزایش می‌دهد و در عین حال روابط میان کارکنان را بدتر می‌کند. بنابراین، احتمالاً اثرات سرریز نیروی کار موقتی بر کارکنان دائمی، بهره‌وری شرکت را کاهش می‌دهد.

- اشتغال موقت و انحراف فعالیت‌های اقتصادی: سطوح بالای قراردادهای موقت می‌تواند باعث تغییر فعالیت‌های اقتصادی در میان بخش‌های مختلف گردد. فعالیت‌هایی که بیش‌ترین سود را از اشتغال موقت می‌برند، معمولاً متعلق به بخش‌هایی با بهره‌وری کم (کشاورزی، ساخت‌وساز، و هتلداری)

هستند. به همین دلیل، بخش‌هایی که قراردادهای موقت را ترویج می‌کنند، می‌توانند انگیزه‌هایی برای انحراف سرمایه‌گذاری به سمت آن‌ها ایجاد کنند و مانع ظهور فعالیت‌هایی با ارزش افزوده بالاتر شوند. این موضوع باعث کاهش بهره‌وری در سطح کلان می‌گردد.

- اشتغال موقت و فناوری تولید: در حالی که ادبیات اقتصاد بر استفاده از نیروی کار موقت به عنوان پاسخی به نوسانات تقاضا متمرکز شده است، ادبیات مدیریت بر استانداردسازی تولید تاکید دارد (Aleksynska Berg, 2016). ساده‌سازی وظایف ناشی از فناوری به این معناست که در صورت امکان، کارها توسط کارگران با مهارت کم‌تر که به آموزش کم و دوره زمانی استخدام کوتاه‌تری نیاز دارند، انجام شوند. در نتیجه، جابه‌جایی نیروی کار برای شرکت‌ها هزینه کم‌تری دارد و انگیزه کم‌تری برای ایجاد روابط کاری طولانی‌مدت وجود دارد. پس بهتر است در شرکت‌هایی با فناوری پایین از نیروی کار موقتی استفاده شود. از سوی دیگر، فناوری‌های پیچیده ممکن است نیاز به دانش خاص شرکت را افزایش دهد و برای صرفه‌جویی در هزینه‌های آموزشی و حفظ دانش آن‌ها، نیاز به نیروی کار موقت را کاهش دهد. علاوه بر این، ممکن است داشتن نیروی کار باثبات مزایایی داشته باشد که در آن کارگر تشویق می‌شود با مشکلات ارتباط برقرار کند و نوآوری‌ها را پیشنهاد دهد.

در مجموع می‌توان گفت تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری در سطح نظری مبهم است و ممکن است به مقدار و کاربرد آن در صنایع مختلف بستگی داشته باشد. بنابراین، به شواهد تجربی نیاز دارد. در ادامه سعی می‌شود به مهم‌ترین مطالعات انجام‌یافته در این خصوص اشاره شود.

رنانی و همکاران (۱۳۸۷)، نشان می‌دهند که در فعالیت‌های صنعتی با سطح فناوری پایین، بنگاه می‌تواند با استفاده از روش‌های استخدامی غیررسمی، رقابت‌پذیری خود را افزایش دهد. **اربابیان و میرزایی (۲۰۱۱)**، بیان می‌کنند که در صنایع با فناوری برتر، اثرات منفی انعطاف‌پذیری غالب است. یافته‌های **یوسفی (۱۳۹۷)**، نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین قراردادهایی با مدت غیرثابت و نوآوری وجود دارد، اما قراردادهای موقت و مدت معین رابطه مثبت و معناداری با شاخص‌های نوآوری ندارند.

مطالعات تجربی انجام‌یافته در خارج از کشور در مورد تاثیر قرارداد بازار کار بر بهره‌وری به‌نسبت وسیع و در عین حال دارای نتایج متفاوتی است.

نتایج برخی از مطالعات دلالت بر تاثیر مثبت اشتغال موقت بر بهره‌وری دارد. **هاگن (۲۰۰۱)**، با استفاده از داده‌های شرکت‌های آلمانی گزارش می‌دهد، از آن‌جا که استفاده از قراردادهای مدت معین، سرعت تعدیل نیروی کار را با تغییرات در تقاضای محصول افزایش می‌دهد، باعث افزایش بهره‌وری

نیروی کار می‌گردد. **آروانیتیس (۲۰۰۵)**، نیز درمی‌یابد که اگرچه کار پاره‌وقت با میانگین بهره‌وری نیروی کار در شرکت‌های سویسی رابطه منفی دارد، اما در شرکت‌هایی با سرمایه انسانی بالا، تاثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری دارد. **انگلاند و ریفان (۲۰۰۵)**، با تجزیه و تحلیل داده‌های حاصل از نظرسنجی نیروی کار سویسی نتیجه می‌گیرند که کارگران موقت بدون افزایش حقوق بیش‌تر از کارگران دائمی اضافه‌کاری می‌کنند. **دولادو و همکاران (۲۰۱۶)**، با شواهدی از داده‌های صنایع کارخانه‌ای اسپانیا درمی‌یابند که کارگران موقت با انگیزه تبدیل به نیروی کار دائمی، تلاش بیش‌تری نسبت به کارگران دائمی از خود نشان می‌دهند. **برایسون (۲۰۱۳)**، با استفاده از داده‌های شرکت‌های بریتانیایی درمی‌یابد که انگیزه کارفرما برای استفاده از کارکنان آژانس موقت نیروی کار (TAW)^۱ کاهش هزینه‌ها و افزایش سودآوری است. البته نتایج نشان می‌دهد که این موضوع بر عملکرد مالی شرکت تاثیر مثبت می‌گذارد، ولی کار فشرده و تهدید مربوط به جایگزینی نیروی کار، نارضایتی کارکنان را افزایش می‌دهد.

نتایج تعداد دیگری از مطالعات نیز دلالت بر تاثیر منفی اشتغال موقت بر عملکرد شرکت دارد. یافته‌های **کلاین‌کنشت و همکاران (۲۰۰۶)**، نشان می‌دهد که اگرچه بازار کار انعطاف‌پذیر احتمالاً بیکاری را کاهش می‌دهد و شغل ایجاد می‌کند، اما به دلیل وجود مسائلی از قبیل مخاطره اخلاقی و مشکلات تخصیص به واسطه جابه‌جایی زیاد کارکنان، موجب کاهش نوآوری و رشد بهره‌وری می‌گردد. به‌طور مشابه، **بوئری و گاریالدی (۲۰۰۷)** در مدلی با شرایط نااطمینانی نشان می‌دهند که اگرچه اصلاحات بازار کار به شکل افزایش انعطاف‌پذیری نیروی کار، رشد اشتغال را در پی دارد، ولی موجب کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌گردد. **اورنگا و مارکانتی (۲۰۱۰)**، با برآورد تابع تولیدی که در آن نیروی کار موثر به صورت نسبتی از کارگران دائمی، موقت، و خوداشتغالی است، نشان می‌دهند که در بیش‌تر بخش‌ها، افزایش قراردادهای موقت به قیمت کاهش تعداد کارگران دائمی تمام شده است. همچنین، این قراردادها در بخش‌هایی مثل صنایع کارخانه‌ای و انرژی که دارای سرمایه انسانی بالایی هستند، اثر منفی بر بهره‌وری نیروی کار داشته است. این پژوهش دیدگاهی را تقویت می‌کند که در آن استفاده بیش از حد از نیروی کار موقت می‌تواند مانع رشد بهره‌وری نیروی کار در شرکت‌ها شود. **سترولو و همکاران (۲۰۱۹)**، در رابطه بین اشتغال موقت و نوآوری محصول با تمرکز بر پنج اقتصاد بزرگ اروپایی به این نتیجه می‌رسند که اشتغال موقت با نوآوری محصول ضعیف‌تری همراه است و همبستگی منفی بین اشتغال موقت و نوآوری در بخش‌هایی که دانش تخصصی شرکت برای توسعه

نوآوری‌ها حیاتی است، قوی‌تر است. **سیریلو و ریچی (۲۰۲۰)**، با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به شرکت‌های مالی و غیرکشاورزی ایتالیایی به این نتیجه دست می‌یابند که اولاً، استفاده از قراردادهای موقت با کاهش بهره‌وری نیروی کار و دستمزد مرتبط است. ثانیاً، شرکت‌هایی با بهره‌وری و دستمزد پایین برای کم کردن هزینه‌های نیروی کار، در مشاغل دائمی نیز از شاغلان موقتی استفاده می‌کنند. در کنار مطالعات فوق، تعدادی از پژوهشگران به نتایج متفاوت و غیرقطعی در مورد نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری دست یافتند. **اوئر و همکاران (۲۰۰۵)**، ماندگاری و مدت تصدی شغل را برای امنیت کارگران و بهره‌وری شرکت ضروری می‌دانند. با وجود این، اظهار می‌کنند که این ثبات باید با انعطاف‌پذیری نیز همراه شود و دوره تصدی طولانی‌مدت و کوتاه‌مدت تاثیرات نامطلوبی بر بهره‌وری دارند. میانگین طولانی‌مدت تصدی معمولاً با نرخ‌های اشتغال پایین‌تر همراه است و دوره کوتاه‌مدت تصدی نیز نگرانی‌های نیروی کار را افزایش می‌دهد. **دامیان و پمپی (۲۰۱۰)**، در مورد تاثیر قراردادهای موقت بر بهره‌وری به نتایج متفاوتی در کشورهای مختلف اروپایی دست می‌یابند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که قراردادهای مدت معین، کار پاره‌وقت و ساعتی، سرمایه‌گذاری در کسب مهارت‌ها را کاهش می‌دهد، در حالی که قوانین حفاظت از اشتغال روابط بلندمدت، نیروی کار و شرکت را ارتقا می‌دهد و موجب افزایش بهره‌وری می‌گردد. **هیرش و مولر (۲۰۱۲)**، یک رابطه معکوس U- شکل بین استفاده از کارکنان آژانس موقت نیروی کار و عملکرد شرکت‌های آلمانی پیدا می‌کنند. آن‌ها استدلال می‌کنند که سهم پایین اشتغال موقت در شرکت می‌تواند نشانه‌ای از غربال‌گری کارگران جدید باشد، در حالی که سهم بالای آن می‌تواند نشانه‌ای از جایگزینی گسترده‌تر بین استخدام دائمی به موقت باشد که احتمالاً انگیزه و تعهد نیروی کار را کاهش می‌دهد. **آدسی (۲۰۱۴)**، اظهار می‌کند که استدلال‌های مختلف در مورد اثر قراردادهای موقت بین بخش‌های ماهر و غیرماهر به انگیزه استفاده از این قراردادها توسط کارفرما بستگی دارد. اگر در بخش‌های ماهر، قراردادهای موقت به انگیزه غربال‌گری کارگران صورت گیرد، این دیدگاه انگیزه و تلاش کارگران موقت را برای کسب آموزش‌های تخصصی شرکت افزایش می‌دهد. همچنین، باعث افزایش تمایل شرکت‌ها به ارائه آموزش‌های ضمن خدمت و تخصصی می‌گردد. از سوی دیگر، اگر قراردادهای موقت به انگیزه نیروی کار ارزان‌تر بکار رود، هزینه کمبود آموزش نیروی کار و تلاش کم‌تر کارگران می‌تواند به تاثیر منفی قراردادهای موقت بر بهره‌وری منجر گردد.

معرفی الگوی پژوهش

در بخش مقدماتی پژوهش حاضر اشاره شد که اثر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری صنایع ایران ارزیابی می‌شود. به منظور اجتناب از مشکل همزمانی در تخمین مدل از رویکرد لویسنون و پترین استفاده می‌شود. توضیح بیش‌تر این‌که در تخمین تابع تولید همواره این نگرانی وجود دارد که بین نهاده‌ها و شوک مشاهده‌نشده بهره‌وری همبستگی وجود داشته باشد. بنگاه‌های بیشینه‌کننده سود نسبت به شوک مثبت بهره‌وری از طریق بسط تولید واکنش نشان می‌دهند و بر اساس همین، اقدام به استخدام بیش‌تر نهاده‌ها می‌کنند و به هنگام مواجهه با شوک منفی بهره‌وری، سطح تولید و میزان بکارگیری نهاده‌ها را کاهش می‌دهند. **اولی و پیکس (۱۹۹۲)**، برای کنترل همزمانی از سرمایه‌گذاری به عنوان جانشینی برای شوک مشاهده‌نشده در بهره‌وری استفاده می‌کنند تا تخمین‌های به‌دست‌آمده سازگار باشند. در واقع، آن‌ها معتقد بودند هر بنگاه ویژگی خاص خود را دارد که قابل‌مشاهده نیست و تحت تاثیر این ویژگی خاص نسبت به تعیین تولید و بکارگیری نهاده‌ها تصمیم‌گیری می‌کند. بی‌توجهی به ویژگی خاص بنگاه، موجب تخمین ناسازگار می‌شود.

لویسنون و پترین (۲۰۰۳)، در ادامه اثر **اولی و پیکس (۱۹۹۲)** اظهار داشتند که نهاده‌های واسطه در مقایسه با سرمایه‌گذاری جانشین مناسب‌تری برای شوک‌های بهره‌وری است. آن‌ها برای این نظر خود مزایایی را به نفع نهاده‌های واسطه و مشکلاتی را در ارتباط با سرمایه‌گذاری مطرح کردند. اولین مزیت این است که نهاده‌های واسطه به‌طور کامل نسبت به شوک بهره‌وری واکنش نشان می‌دهند. در حالی که سرمایه‌گذاری تنها به بخش مشاهده‌ناپذیر بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. توضیح بیش‌تر این‌که اگر سرمایه نسبت به بخش پیش‌بینی‌پذیر بهره‌وری واکنش نشان داده باشد، در این صورت سرمایه‌گذاری تنها به بخش پیش‌بینی‌ناپذیر بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد و مقداری همبستگی بین رگرسورها و عبارت خطا همچنان باقی می‌ماند. ثانیاً، وقتی از سرمایه‌گذاری به عنوان جانشین شوک نهاده‌ها استفاده شود، در این صورت باید تمام بنگاه‌هایی که سرمایه‌گذاری آن‌ها صفر است، کنار گذاشته شوند. سرمایه‌گذاری به‌طور یکنواخت صورت نمی‌گیرد، بلکه در یک دوره زمانی مقادیر سرمایه‌گذاری ممکن است زیاد باشد و در دوره‌های دیگر ممکن است صفر باشد. در نتیجه، سرمایه‌گذاری نسبت به شوک بهره‌وری به‌طور یکنواخت واکنش نشان نمی‌دهد. ولی استفاده از نهاده واسطه با چنین مشکلی مواجه نیست و به صورت یکنواخت به شوک بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. ثالثاً، وقتی هزینه‌های تعدیل قابل توجه و مهم باشد، استفاده از نهاده واسطه مناسب‌تر است، زیرا هزینه‌های تعدیل موجب می‌شود که تابع تقاضا برای سرمایه‌گذاری دچار شکستگی شود و در

نتیجه بنگاه‌ها نمی‌توانند به‌طور کامل نسبت به شوک بهره‌وری واکنش نشان دهند و جزء اختلال و متغیرهای توضیحی همبسته خواهند بود. نهاده واسطه از این جهت که تغییر وضعیت نیست، جانشین مناسبی برای شوک بهره‌وری است.

برای توضیح بیش‌تر در خصوص روش لوینسون و پترین، فرض کنید لگاریتم تولید تابعی از لگاریتم سه نهاده نیروی کار، موجودی سرمایه، و نهاده‌های واسطه باشد:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ω جزء بهره‌وری قابل مشاهده بنگاه (مشاهده‌نشده پژوهشگر) است. در خصوص جزء امگا، لوینسون و پترین (۲۰۰۳) اشاره می‌کنند که این جزء یک متغیر وضعیت است، پس بر میزان نهاده تاثیر می‌گذارد و همین امر به مشکل همزمانی در تخمین تابع تولید منجر می‌شود. در صورتی که برای تخمین تابع تولید از روش حداقل مربعات معمولی بدون توجه به مشکل همزمانی فوق (همبستگی شوک بهره‌وری مشاهده‌نشده و متغیرهای توضیحی) استفاده شود، تخمین‌های ناسازگاری به‌دست می‌آید.

η جزء غیرقابل مشاهده است که بر تصمیم بنگاه در انتخاب نهاده‌ها تاثیری ندارد و شوکی است که هیچ کدام از نهاده‌ها به آن پاسخ نمی‌دهد. این جزء خطای تصادفی و نشان‌دهنده انحراف غیرقابل انتظار از میانگین به واسطه خطای اندازه‌گیری یا سایر شرایط خارجی است و نوفه سفید است.

معمولاً، پژوهشگران تجربی رابطه (۱) را تخمین می‌زنند و لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید را از رابطه (۲) به‌دست می‌آورند (Van Beveren, 2012):

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\omega} = y_{it} - \hat{\beta}_1 l_{it} - \hat{\beta}_2 k_{it} - \hat{\beta}_3 m_{it} \quad (2)$$

بنابراین $\hat{\beta}_0 + \hat{\omega}$ لگاریتم بهره‌وری کل بنگاه را نشان می‌دهد.

لوینسون و پترین (۲۰۰۳)، تقاضا برای نهاده‌های واسطه را تابعی از متغیرهای وضعیت امگا (جزء بهره‌وری مشاهده‌نشده) و متغیر سرمایه فرض می‌کنند:

$$m_{it} = m(k_{it}, \omega_{it}), \quad \frac{\partial m}{\partial \omega} > 0 \quad (3)$$

با فرض این که تقاضا برای نهاده‌های واسطه یک تابع فزاینده یک به یک از موجودی سرمایه و شوک مشاهده‌نشده ω باشد، می‌توان با معکوس نمودن تابع فوق، ω را برحسب دو متغیر قابل مشاهده بیان کرد:

$$\omega_{it} = \omega(k_{it}, m_{it}) \quad (4)$$

با در نظر گرفتن ارزش افزوده به عنوان متغیر وابسته و با علم به این که ارزش افزوده از مابه‌التفاوت

ارزش تولید و ارزش نهاده واسطه به‌دست می‌آید و همچنین با تفکیک نیروی کار به نیروی کار غیرماهر و ماهر، می‌توان رابطه (۱) را به صورت رابطه (۵) بازنویسی کرد:

$$v_{it} = \beta_0 + \beta_u l_{it}^u + \beta_s l_{it}^s + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad (5)$$

در رابطه (۵)، جایگذاری $\emptyset(k_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it}$ را انجام می‌دهیم. بنابراین رابطه (۵) را به صورت رابطه (۶) بازنویسی می‌کنیم:

$$v_{it} = \beta_u l_{it}^u + \beta_s l_{it}^s + \emptyset(k_{it}, m_{it}) + \eta_{it} \quad (6)$$

لویسنسون و پترین (۲۰۰۳)، ضرایب تابع تولید را طی دو مرحله به صورت ذیل برآورد می‌کنند: در مرحله اول، برای به‌دست آوردن ضرایب نیروی کار می‌توان از روش رابینسون (۱۹۹۸) بهره برد. با گرفتن امید ریاضی رابطه (۶) مشروط بر k و m داریم:

$$E[v_t | k_t, m_t] = E[l_t^u | k_t, m_t] \beta_u + E[l_t^s | k_t, m_t] \beta_s + \emptyset(k_t, m_t) \quad (7)$$

از دو رابطه قبل، خالص تاثیر ارزش‌افزوده از نیروی کار به‌دست می‌آید:

$$v_t - E[v_t | k_t, m_t] = (l_t^u - E[l_t^u | k_t, m_t]) \beta_u + (l_t^s - E[l_t^s | k_t, m_t]) \beta_s + \eta_t \quad (8)$$

از رابطه (۸) می‌توان دریافت که:

یک تخمین OLS بدون عرض از مبدأ $v_t - E[v_t | k_t, m_t]$ روی عبارتهای $(l_t^u - E[l_t^u | k_t, m_t])$ و $(l_t^s - E[l_t^s | k_t, m_t])$ تخمین‌سازی را از پارامتر متغیرهای نیروی کار غیرماهر و ماهر به‌دست می‌آورد.

با ارائه توضیحات بیشتر، برآورد ضرایب مرحله اول به شرح ذیل صورت می‌گیرد:

۱- با رگرسیون v روی m و k برآوردی از $E(v | m, k)$ (امید ریاضی v به شرط m, k) به‌دست آورده می‌شود و $v - E(v | m, k)$ محاسبه و $v(m, k)$ نامگذاری می‌گردد.

۲- با رگرسیون l^u روی m و k برآوردی از $E(l^u | m, k)$ به‌دست می‌آید و $l^u - E(l^u | m, k)$ محاسبه و x_1 نامگذاری می‌شود.

۳- با رگرسیون l^s روی m و k برآوردی از $E(l^s | m, k)$ به‌دست می‌آید و $l^s - E(l^s | m, k)$ محاسبه و x_2 نامگذاری می‌شود.

یک مدل OLS بدون عرض از مبدأ $v(m, k)$ روی x_1 و x_2 انجام می‌شود. ضرایب به‌دست‌آمده، ضرایب نیروی کار غیرماهر و ماهر در تابع تولید است. در این‌جا مرحله اول تخمین به پایان می‌رسد. در مرحله دوم کافی است که ضریب موجودی سرمایه برآورد گردد (در حالتی که متغیر وابسته تولید باشد، نیاز به برآورد پارامترهای موجودی سرمایه و نهاده‌های واسطه است). مراحل زیر، روش

برآورد ضریب موجودی سرمایه را نشان می‌دهد:

۱- با استفاده از ضرایب برآوردشده نیروی کار غیرماهر و ماهر در مرحله اول، $\emptyset(m, k)$ به صورت

زیر به دست می‌آید:

$$\emptyset(m, k) = v - \beta_u l^u - \beta_s l^s \quad (9)$$

۲- مقداری کاندید (جایگزین) برای β_k پیدا می‌کنیم و آن را β_k^* می‌نامیم. مقدار مذکور می‌تواند از برآورد تابع تولید کاب داگلاس به روش OLS به دست آید. فرض می‌شود که بهره‌وری ω از فرایند مرتبه اول مارکف پیروی می‌کند و تحت تاثیر متغیرهای کنترلی شرکت قرار نمی‌گیرد. بنابراین، ارزش انتظاری ω به شرط داشتن ω_{t-1} ، همان ارزش انتظاری ω_{t-1} ، ω_{t-2} و ... است و به دو بخش تجزیه می‌شود:

$$\omega_{it} = E[\omega_{it} | \omega_{it-1}] + \xi_{it} \quad (10)$$

ξ_{it} نوفه سفید است و میانگین آن صفر است.

برای به دست آوردن امید ریاضی ω به صورت زیر عمل می‌کنیم:

۱- مقدار $\widehat{\omega}_t + \eta_t = v_t - \beta_u l^u - \beta_s l^s - \beta_k^* k$ را به دست می‌آوریم و آن را A نامگذاری

می‌کنیم.

عبارت $\widehat{\omega}_{t-1} = \widehat{\emptyset}_{t-1} - \beta_k^* k_{t-1}$ را محاسبه می‌کنیم و آن را متغیر B می‌نامیم.

با رگرسیون A بر روی B ، متغیر $E[\omega_{it} | \omega_{it-1}]$ حاصل می‌شود.

همچنین یک تقریب سازگار برای $E[\omega_{it} | \omega_{it-1}]$ که $E[\omega_{it} | \widehat{\omega}_{it-1}]$ نامیده می‌شود، می‌تواند با

استفاده از مدل (۱۱) حاصل شود:

$$\widehat{\omega} = \gamma_0 + \gamma_1 \omega_{t-1} + \gamma_2 \omega_{t-1}^2 + \gamma_3 \omega_{t-1}^3 + \xi_{it} \quad (11)$$

با جایگزین کردن رابطه (۱۰) به جای ω در رابطه (۵) داریم:

$$\widehat{\xi}_{it} + \widehat{\omega}_{it} = v_{it} - \widehat{\beta}_u l_{it}^u - \widehat{\beta}_s l_{it}^s - \beta_k^* k - E[\omega_{it} | \widehat{\omega}_{it-1}] \quad (12)$$

در نهایت، ضریب β_k با حداقل کردن تابع هدف (۱۳) به دست می‌آید:

$$\min \sum (v_{it} - \widehat{\beta}_u l_{it}^u - \widehat{\beta}_s l_{it}^s - \beta_k^* k - E[\omega_{it} | \widehat{\omega}_{it-1}])^2 \quad (13)$$

ضریب $\widehat{\beta}_k$ از β_k به کمک دستور `levpet` در نرم‌افزار STATA با حداقل کردن تابع هدف فوق و با

استفاده از تکنیک نیمه پارامتریک رایانه‌ای بوت‌استرپ^۱ قابل برآورد است (Petrin et al., 2004).

در نهایت، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین به صورت رابطه (۱۴) محاسبه می‌گردد:

$$\ln TFP = v_{it} - \widehat{\beta}_u l_{it}^u - \widehat{\beta}_s l_{it}^s - \widehat{\beta}_k k_{it} \quad (14)$$

در ادامه، به پیروی از باسانینی و ون (۲۰۰۷؛ ۲۰۰۸)، لیزی (۲۰۱۳)، و لیزی و مالو (۲۰۱۷) و ایجاد تغییراتی در مدل آن‌ها، مدل مورد استفاده در این پژوهش برای ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری مورد بررسی قرار می‌گیرد. ما شاغلان شرکت را شامل شاغلان موقتی (TE) و شاغلان دائمی (PE)^۲ در نظر می‌گیریم. علاوه بر این، صنایع مختلف را به دو گروه صنایع ماهر (S) و صنایع غیرماهر (US) تقسیم‌بندی می‌کنیم و بررسی می‌کنیم که آیا تاثیر نوع قرارداد بازار کار در صنایع ماهر و غیرماهر متفاوت هست یا خیر. پس فرضیه ذیل را مورد آزمون قرار می‌دهیم:

$$\Delta \ln TFP_t^S - \Delta \ln TFP_t^{US} = f(TE_{it}) \quad (15)$$

تفاوت رشد بهره‌وری در بین صنایع ماهر و غیرماهر تابعی از سهم شاغلان موقتی صنایع است: $\Delta \ln TFP_t^S$ و $\Delta \ln TFP_t^{US}$ به ترتیب میانگین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع ماهر و غیرماهر در سال t است. TE_{it} سهم شاغلان موقتی صنعت i در سال t است.

در عمل، برای تقسیم صنایع به دو گروه ماهر و غیرماهر، ابتدا میانگین سهم کارکنان ماهر هر صنعت را در طی سال‌های مختلف محاسبه می‌کنیم و آن را به عنوان شاخص شدت مهارت آن صنعت ($SSII_i$)^۳ در نظر می‌گیریم. سپس، میانگین سهم کارکنان ماهر کل صنایع را در طی سال‌های مختلف به دست می‌آوریم و صنایع با شدت مهارت بالاتر از میانگین را به عنوان صنایع ماهر و صنایع با شدت مهارت کم‌تر از میانگین را به عنوان صنایع غیرماهر به صورت رابطه (۱۶) در نظر می‌گیریم (Haskel Slaughter, 2002):

$$SSII_i = \begin{cases} 1 & \text{if } SSI_i > \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I SSI_i \Rightarrow \text{صنعت ماهر} \\ & \text{for each } i = 1, 2, \dots, i \\ 0 & \text{if } SSI_i < \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I SSI_i \Rightarrow \text{صنعت غیرماهر} \end{cases} \quad (16)$$

داده‌های ما نشان می‌دهد که از مجموع ۱۱۲ صنعت با کد ISIC چهاررقمی مورد استفاده در این پژوهش، تعداد ۵۴ صنعت در گروه صنایع ماهر و تعداد ۵۸ صنعت در گروه صنایع غیرماهر

1. Temporary Employment
2. Permanent Employment
3. Skill Intensity Index

طبقه‌بندی شده‌اند.

بر اساس نظریه رشد شومپیتر (Griffith et al., 2009)، شکاف با وقفه بهره‌وری هر صنعت و صنعت رهبر^۱ را به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل می‌کنیم. در هر بخش، صنعت رهبر صنعتی است که بالاترین بهره‌وری را در یک سال مشخص دارد.

بنابراین، مدل تجربی رابطه نرخ رشد بهره‌وری و نوع قرارداد استخدامی به صورت رابطه (۱۷) در نظر گرفته می‌شود:

(۱۷)

$$\Delta \ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln TFP_{it}^L + \beta_2 \ln \left(\frac{TFP_{it-1}^L}{TFP_{it-1}} \right) + \beta_3 TE_{it} + \beta_4 (SSII_i, TE_{it}) + \beta_5 H_{it} + \beta_6 EI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\Delta \ln TFP$ نرخ رشد بهره‌وری، $\frac{TFP}{TFP^L}$ شکاف بهره‌وری نسبی صنایع و صنعت رهبر، $\Delta \ln TFP^L$ رشد بهره‌وری صنعت رهبر، TE سهم اشتغال موقتی کارکنان، H شاخص سرمایه انسانی، و EI شدت انرژی است.

معرفی داده‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج

با توجه به وجود داده‌های آماری متغیرها، دوره زمانی مورد نظر در این پژوهش ۱۳۹۶-۱۳۸۵ است. به منظور انجام پژوهش حاضر از اطلاعات کارگاه‌های صنعتی دهنفر کارکن و بیش‌تر به تفکیک طبقه‌بندی ISIC در سطح کدهای چهاررقمی مرکز آمار ایران^۲ استفاده شده است. به دلیل نبود آمار و اطلاعات، از میان ۱۲۲ کد، تعداد ده کد حذف گردید. در مجموع برای هر متغیر حدود ۱۲۳۲ مشاهده در دسترس است. همچنین، ارزش واقعی متغیرها بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ محاسبه شده است. نحوه محاسبه متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر به این شرح است:

V : ارزش افزوده است که از تفاوت ارزش ستانده و ارزش نهاده‌های بکاررفته در تولید حاصل می‌گردد. دیورت (۲۰۰۰)، استدلال می‌کند که در مطالعات بین‌صنعتی، ارزش افزوده نسبت به تولید مناسب‌تر است، زیرا دومی شامل هزینه نهاده واسطه است که ممکن است در صنایع بسیار متفاوت باشد. گریلیچس و رینگستد (۱۹۷۱)، بیان می‌دارند که استفاده از ارزش افزوده امکان مقایسه بین شرکت‌های استفاده‌کننده از مواد خام ناهمگن را می‌دهد. همچنین، تفاوت‌ها و تغییرات در کیفیت نهاده‌ها را در نظر می‌گیرد. استفاده از تولید که مستلزم گنجاندن نهاده واسطه به عنوان متغیر ورودی

1. Industry Leader

2. <https://www.amar.org.ir/>

در مدل است، ممکن است نقش سرمایه و نیروی کار را در رشد بهره‌وری کاهش دهد. K: موجودی سرمایه است که در این پژوهش مشابه تعدادی از مطالعات گذشته (Berlemann Wesselhöft, 2016; Jani, 2019) برای اندازه‌گیری آن از روش موجودی دائمی^۱ استفاده شده است.

L: نهاده نیروی کار است که یک روش مرسوم برای اندازه‌گیری آن، استفاده از تعداد ساعات کار یا تعداد نفرات نیروی کار است. ما برای در نظر گرفتن تاثیر کیفیت نیروی انسانی بر تولید، به تفکیک از تعداد نیروی کار غیرماهر (L^U) و تعداد نیروی کار ماهر (L^S) استفاده کرده‌ایم. TFP: بهره‌وری کل عوامل تولید است که در این پژوهش به روش نیمه‌پارامتریک لویسنسون و پترین اندازه‌گیری شده است.

$\Delta \ln TFP_{it}$: نرخ رشد بهره‌وری صنعت i (صنایع ISIC4) در سال t است که به شکل تفاوت لگاریتمی در نظر گرفته شده است.

شکاف با وقفه بهره‌وری صنعت رهبر نسبت به صنعت i در بخش مربوطه است $\frac{TFP_{it}^L - 1}{TFP_{it-1}^L}$ (Griffith *et al.*, 2009; Lisi Malo, 2017) (منظور از بخش در پژوهش حاضر، صنایع ISIC2 است). بر اساس نظریه رشد شومپیتر، سرریز دانش از صنایع با فناوری بالا اثر مثبتی بر رشد بهره‌وری سایر صنایع دارد. **گرفیت و همکاران (۲۰۰۹)**، اظهار می‌دارند که افزایش شکاف بهره‌وری با صنعت رهبر، رشد بهره‌وری صنعت را تسریع می‌بخشد.

$\Delta \ln TFP_{it}^L$: رشد بهره‌وری صنعت رهبر مربوط به بخشی است که صنعت i در سال t در آن قرار دارد. انتظار می‌رود که انتقال مرز کارایی به دلیل رشد بهره‌وری صنعت رهبر، تاثیر مثبت بر رشد بهره‌وری سایر صنایع داشته باشد (Griffith *et al.*, 2009).

TE_{it} : سهم اشتغال موقتی کارکنان است. در این پژوهش از آمار سهم شاغلان پیمانکاری (نیروهای شرکتی) به عنوان شاغلان موقتی استفاده شده است. بررسی ادبیات مربوط به اشتغال موقت بیانگر این است که در مطالعات مختلف از آمار شاغلان پیمانکاری تحت عنوان اشتغال موقتی استفاده شده است (Hirsch Mueller, 2012; Lisi Malo, 2017; Nielen, 2016).

SSII: شاخص شدت مهارت صنعت است. اگر صنعت مورد نظر صنعت ماهر باشد $SSII = 1$ و در غیر این صورت مساوی ۰ است.

H_{it} : میانگین وزنی سال‌های تحصیل کارکنان و به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی است. انتظار

بر این است که دانش و مهارت‌های تجسم‌یافته در انسان، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. EI_{it} : متغیر کنترلی شدت انرژی است که حاصل تقسیم ارزش سوخت مصرف‌شده به ارزش افزوده است. در ادامه، ما ابتدا تابع تولید (مدل ۱) را برآورد می‌کنیم و بهره‌وری را به دست می‌آوریم. سپس مدل اقتصادسنجی مربوط به تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای ایران (مدل ۲) را برآورد می‌کنیم و نتایج را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. اولین گام در برآورد مدل، انجام آزمون نبود وابستگی مقطعی است که از توزیع نرمال برخوردار است. نتایج آزمون نبود وابستگی مقطعی پسران^۱ در **جدول (۱)** بیانگر نبود وابستگی مقطعی بین متغیرها در دو مدل ۱ و ۲ است.

جدول ۱: نتایج آزمون نبود وابستگی مقطعی پسران

مقدار آماره محاسباتی پسران	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
۱/۴۸	(۰/۱۳)	نبود وابستگی مقطعی
۱/۲۷	(۰/۲۰)	نبود وابستگی مقطعی

گام دوم، انجام آزمون پایایی متغیرهاست. برای آزمون پایایی در داده‌های پانل، می‌توان از شش آزمون لوین، لین و چو^۱، ایم، پسران و شین^۲، برایتونگ^۳، ADF فیشر^۴، PP فیشر^۵، و آزمون هادری^۶ استفاده کرد. سه آزمون ایم، پسران و شین، ADF فیشر، و PP فیشر بر مبنای متفاوت بودن عوامل بین واحدهای انفرادی استوار هستند. این فرض معقول و مناسبی در داده‌های پانل است. پس در پژوهش حاضر از آزمون پایایی IPS استفاده می‌شود.

در **جدول (۲)**، نتایج مربوط به آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید و متغیرهای مدل نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری ارائه شده است. متغیرهای مربوط به تابع تولید شامل لگاریتم ارزش افزوده ($\ln V$)، لگاریتم نیروی کار غیرماهر ($\ln L^U$)، لگاریتم نیروی کار ماهر ($\ln L^S$)، لگاریتم موجودی سرمایه ($\ln K$)، و لگاریتم نهاده‌های واسطه ($\ln M$) پایا از مرتبه یک می‌شوند. همچنین، نتایج آزمون پایایی متغیرهای مربوط به مدل نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد بهره‌وری ($D\ln TFP$)، نرخ رشد بهره‌وری بنگاه رهبر ($D\ln TFP^L$)، سهم اشتغال موقتی کارکنان (TE)، و شدت انرژی (EI) پایا از مرتبه صفر و سایر متغیرها شامل لگاریتم شکاف بهره‌وری نسبی صنایع و صنعت رهبر (نسبت بهره‌وری بنگاه رهبر به سایر بنگاه‌ها)، ($\ln(\frac{TFP^L}{TFP})$) و میانگین وزنی سال‌های تحصیل کارکنان به عنوان شاخص سرمایه انسانی (H) پایا از مرتبه یک هستند.

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin (IPS)
3. Breitung
4. ADF - Fisher
5. PP - Fisher
6. Hadri

جدول ۲: نتایج آزمون پایایی IPS (در حالت عرض از مبدأ و روند و نبود وابستگی مقطعی بین متغیرها)

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال	نتیجه
lnV	-۱/۷۷	(۰/۰۳)	I(1)
lnL ^u	-۲/۱۵	(۰/۰۱)	I(1)
lnL ^s	-۳/۳۷	(۰/۰۰۰)	I(1)
lnK	-۳/۳۱	(۰/۰۰۰)	I(1)
lnM	-۲/۳۵	(۰/۰۰۹)	I(1)
DlnTFP	-۲/۰۲	(۰/۰۲)	I(0)
DlnTFP ^L	-۲/۰۱	(۰/۰۲)	I(0)
$\ln\left(\frac{TFP^L}{TFP}\right)$	-۲/۶۵	(۰/۰۰)	I(1)
TE	-۳/۹۳	(۰/۰۰)	I(0)
H	-۲/۸۱	(۰/۰۰)	I(1)
EI	-۳/۲۶	(۰/۰۰)	I(0)

آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید
(مدل ۱)

آزمون پایایی متغیرهای مدل نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری
(مدل ۲)

در بخش الگوی پژوهش اشاره کردیم که برای اندازه‌گیری بهره‌وری به روش لوینسون و پترین لازم است که ضرایب تابع تولید در دو مرحله برآورد گردد. نتایج مرحله اول لوینسون و پترین، برآوردی از پارامتر متغیرهای نیروی کار غیرماهر و نیروی کار ماهر به ترتیب با ارقام ۰/۲۶ و ۰/۵۵ به دست آورد. در مرحله دوم، ابتدا برآورد اولیه‌ای معادل رقم ۰/۰۲ از ضریب سرمایه با استفاده از تابع تولید کاب داگلاس و به روش حداقل مربعات معمولی به دست آمد. پس از برآورد ضرایب نیروی کار ماهر و غیرماهر در مرحله اول لوینسون و پترین و تخمین اولیه از ضریب سرمایه، برآوردی از $E[\omega_{it} | \omega_{it-1}]$ (در رابطه ۱۳) به دست آمد. سپس ضریب سرمایه به کمک دستور Levpet در نرم‌افزار STATA با حداقل کردن تابع هدف (۱۳) و با استفاده از تکنیک نیمه پارامتریک بوت‌استرپ، معادل ۰/۰۸ برآورد گردید.

در نهایت، پس از برآورد ضرایب تابع تولید، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین برای تعداد ۱۱۲ کد ISIC چهاررقمی صنایع کارخانه‌ای ایران به صورت رابطه (۱۸) محاسبه گردید:

$$\ln TFP = v_{it} - 0.026 l^u_{it} - 0.55 l^s_{it} - 0.08 k_{it} \quad (18)$$

در ادامه، از متغیر lnTFP به دست آمده در بخش قبلی، نرخ رشد بهره‌وری ($\Delta \ln TFP$) را به دست می‌آوریم و به عنوان متغیر وابسته در مدل (۱۷) استفاده می‌کنیم. برای اجتناب از رگرسیون کاذب

می‌توانیم از متغیرهای مانا در سطح یا متغیرهای مانا شده با استفاده از تفاضل‌گیری متغیرهای جدول (۲) استفاده کنیم. اما این کار سبب می‌شود که اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست برود. آزمون هم‌انباشتگی این امکان را فراهم می‌کند که بتوان رگرسیون را بدون هراس از کاذب بودن آن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد. زمانی که تمامی متغیرهای مدل دارای ریشه واحد باشند و همچنین، در حالتی که متغیرها شامل متغیرهای $I(1)$ و $I(0)$ شوند، می‌توان هم‌انباشتگی را آزمون کرد. در واقع، در بررسی رابطه هم‌انباشتگی، اگر برخی از متغیرها $I(0)$ باشند، مشکلی ایجاد نمی‌کند (سوری، ۱۳۹۴: ۷۴۷). آزمون وسترلاند^۱ از مهم‌ترین آزمون‌های هم‌انباشتگی در داده‌های پانل است. در این آزمون، رد فرضیه صفر بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهاست. نتایج آزمون وسترلاند در جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل رد شده است.

جدول ۳: آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند
(در حالت عرض از مبدأ و روند و با فرض وجود هم‌انباشتگی در همه پانل‌ها)

	Statistic	P-Value
Variance Ratio	۶/۷۹	(۰/۰۰)
وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تایید می‌گردد. نتیجه آزمون		

پس از تایید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در بخش قبل، می‌توانیم بدون هراس از رگرسیون کاذب، مدل مربوط به نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری را برآورد کنیم. در ادامه، برای برآورد مدل‌های پانل دیتا، لازم است مشخص کنیم که داده‌ها از کدام نوع تلفیقی یا پانل دیتا است. در واقع، لازم است بررسی شود که آیا شواهدی دال بر ادغام داده‌ها وجود دارد (داده‌های تلفیقی)^۲ یا این که مدل برای هر یک از مقاطع، متفاوت است (داده‌های پانلی). می‌دانیم که داده‌های پانلی نیز به دو دسته اثرات تصادفی^۳ و اثرات ثابت^۴ تقسیم می‌شوند. برای تشخیص دو روش وجود دارد: یک راه این است که با استفاده از آزمونی نظیر چاوش^۵، داده‌های تلفیقی را در مقابل اثرات ثابت آزمون کنیم. راه دیگر

1. Westerlund Panel Cointegration Test
2. Pooling Data
3. Random Effects
4. Fixed Effects
5. Chow Test

این است که از آزمون‌های نظیر برونش پاگان^۱ استفاده کنیم و برتری مدل تلفیقی یا مدل اثرات تصادفی را مورد آزمون قرار دهیم. ما از آزمون چاو شروع می‌کنیم. با توجه به نتایج ارائه‌شده در **جدول (۴)**، آماره F لیمر در سطح معنادار یک درصد، تلفیقی بودن داده‌ها را رد می‌کند. بنابراین، اثرات گروهی در بین مقاطع پذیرفته می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون چاو برای مقایسه مدل تلفیقی و مدل پانل

	Statistics	D.F	Prob.
Cross-Section F	۲/۵۲	(۷۷۶/۱۱۱)	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون	انتخاب مدل اثرات ثابت		

اکنون لازم است آزمون هاسمن^۲ به منظور تعیین روش اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرد. نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد که در سطح معنادار یک درصد فرضیه صفر اثرات تصادفی رد می‌شود و برآورد مدل اثرات ثابت مناسب است (**جدول ۵**). لازم به اشاره است که با توجه به رد دو مدل تلفیقی و مدل اثرات تصادفی، آزمون برونش - پاگان ضرورت ندارد.

جدول ۵: نتایج آزمون هاسمن برای مقایسه مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی

	Chi-Sq Statistics	D.F	Prob
Cross-Section Random	۳۸۸/۹۰	۶	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون	انتخاب مدل اثرات ثابت		

جدول (۶)، نتایج نهایی برآورد مدل را به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد. قابل اشاره است که نتایج اولیه آزمون والد تعدیل‌شده^۳ بیانگر رد فرضیه صفر همسانی واریانس اجزای اخلال در مدل است. همچنین، نتایج آزمون وولدریج^۴ بر رد فرضیه صفر نبود خودهمبستگی در اجزای اخلال دلالت دارد. در این شرایط، استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته^۵ باعث افزایش کارایی پارامترهای

1. Breusch-Pagan LM Test
2. Hausman Test
3. Modified Wald Test
4. Wooldridge Test
5. Generalized Least Squares (GLS)

مدل می‌گردد. علاوه بر این، متغیر توضیحی AR به مدل اضافه شد و خطاهای استاندارد نیز نسبت به خودهمبستگی مقاوم‌سازی^۱ گردید.

جدول ۶: تاثیر اشتغال موقت بر بهره‌وری در بخش‌های ماهر و غیرماهر (متغیر وابسته: $D\ln TFP$)

Size	Size ²	EI	H	SSII×TE	TE	$\ln\left(\frac{TFP^L(-1)}{TFP(-1)}\right)$	$D\ln TFP^L$	متغیر
-۰/۰۲	۰/۰۰	-۱/۲۸	۰/۳۱	-۰/۴۹	-۰/۴۰	۰/۴۷	۰/۵۱	ضریب
۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	سطح احتمال

نتایج ارائه‌شده در **جدول (۶)** بیانگر ارتباط منفی اشتغال موقت و رشد بهره‌وری است. صنایع ماهر و غیرماهر با استفاده از شاخص شدت مهارت تفکیک شده است. ضرایب TE و $SSII \times TE$ به ترتیب مربوط به تاثیر اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری در صنایع غیرماهر و ماهر است. مشاهده می‌گردد که در تمامی صنایع، به‌ویژه صنایع ماهر، قراردادهای موقتی کارکنان اثر منفی بر رشد بهره‌وری دارد. همچنین، علامت ضرایب متغیرهای رشد بهره‌وری صنعت رهبر ($D\ln TFP^L$) و شکاف بهره‌وری نسبی ($\ln\left(\frac{TFP^L(-1)}{TFP(-1)}\right)$) سازگار با نظریه است. رشد بهره‌وری صنعت رهبر باعث انتقال مرز کارایی می‌شود و موجب رشد بهره‌وری سایر صنایع موجب می‌گردد. ارتقای سرمایه انسانی کارکنان و کاهش شدت انرژی صنعت، رشد بهره‌وری را بهبود می‌بخشد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تاثیر سهم اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری با در نظر گرفتن اثر متفاوت در صنایع ماهر و غیرماهر مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های بکاررفته مجموعه پانلی از اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده‌نفر کارکن و بیش‌تر را به تفکیک طبقه‌بندی ISIC در سطح کدهای چهاررقمی مرکز آمار ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ شامل می‌گردد.

اندازه‌گیری بهره‌وری به صورت پارامتریک، به‌ویژه بر اساس تابع تولید، نیاز به تخمین اقتصادسنجی دارد. تخمین اقتصادسنجی تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی، مبتنی بر فروضی از جمله استقلال متغیرهای توضیحی و جزء اخلاص است. در حالی که عملاً ممکن است این‌طور نباشد و با ایجاد مسئله تورش همزمانی، تخمین دچار مشکل شود. پس در این پژوهش، به منظور اجتناب از

1. Robust

مشکل همزمانی در تابع تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید به روش نیمه پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری شد.

علاوه بر اندازه‌گیری بهره‌وری به روش لوینسون و پترین، پژوهش حاضر سهم‌های دیگری نیز در ادبیات مربوط به رشد بهره‌وری دارد که دست‌کم در مطالعات داخلی کم‌تر مشاهده می‌گردد: اولاً، از آمار شاغلان پیمانکاری (نیروهای شرکتی) موجود در صنایع کارخانه‌ای ایران به عنوان معیاری از شاغلان موقتی استفاده شد. ثانیاً، با استفاده از شاخص شدت مهارت، صنایع به دو گروه ماهر و غیرماهر تقسیم‌بندی شد و تاثیر اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری در هر یک از دو گروه صنایع مورد ارزیابی قرار گرفت. سهم دیگر در این پژوهش، استفاده از متغیر کنترلی شکاف بهره‌وری هر بنگاه نسبت به بنگاه رهبر بر اساس نظریه رشد شومپیتر است.

نتایج بیانگر است که اشتغال موقت در صنایع کارخانه‌ای ایران بر بهره‌وری آسیب می‌زند، به‌ویژه در صنایع ماهر، که در آن تولید با شدت بیشتری به مهارت‌ها وابسته است. یک درصد افزایش در قراردادهای موقتی شاغلان، میانگین رشد بهره‌وری را به ترتیب در صنایع غیرماهر و ماهر حدود ۰/۴۰ و ۰/۴۹ درصد کاهش می‌دهد.

نتایج نشان می‌دهد که علامت متغیرهای رشد بهره‌وری صنعت رهبر و شکاف بهره‌وری نسبی هر صنعت با رهبر صنعت موافق انتظار است و به‌طور معناداری با رشد بهره‌وری ارتباط مثبت دارد و ضرایب تخمین‌زده‌شده با تخمین‌های موجود در ادبیات قبلی (Griffith et al., 2009; Lisi Malo, 2017; Bas-sanini Venn, 2007) همسوست.

شواهد منفی تاثیر اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری دارای این پیام سیاستی است که با وجود این‌که اساس کار شرکتی و پیمانکاری در کشورهای پیشرو، گسترش اشتغال و ایجاد زمینه‌های کار برای بیکاران و غربال‌گری کارکنان است، اما این رویکرد در صنایع کارخانه‌ای ایران برای کاهش مسئولیت کارفرما در قبال نیروی کار و کاهش صورت‌حساب دستمزد شرکت‌ها صورت می‌گیرد و این موضوع انگیزه و تعهد نیروی کار را کاهش می‌دهد. بنابراین، اصلاحات بازار کار به صورت کاهش سهم قراردادهای موقت می‌تواند با ایجاد رابطه کاری طولانی‌مدت بین کارکنان و کارفرمایان و افزایش اعتماد و تعهد نیروی کار، موجبات رشد پایدار بهره‌وری را فراهم سازد.

پیشنهاد می‌شود در راستای تامین امنیت شغلی کارکنان، جلوگیری از تضییع حقوق آنان و برقراری عدالت، شرکت‌های واسطه (شرکت‌های پیمانکاری) تامین نیرو حذف گردند.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از توصیه‌های اندیشمندان داوران محترم و ناشناس که در بهبود کیفی پژوهش نقش مهمی داشته‌اند، تشکر و قدردانی می‌کنند.

منابع

الف) انگلیسی

- Addressi, W. (2014). The Productivity Effect of Permanent and Temporary Labor Contracts in the Italian Manufacturing Sector. *Economic Modelling*, 36(1), 666-672. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.054>
- Aleksynska, M., & Berg, J. (2016). Firms' Demand for Temporary Labour in Developing Countries: Necessity or Strategy. *Conditions of Work and Employment Series*, No 77.
- Amini, A., Mohammadi, M., & Alizadeh, Z. (2018). The Role of Human Capital and R&D in Total Factor Productivity in the Mining Sector. *Planning and Budgeting*, 23(2), 47-78. <http://jpbud.ir/article-1-1682-fa.html>
- APO Productivity Databook (2015). <https://www.apo-tokyo.org/publications/ebooks/apo-productivity-databook-2015/>
- Arbabiyan, S., & Mirzaei, M. (2011). The Effect of Labor Flexibility on Industries with High Technology in Iran. *Iranian Journal of Trade Studies*, 15(60), 67-99. http://pajooeshnameh.itsr.ir/article_13708.html
- Arvanitis, S. (2005). Modes of Labor Flexibility at Firm Level: Are There Any Implications for Performance and Innovation? Evidence for the Swiss Economy. *Industrial and Corporate Change*, 14(6), 993-1016. <https://doi.org/10.1093/icc/dth087>
- Auer, P., Berg, J., & Coulibaly, I. (2005). Is a Stable Workforce Good for Productivity? *International Labour Review*, 144(3), 319-343. <https://doi.org/10.1111/j.1564-913X.2005.tb00571.x>
- Bassanini, A., & Venn, D. (2007). Assessing the Impact of Labour Market Policies on Productivity: A Difference-In-Differences Approach. *OECD Social Employment and Migration Working Papers*, No. 54. <https://doi.org/10.1787/1815199X>
- Bassanini, A., & Venn, D. (2008). The Impact of Labour Market Policies on Productivity in OECD Countries. *International Productivity Monitor*, 17(1), 3-15. <http://www.csls.ca/ipm/17/IPM-17-bassanini.pdf>
- Berlemann, M., & Wesselhöft, J.-E. (2016). Estimating Aggregate Capital Stocks Using the Perpetual Inventory Method. *Review of Economics*, 65(1), 1-34. <https://doi.org/10.1515/roe-2014-0102>
- Boeri, T., & Garibaldi, P. (2007). Two Tier Reforms of Employment Protection: A Honeymoon Effect? *The Economic Journal*, 117(521), 357-385. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02060.x>
- Bryson, A. (2013). Do Temporary Agency Workers Affect Workplace Performance? *Journal of Productivity Analysis*, 39(2), 131-138. <https://doi.org/10.1007/s11123-012-0282-2>
- Cetrulo, A., Cirillo, V., & Guarascio, D. (2019). Weaker Jobs, Weaker Innovation.

- Exploring the Effects of Temporary Employment on New Products. *Applied Economics*, 51(59), 6350-6375. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1619015>
- Cirillo, V., & Ricci, A. (2020). Heterogeneity Matters: Temporary Employment, Productivity and Wages in Italian Firms. *Economia Politica*, 1-27. <https://doi.org/10.1007/s40888-020-00197-2>
- Damiani, M., & Pompei, F. (2010). Labour Protection and Productivity in EU Economies: 1995-2005. *The European Journal of Comparative Economics*, 7(2), 373. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1327040>
- Diewert, E. (2000). The Challenge of Total Factor Productivity Measurement. *International Productivity Monitor*, 1(1), 45-52.
- Dolado, J. J., Ortigueira, S., & Stucchi, R. (2016). Does Dual Employment Protection Affect TFP? Evidence from Spanish Manufacturing Firms. *SERIEs*, 7(4), 421-459. <https://doi.org/10.1007/s13209-016-0150-9>
- Engellandt, A., & Riphahn, R. T. (2005). Temporary Contracts and Employee Effort. *Labour Economics*, 12(3), 281-299. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2003.11.006>
- Fetros, M. H., Deghanpour, M. R., & Dehmoobed, B. (2012). The Influence of Productivity in the Economic Growth of Iranian Production Industries through Panel Data Approach. *Management and Development Process*, 25(1), 27-44. <http://jmdp.ir/article-1-1053-fa.html>
- Gächter, S., & Falk, A. (2002). Work Motivation, Institutions, and Performance. In *Experimental Business Research* (pp. 351-372): Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-5196-3_15
- Griffith, R., Redding, S., & Simpson, H. (2009). Technological Catch-Up and Geographic Proximity. *Journal of Regional Science*, 49(4), 689-720. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00630.x>
- Griliches, Z., & Ringstad, V. (1971). *Economies of Scale and the Form of the Production Function: An Econometric Study of Norwegian Manufacturing Establishment Data*: North-Holland Amsterdam.
- Hagen, T. (2001). Does Fixed-Term Contract Employment Raise Firms' Adjustment-Speed? Evidence from an Establishment Panel for West-Germany. *ZEW Discussion Paper*. <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0157.pdf>
- Haltiwanger, J. C., Lane, J. I., & Spletzer, J. (1999). Productivity Differences across Employers: The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital. *American Economic Review*, 89(2), 94-98. <https://doi.org/10.1257/aer.89.2.94>
- Haskel, J. E., & Slaughter, M. J. (2002). Does the Sector Bias of Skill-Biased Technical Change Explain Changing Skill Premia? *European Economic Review*, 46(10), 1757-1783. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00185-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00185-4)
- Hirsch, B., & Mueller, S. (2012). The Productivity Effect of Temporary Agency Work: Evidence from German Panel Data. *The Economic Journal*, 122(562), 216-235. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02536.x>
- Jani, S. (2019). Evaluating the Impact of Schumpeterian & Escape of Competition Effects on the Productivity of Iran's Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Industrial Economic Researches*, 3(7), 25-36. http://indecjournals.pnu.ac.ir/article_6549.html
- Khodadad Kashi, F., Khiabani, N., & Jani, S. (2012). An Analysis of the Impacts of Market Structure on Productivity in Iranian Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20(63), 5-32. <http://qjerp.ir/article-1-466-fa.html>
- Kleinknecht, A., Oostendorp, R. M., Pradhan, M. P., & Naastepad, C. (2006). Flexible

- Labour, Firm Performance and the Dutch Job Creation Miracle. *International Review of Applied Economics*, 20(2), 171-187. <https://doi.org/10.1080/02692170600581102>
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- Lisi, D. (2013). The Impact of Temporary Employment and Employment Protection on Labour Productivity: Evidence from an Industry-Level Panel of EU Countries. *Journal for Labour Market Research*, 46(2), 119-144. <https://doi.org/10.1007/s12651-013-0127-0>
- Lisi, D., & Malo, M. A. (2017). The Impact of Temporary Employment on Productivity. *Journal for Labour Market Research*, 50(1), 91-112. <https://doi.org/10.1007/s12651-017-0222-8>
- Marschak, J., & Andrews, W. H. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 12(3/4), 143-205. <https://doi.org/10.2307/1905432>
- McGinnity, F., Mertens, A., & Gundert, S. (2005). A Bad Start? Fixed-Term Contracts and the Transition from Education to Work in West Germany. *European Sociological Review*, 21(4), 359-374. <https://doi.org/10.1093/esr/jci025>
- Mehregan, N., & Soltani Sehat, I. (2014). R&D Costs and Total Factor Productivity of Industrial Sector. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 2(5), 1-24. http://www.jmsp.ir/article_6591.html
- Nielen, S. (2016). Temporary Agency Work and Firm Competitiveness: Evidence from German Manufacturing Firms. In *Trade Credit and Temporary Employment* (pp. 41-67): Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-29850-4_4
- Olley, S., & Pakes, A. (1992). *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry*: National Bureau of Economic Research Cambridge. <https://doi.org/10.3386/w3977>
- Ortega, B., & Marchante, A. J. (2010). Temporary Contracts and Labour Productivity in Spain: A Sectoral Analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 34(3), 199-212. <https://doi.org/10.1007/s11223-010-0185-z>
- Petrin, A., Poi, B. P., & Levinsohn, J. (2004). Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables. *The Stata Journal*, 4(2), 113-123. <https://doi.org/10.1177/1536867X0400400202>
- Robinson, P. M. (1988). Root-N-Consistent Semiparametric Regression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 56(4), 931-954. <https://doi.org/10.2307/1912705>
- Van Beveren, I. (2012). Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1), 98-128. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00631.x>
- Yadollahzadeh Tabari, N., & Khoshabi, S. Z. (2011). Total Factor Productivity of Khosh Noosh Beverage Company. *Economical Modeling*, 5(14), 131-146. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555542.html

ب) فارسی

امینی، علیرضا، و مصلی، شهرام (۱۳۸۷). اندازه‌گیری و تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر سرمایه انسانی (مطالعه موردی کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران). *نشریه اقتصاد مالی*، ۱(۲)، ۵۶-۳۹.

http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512591.html

خاکسار، غلامرضا (۱۳۸۰). اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیوم کشور. نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)، ۱(۱)، ۱۰۶-۱۳۷.

رنانی، محسن؛ شجری، هوشنگ، و اربابیان، شیرین (۱۳۸۷). انعطاف‌پذیری نیروی کار و رقابت‌پذیری صنایع در اقتصاد جهانی. نشریه پژوهشنامه اقتصادی، ۱(۳)، ۹۵-۱۲۰.

زراءنژاد منصور، و انصاری، الهه (۱۳۸۶). اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان. نشریه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)، ۴(۴)، ۱-۲۶.

سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصادسنجی همراه با کاربرد *Stata* و *Eviews*. انتشارات فرهنگ‌شناسی.

یوسفی، حسین (۱۳۹۷). تاثیر انعطاف‌پذیری قراردادهای بازار کار بر نوآوری در ایران (مطالعه موردی شرکت‌های مستقر در پارک‌های علم و فناوری). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی ارومیه.

بررسی تاثیر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

سکینه اسلامی گیسکی | sa.eslamigiski@mail.um.ac.ir

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

مصطفی سلیمی فر | mostafa@um.ac.ir

استاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران (نویسنده مسئول).

احمد سیفی | spring05@um.ac.ir

دانشیار، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۱

دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۲۶

چکیده: توسعه صنعت از یک طرف به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود و از طرف دیگر به دلیل ضرایب آلاینده‌گی بالاتر باعث کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود. پس ایجاد ساختاری بهینه از صنعت برای کاهش اثرات جانبی منفی از اهمیت بالایی برخوردار است. بر اساس این، پژوهش حاضر با استفاده از شواهد آماری کشورهای منتخب منا برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۰ و کاربست رهیافت اقتصادسنجی فضایی به بررسی اثر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی با شاخص آنتروپی می‌پردازد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که نوعی اثرات فضایی انتشار آلاینده‌ها در میان کشورهای مورد بررسی وجود دارد. همچنین، تراکم صنعت به دلیل امکان بهره‌برداری از مزایای سرریز دانش و فناوری، و تطابق بین مهارت با مشاغل، باعث کاهش تراکم آلاینده‌ها می‌شود. علاوه بر این، شدت مصرف انرژی باعث افزایش در تراکم آلودگی می‌شود. منحنی کوزنتس نیز در رابطه بین تولید ناخالص داخلی و تراکم آلودگی مبنی بر رابطه غیرخطی بین دو متغیر تایید شده است. در نهایت، باز بودن اقتصاد در کشورهای همجوار به واسطه اثرات سرریز فضایی به کاهش تراکم آلودگی منجر می‌شود.

کلیدواژه‌ها: تراکم آلودگی، تراکم صنعتی، آنتروپی بهبودیافته، رهیافت اقتصادسنجی فضایی، کشورهای منا.

طبقه‌بندی JEL: O13, P28, Q01.

مقدمه

تناسب بین سیاست‌ها در دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر به همراه رفاه بالاتر یکی از مهم‌ترین اهداف هر کشوری است. رشد اقتصادی بالاتر با اثرات جانبی منفی انتشار آلاینده‌ها و کاهش کیفیت محیط‌زیست همراه است، اما بخشی از افزایش سطح آلاینده‌ها ناشی از فرایندهای ناکارای تولیدی است. کشورهای منا از جمله کشورهای وابسته به منابع نفتی هستند که سهم به‌نسبت بالایی در انتشار آلاینده‌ها دارند. بر اساس شواهد آماری بریتش پترولیوم، سهم کشورهای منا در انتشار دی اکسید کربن به عنوان یکی از مهم‌ترین مولفه‌های آلاینده‌ها از مقدار ۶/۹ درصد در سال ۲۰۱۰ به مقدار ۷/۸ درصد در سال ۲۰۱۹ افزایش یافته است. این در حالی است که سهم تولید ناخالص داخلی کشورهای منا از کل تولید ناخالص داخلی جهانی در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۰ برابر با ۴/۱ است. شواهد مذکور برای کشورهای اروپایی دارای دلالت‌های مهمی بر وضعیت نامطلوب زیست‌محیطی کشورهای منا است. بر اساس شواهد آمارهای جهانی، سهم کشورهای اروپایی در انتشار دی اکسید کربن در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۰ برابر با ۱۳ درصد و سهم تولید برابر با ۲۰ درصد است. بنابراین، بررسی شواهد نشان می‌دهد که کشورهای منا دارای وضعیت نامطلوبی در انتشار دی اکسید کربن هستند. علاوه بر این، میزان انتشار CO₂ سرانه در کشورهای منا از میزان ۴/۲۲ تن به‌ازای هر نفر در سال ۲۰۰۰ به میزان ۵/۸۳ در سال ۲۰۱۹ افزایش یافته و برای کشورهای اتحادیه اروپا این رقم از ۸/۱۸ در سال ۲۰۰۰ به میزان ۶/۵۶ در سال ۲۰۱۹ کاهش یافته است. کاهش میزان انتشار CO₂ سرانه برای کشورهای اتحادیه اروپا و افزایش این نسبت برای کشورهای منا تأییدی بر اهمیت توجه به آلودگی محیط‌زیست در کشورهای منا است.^۱

صنعتی شدن و تراکم فعالیت‌های صنعتی مهم‌ترین مولفه‌های تعیین‌کننده رشد اقتصادی بالاتر است. تراکم صنعتی به واسطه سرریز دانش و فناوری، تطبیق بیش‌تر مهارت با شغل، و تامین نهاده و توزیع ستاده میان بخش‌های اقتصادی با هزینه کم‌تر از جمله مزایایی است که باعث افزایش بهره‌وری فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر، هر فعالیت تولیدی در اقتصاد نیازمند استفاده از انرژی به عنوان نهاده اصلی برای تامین تولید افزایش یافته است. مصرف انرژی، به‌ویژه سوخت‌های فسیلی، دارای پیامد ایجاد آلاینده‌ها و کاهش کیفیت محیط‌زیست است و این اثر در بخش صنعت که دارای ضریب تولید آلاینده‌ها بالاتر است، از اهمیت بیش‌تری برخوردار است.

1. <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy/downloads.html>

به‌طور کلی، سه عامل بر انتشار آلاینده‌ها موثر است. عامل اول به این صورت است که هر اقتصادی برای توسعه و رشد اقتصادی نیازمند انرژی به عنوان نهاده اصلی تولید است، و مصرف انرژی عامل اصلی تولید انتشار آلاینده‌هاست. عامل دوم، ناشی از ساختارهای نامناسب تولیدی از قبیل فناوری قدیمی تولید است که به افزایش شدت انرژی به عنوان معیاری از ناکارآمدی انرژی مصرفی و افزایش انتشار آلاینده‌ها به‌ازای سطح ثابتی از تولید منجر می‌شود. عامل سوم، توزیع فضایی فعالیت‌های تولیدی در مناطق متعدد است که بر انتشار آلاینده‌ها به‌ازای سطح ثابتی از تولید مطرح است. عامل اول اجتناب‌ناپذیر است و ناشی از رشد اقتصادی است. عامل دوم و سوم ناشی از ناکارایی در مصرف انرژی است که به افزایش انتشار آلاینده‌ها منجر می‌شود، اما اثری بر تولید در اقتصاد ندارد. پس مسئله پژوهش حاضر بر عامل سوم یعنی توزیع بهینه فعالیت‌های صنعتی در جهت کاهش انتشار آلاینده‌ها به‌ازای سطح ثابتی از تولید متمرکز است. بنابراین، ایجاد ساختاری از صنعت که بتواند اثرات جانبی منفی توسعه صنعتی را همزمان با دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر به پایین‌ترین حد ممکن کاهش دهد، هدف بسیاری از سیاستگذاران است. اگرچه دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر به واسطه مصرف انرژی بیش‌تر اجتناب‌ناپذیر است، اما ساختار بهینه صنعت می‌تواند اثرات معناداری بر کاهش آلودگی به‌ازای سطح ثابتی از تولید داشته باشد و ضریب مصرف انرژی رشد اقتصادی را کاهش دهد. یکی از شاخص‌های ساختار بهینه صنعت، تراکم صنعتی است. مطالعات هوسو و نایتو (۲۰۰۶)، چن و هو (۲۰۰۸)، ژانگ و وانگ (۲۰۱۴)، لیو و همکاران (۲۰۱۸)، و جیانگ و ژنگ (۲۰۱۷) نشان می‌دهند که تراکم صنعتی با ایجاد پیامدهای خارجی مثبت و سرریزهای دانش و فناوری، باعث کاهش هزینه‌های تولید، بهبود بهره‌وری، کاهش هزینه درمان آلودگی، و کاهش مصرف انرژی و در نتیجه کاهش آلودگی می‌شود. اما در طرف دیگر ورهاف و نایکمپ (۲۰۰۲)، سان و یوان (۲۰۱۵)، لیو و همکاران (۲۰۱۶؛ ۲۰۱۷ الف؛ ۲۰۱۷ ب) بر این اعتقاد هستند که تراکم صنعتی با افزایش مصرف بیش از حد منابع و تخلیه آن‌ها، کاهش مقررات زیست‌محیطی توسط برخی مناطق اقتصادی، و انگیزه سواری مجانی^۱ برخی شرکت‌ها، باعث افزایش آلودگی می‌شود. در نتیجه، اثر نهایی تراکم صنعتی بر آلودگی محیط‌زیست به سطح دانش‌بنیانی فعالیت‌های صنعتی وابسته است. هرچه توسعه صنعت مبتنی بر دانش و فناوری نوین باشد، انتظار بر این است که اثرات سرریز دانش در میان بخش‌های

۱. Free Rider. واژه‌های اقتصادی است و در مواردی بکار برده می‌شود که فردی منفعت خود را به‌گونه‌ای تامین نماید که هیچ هزینه‌ای بابت آن نپردازد و از طریق هزینه‌ای که بر دیگران تحمیل می‌شود، منفعت خود را بیشینه نماید.

اقتصادی از نمود بیش‌تری برخوردار باشد و تراکم صنعتی باعث کاهش تراکم آلودگی شود. آلودگی محیط‌زیست یکی از متغیرهایی است که ابعاد مختلفی دارد و هر کدام از مطالعات انجام‌شده، جنبه خاصی از آن را مورد بررسی قرار می‌دهد. اما ساختار صنعت از جمله متغیرهایی است که به عنوان شکاف در ادبیات تجربی عوامل موثر بر انتشار آلاینده‌ها مطرح است. در واقع، این فرضیه به این صورت است که در رشد اقتصادی برابر کشورها، ساختار صنعت می‌تواند درصدی از تفاوت را در انتشار آلاینده‌های کشورها توضیح دهد. پس سهم پژوهش حاضر در پیشبرد ادبیات تجربی عوامل موثر بر آلودگی، بررسی اثر ساختار صنعت است تا بتواند شکاف ادبیات موجود را پر کند. بنابراین، پرسش پژوهش به این صورت مطرح می‌شود که آیا ساختار صنعت بر آلودگی محیط‌زیست در کشورهای منا اثرگذار است و آیا می‌توان ساختاری از صنعت را تعریف کرد که دارای پایین‌ترین اثرات جانبی منفی بر کیفیت محیط‌زیست باشد.

در ادامه، ساختار پژوهش به این صورت است که ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش اثر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس در بخش سوم به روش پژوهش و گردآوری داده‌ها پرداخته می‌شود. در نهایت، به برآورد مدل با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی پرداخته می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

صنعتی شدن و دستیابی به مزایای آن یکی از مهم‌ترین مولفه‌های اثرگذار بر رشد اقتصادی است. به همین دلیل کالدور (۱۹۶۶)، صنعتی شدن را به عنوان موتور رشد اقتصادی تلقی می‌کند. اما بر اساس مطالعات کارملوس و همکاران (۲۰۱۶)، بخش صنعت نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی انرژی‌بری و ضرایب تولید آلودگی بالاتری دارد. مزایای به‌نسبت بالای رشد اقتصادی ناشی از صنعتی شدن، کشورها را بر آن داشته است که به صنعتی شدن به عنوان اصلی‌ترین سیاست در جهت تسریع رشد اقتصادی بنگرند.

تراکم صنعتی یک روند توسعه اقتصادی اجتناب‌ناپذیر است که به توزیع متمرکز شرکت‌هایی منجر می‌شود که محصولات همگن یا مشابه با اندازه‌های مختلف تولید می‌کنند. هنوز تعریف کاملی از تراکم صنعتی وجود ندارد. برخی از پژوهشگران آن را به عنوان تمرکز تعداد زیادی از شرکت‌های هم‌صنعت در یک منطقه تعریف می‌کنند (Swann Prevezer, 1996). در حالی که دیگران آن را به عنوان تراکم شرکت‌ها و آژانس‌های مربوطه در یک منطقه خاص تعریف می‌کنند (Porter, 1998).

چه عواملی باعث ایجاد نابرابری‌های فضایی و شکل‌گیری ساختار فضایی معینی از فعالیت‌های

صنعتی در اقتصاد می‌شوند. در پاسخ به این مسئله نظریه‌های مختلفی نظیر مکان‌یابی، رقابت فضایی، و اقتصادهای شهری و منطقه‌ای^۱ شکل گرفته‌اند. تراکم صنعتی علاوه بر آن که پیامد تفاوت مزیت طبیعی مناطق است، تابعی از بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید، مزیت نیروی کار ارزان و ایده‌هاست که باعث تغییراتی در آلودگی می‌شود. در این راستا دو دیدگاه متفاوت در رابطه با اثر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی وجود دارد:

۱. تراکم صنعتی، تراکم آلودگی را تشدید می‌کند. دلایل این مسئله در زیر خلاصه شده است:
- آلودگی به‌طور قابل توجهی با گسترش مقیاس صنعتی و افزایش ستانده که با تراکم صنعتی همراه هستند افزایش می‌یابد و این به تشدید هرگونه آلودگی زیست‌محیطی موجود منجر می‌شود، زیرا تراکم صنعتی مستلزم بکارگیری مقدار زیادی از منابع برای گسترش در مقیاس بزرگ است (Yuan Xie, 2015).

- به منظور جذب سرمایه‌گذاری بیش‌تر، برخی مناطق توسعه‌نیافته استانداردهای مقررات زیست‌محیطی خود را کاهش می‌دهند که این مسئله باعث افزایش آلودگی می‌شود.
- بنگاه‌ها درصدد بهره‌جویی از سواری مجانی در هزینه‌های تولیدی صرفه‌جویی می‌کنند. به همین دلیل، تمایلی برای قبول مسئولیت برای حفاظت از محیط‌زیست ندارند که حتی موجب تخریب بیش‌تر محیط‌زیست می‌شوند (Wang et al., 2018).

۲. تراکم صنعتی به دلایل زیر تراکم آلودگی را کاهش می‌دهد:
- با گسترش و توسعه تراکم صنعتی، هزینه تولید به دلیل وجود صرفه مقیاس کاهش می‌یابد. از این‌رو، بنگاه‌ها برای افزایش سطح سلامت نیروی کار به افزایش هزینه در جهت کنترل آلودگی مبادرت می‌کنند که این مسئله باعث کاهش تراکم آلودگی می‌شود.
- تراکم صنعتی نه‌تنها باعث تخصصی شدن نیروی کار در بخش صنعتی می‌شود، بلکه همکاری بین شرکت‌های بالادست و پایین‌دست برای بازیافت آلاینده‌ها مفید است و شکل‌گیری اقتصاد بازیافت را تشویق می‌کند.

- تراکم صنعتی برای هر دو سرریز دانش و نوآوری فناوری مفید است. همچنین، ممکن است شرکت‌ها را برای بهبود میزان فناوری تولید و اتخاذ فناوری‌های تولید سبز تحریک کند که موجب کاهش انتشار آلاینده‌ها می‌شوند. بنابراین، آلودگی محیط‌زیست در مناطق متراکم کاهش می‌یابد (Liu et al., 2018).

علاوه بر آن که انتشار آلاینده‌ها تابعی از تراکم صنعتی هستند، بر اساس ادبیات اقتصادی تابعی از شهرنشینی، شدت انرژی، و رشد اقتصادی نیز هستند. بر اساس نظریه تراکم شهری، ساختار شهری تعیین‌کننده اثر شهرنشینی بر انتشار آلاینده‌هاست، به این صورت که نبود زیربنای مناسب شهری برای بهره‌گیری از صرفه مقیاس شهری به اثر مثبت شهرنشینی بر آلاینده‌ها منجر می‌شود و برعکس. شدت انرژی بالاتر به دلیل کیفیت پایین فناوری تولیدی به عنوان معیاری از ناکارایی در مصرف انرژی مطرح است و افزایش در ناکارایی در مصرف انرژی باعث افزایش انتشار آلاینده‌ها می‌شود. منحنی زیست‌محیطی **کوزنتس (۱۹۵۵)** مهم‌ترین بحث در رابطه بین تولید و انتشار آلاینده‌هاست، که بیان می‌کند در فرایند رشد اقتصادی، ابتدا اهمیت بالای رشد اقتصادی به مصرف انرژی بیش‌تر و کاهش کیفیت محیط‌زیست منجر می‌شود و سپس با کمیابی محیط‌زیست به عنوان کالای نرمال، اهمیت محیط‌زیست بیش از رشد اقتصادی است و به این واسطه کیفیت محیط‌زیست افزایش می‌یابد. با توجه به اهمیت انتشار آلاینده‌ها و مسئله کیفیت محیط‌زیست، پژوهش‌های متعددی در رابطه با عوامل موثر بر تراکم آلودگی انجام شده است.

لی و همکاران (۲۰۲۱)، با استفاده از مدل دوربین فضایی به بررسی تاثیر تراکم صنعتی بر آلودگی غبار در ۲۶۱ شهر چین برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ می‌پردازند. آن‌ها درمی‌یابند که سرریز فضایی شدیدی در چین وجود دارد. نه تنها تراکم صنعتی محلی، بلکه تراکم صنعتی در مناطق همسایه می‌تواند باعث سرریزهای معناداری بر آلودگی غبار شود. تاثیرات مستقیم و غیرمستقیم تراکم صنعتی همه به‌طور معناداری مثبت هستند. یعنی آلودگی غبار نه تنها تحت تاثیر تراکم صنعتی در مناطق محلی قرار می‌گیرد، بلکه تحت تاثیر مناطق همسایه نیز قرار می‌گیرد. به علاوه، آن‌ها نتیجه می‌گیرند که تاثیرات مستقیم و غیرمستقیم در مرکز و غرب چین بیش‌تر از مناطق شرقی است و این‌که تاثیرات مستقیم و غیرمستقیم تراکم صنعتی در صنایع به‌شدت آلاینده در مقایسه با صنایع به‌شدت غیرآلاینده بیش‌تر است. **شن و پنگ (۲۰۲۱)**، به بررسی این‌که آیا تراکم صنعتی می‌تواند به تاثیر کاهش انتشار نزدیک شود، می‌پردازند. این پژوهش نشان می‌دهد که تراکم صنعتی اثر سرریز فضایی آشکاری را اعمال می‌کند. پیامدهای خارجی مارشالی و جیکوبز (اثر خودتصفیه‌ای) به رابطه U شکل بین تراکم صنعتی و کارایی محیط‌زیست منجر می‌شوند. **ژائو و همکاران (۲۰۲۰)**، بر مبنای داده‌های ۳۰ استان در چین برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ و با استفاده از مدل دوربین فضایی، مدل

با وقفه فضایی (SLM)^۱، و مدل خطای فضایی (SEM)^۲ به بررسی تاثیر تراکم صنعتی بر آلودگی غبار می‌پردازند. یافته‌ها نشان می‌دهد که: ۱- تراکم صنعتی می‌تواند به‌طور موثری درجه آلودگی غبار را کاهش دهد؛ ۲- آلودگی غبار یک رابطه U شکل معکوس با توسعه اقتصادی و تراکم جمعیت دارد؛ ۳- صنعت ثانویه همبستگی مثبت با آلودگی غبار دارد، در حالی که صنعت ثالثه باعث کاهش آلودگی غبار، اما نه به روشی واضح، می‌شود؛ ۴- سطح فناوری و شهرنشینی می‌تواند به کاهش آلودگی کمک کند و سطح باز بودن اقتصاد و انتشار دی اکسید کربن می‌توانند آلودگی را تشدید کنند؛ و ۵- به علت بهره‌برداری ناکافی از دستاوردهای علمی و فناوری، سرمایه‌گذاری در علم و فناوری به‌وضوح بر کنترل و کاهش آلودگی غبار موثر نیست. وانگ و همکاران (۲۰۱۹)، به بررسی تاثیرات تراکم، مقررات زیست‌محیطی و فناوری بر انتشار آلودگی در چین با تلفیق تجزیه و تحلیل شبکه‌های اقتصادی، اجتماعی، و فضایی برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۳ می‌پردازند. در این پژوهش، مدل‌های دوربین فضایی (SDM)^۳ برای شناسایی تاثیرات سرریز فضایی، مدل‌های GIS برای به تصویر کشیدن شبکه‌های اقتصادی و اجتماعی، و مدل‌های SDM برای تجزیه و تحلیل سرریز اقتصادی، اجتماعی، و فضایی تراکم صنعتی، مقررات زیست‌محیطی و فناوری بر انتشارات آلاینده استفاده گردیده است. نتایج نشان می‌دهند که تراکم صنعتی، مقررات زیست‌محیطی و فناوری، کاهش شدت انتشار آلاینده را تسهیل می‌کنند. تراکم اثر سرریز منفی بر شدت انتشار آلاینده در شهرهای اطراف از طریق شبکه‌های اقتصادی و اجتماعی دارد، در حالی که مقررات زیست‌محیطی شدت انتشار آلاینده را در شهرهای مربوطه از طریق شبکه‌های اجتماعی تحت تاثیر قرار می‌دهد و فناوری می‌تواند به‌طور موثری شدت انتشار آلاینده را از طریق شبکه اقتصادی کاهش دهد. نتایج دانگ و همکاران^۴ (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که: ۱- همبستگی فضایی بین تراکم صنعتی و آلودگی در چین وجود دارد؛ ۲- در سطح ملی، تراکم صنعتی تراکم آلودگی را افزایش می‌دهد؛ و ۳- در سطح استانی تاثیر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی مثبت است، ولی دارای اختلاف فضایی و زمانی است. زانگ و همکاران (۲۰۱۸)، نتیجه می‌گیرند که: ۱- افزایش تراکم صنعتی ظرفیت بزرگی از سرریز فضایی ایجاد می‌کند که قفل کربن بالا از زغال‌سنگ را تا حدودی می‌شکند؛ ۲- سرمایه‌گذاری خارجی و نسبت شرکت‌های دولتی باعث انتشار کربن صنعتی و شدت انتشار کربن می‌شوند؛ ۳- سطح شهرنشینی تاثیر دوطرفه

1. Spatial Lag Model
2. Spatial Error Model
3. Spatial Durbin Model
4. Dong *et al.*

بر انتشار کربن صنعتی و شدت انتشار کربن صنعتی دارد؛ ۴- تاثیر ساختار انرژی بر انتشار و شدت انتشار کربن صنعتی قبل و بعد از حکمرانی صنعت متفاوت است، به‌ویژه این‌که ضریب کشش شدت انتشار کربن به‌شدت کاهش می‌یابد؛ ۵- درجه صنعتی شدن تاثیر متفاوتی بر انتشار و شدت انتشار کربن در زمان‌های متفاوت دارد؛ و ۶- نسبت شرکت‌های اشتراکی اثر مثبت بر انتشار کربن صنعتی، اما اثر منفی بر شدت انتشار کربن صنعتی دارد. **چنگ و همکاران (۲۰۱۷)**، بیان می‌کنند که دود و غبار شهری هر دو همبستگی فضایی ملی و تراکم فضایی محلی آشکاری را نشان می‌دهد. همچنین، یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه اقتصادی و آلودگی هوا وجود دارد و بیش‌تر شهرها در مرحله‌ای هستند که آلودگی همراه با پیشرفت اقتصاد در حال افزایش است. نتایج الموالی و ازترک^۱ (۲۰۱۵)، نشان می‌دهد که مصرف انرژی، باز بودن تجارت، شهرنشینی، و توسعه اقتصادی آسیب‌های زیست‌محیطی را در منطقه منافع افزایش داده‌اند، در حالی که ثبات سیاسی در بلندمدت تخریب محیط‌زیست را کاهش داده است. **فاگونکا (۲۰۱۲)**، نتیجه می‌گیرد که تراکم صنعتی اثر منفی بر محیط اطراف به شکل آلودگی، مشکلات ترافیکی، ازدحام جمعیت، و میزان جرم و جنایت می‌گذارد. **ورهاف و نایکمپ (۲۰۰۲)**، مدل تعادل فضایی عمومی را برای بررسی تعامل بین پیامدهای خارجی زیست‌محیطی و پیامدهای خارجی تراکم در بیش از ۲۰۰ شهر در سراسر اتحادیه اروپا مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که همبستگی مثبت بین تراکم و آلودگی هوا وجود دارد. **گلی (۲۰۲۰)**، نشان می‌دهد که نوعی همبستگی فضایی مثبت بین استان‌های ایران در انتشار دی اکسید کربن وجود دارد. همچنین شهرنشینی، نسبت صنعتی شدن، و چگالی جمعیت اثرات مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارند؛ اثرات فضایی صنعتی شدن و شهرنشینی مثبت است، اما رشد اقتصادی اثر معناداری بر انتشار دی اکسید کربن ندارد. **میرزایی و همکاران (۲۰۱۹)**، نشان می‌دهند که رابطه مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منتخب منافع وجود دارد. **زروکی و همکاران (۲۰۱۸)**، بیان می‌کنند که با کاهش فعالیت بخش صنعت، میزان انتشار آلاینده‌ها به‌طور معناداری کاهش می‌یابد. **تمیزی (۲۰۱۹)**، نتیجه می‌گیرد که لگاریتم تولید ناخالص داخلی، جمعیت، ساختار مصرف انرژی، و شدت انرژی دارای اثر منفی و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن هستند و درجه باز بودن اقتصاد اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. همچنین، تاثیر مثبت و معنادار متغیر فضایی باوقفه، بیانگر آن است که انتشار کربن در مناطق مختلف با هم مرتبط است. نتایج **کارگر ده‌بیدی و اسماعیلی (۲۰۱۶)**، نشان‌دهنده

وجود رابطه N شکل بین درآمد سرانه و آلودگی، اثرگذاری ناچیز ولی مثبت شاخص آزادسازی تجاری بر سرانه انتشار آلودگی، معنادار بودن مصرف انرژی بر آلودگی، و معنادار نبودن شهرنشینی بر آلودگی است. **هاشمی و همکاران (۲۰۱۷)**، درمی‌یابند که رشد اقتصادی، رشد جمعیت، و سهم بخش صنعت از تولید ملی اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد و کارایی انرژی عموماً باعث کاهش شدت انتشار آلاینده‌ها می‌شود. **بلالی و همکاران (۲۰۱۳)**، نشان می‌دهند که فرضیه کوزنتس در اقتصاد ایران مورد تایید قرار گرفته است. **فطرس و قربان‌سرشت (۱۳۹۱)**، با استفاده از مدل اثرات تصادفی و مجموعه داده‌های پانل متوازن برای ۱۸ کشور منتخب منا (کشورهایی با صادرات نفتی و بدون صادرات نفتی) به بررسی اثرات رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن با در نظر گرفتن سه نظریه (الف) تغییر محیط‌زیست به فضای شهری، (ب) تراکم شهری، و (ج) نظریه نوسازی بوم‌شناختی می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که اثرات رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و شدت انتشار دی‌اکسید کربن در بین هر دو گروه کشورهای منتخب مثبت و معنادار است. این نتایج بیانگر هر دو نظریه تغییر محیط‌زیست به فضای شهری و نظریه نوسازی بوم‌شناختی است.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اهداف پژوهش، مبنی بر بررسی تاثیر تراکم صنعتی بر تراکم آلودگی و مطالب مندرج در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، مدل مورد بررسی پژوهش حاضر به صورت رابطه (۱) تعیین می‌شود:

$$coin_{it} = f(W, indu_{it}, urban_{it}, Gdp_{it}, Gdp_{it}^2, FDI_{it}) \quad (1)$$

رابطه (۱)، سه متغیر اساسی دارد که شامل متغیر وابسته، مستقل، و کنترل است. *coin* متغیر وابسته شاخص تراکم آلودگی است. *W* ماتریس وزنی فضایی مورد استفاده برای برآورد مدل بر اساس رهیافت اقتصادسنجی فضایی است. *indu* متغیر مستقل تراکم صنعتی است که این پژوهش بر آن است که اثر آن را بر تراکم آلودگی بررسی نماید. سایر متغیرهای پژوهش که به عنوان عوامل موثر بر تغییر تراکم آلودگی تحت عنوان متغیرهای کنترل قابل بررسی است: *urban* نسبت شهرنشینی به صورت نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت است، *GDP* تولید ناخالص داخلی واقعی بر مبنای سال پایه ۲۰۱۰ است، به تبعیت از فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس از مجذور تولید ناخالص داخلی (GDP^2) نیز استفاده شده است. *FDI* سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، *open* درجه باز بودن اقتصاد است که به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. *e_{it}* شدت انرژی به صورت نسبت انرژی مصرفی به تولید ناخالص داخلی واقعی است.

ساختار شواهد آماری مبتنی بر مکان، لزوم استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی را مطرح می‌کند. داده‌های دارای ابعاد مکانی با دو مسئله وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی مواجه هستند، که رویکردهای مرسوم اقتصادسنجی تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می‌گیرد. این امر ممکن است به دلیل نقض فروض گاوس - مارکف^۱ کاربردی در مدل‌های رگرسیونی رخ دهد (Shakibae et al., 2015). مدل خطای فضایی، وقفه فضایی و مختلط از جمله مدل‌های اقتصادسنجی فضایی هستند که ساختار آن‌ها بستگی به محل قرارگیری ماتریس وزنی فضایی برای رفع همبستگی فضایی است. مدل عمومی آشیانه‌ای فضایی (GNSM)^۲ که تمام اثرات فضایی را به صورت جامع در نظر می‌گیرد، به صورت رابطه (۲) است:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + u \quad u = \delta Wu + \varepsilon \quad (2)$$

بر اساس رابطه (۲)، Y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی موثر بر Y ، و W ماتریس وزنی فضایی است. $X\beta$ نشان‌دهنده اثر متغیرهای داخلی هر منطقه بر متغیر وابسته همان منطقه است، اما $WX\theta$ نشان‌دهنده اثرات سرریز یا به عبارتی اثر متغیرهای مناطق همجوار بر متغیر وابسته یک منطقه خاص است. تعیین و برآورد مدل‌های مختلف فضایی بستگی به معناداری ضریب خطای فضایی (δ) و وقفه فضایی (ρ) دارد. انواع مدل‌های سنجی فضایی بر اساس شرایط مختلف در جدول (۱) قابل تعیین است.

جدول ۱: انواع مدل‌های فضایی (Elhorst, 2014)

ضرایب	$\theta = \delta = 0$	$\rho = \theta = 0$	$\rho = \delta = 0$
مدل	وقفه فضایی (SAR) ^۲	خطای فضایی (SEM)	(SLX) ^۴
ضرایب	$\theta = 0$	$\delta = 0$	$\rho = 0$
مدل	خودهمبستگی فضایی (SAM) ^۵	دوربین فضایی (SDM)	خطای دوربین فضایی (SDEM) ^۶

برای اندازه‌گیری تراکم آلودگی از شواهد آماری چهار آلاینده مهم دی اکسید کربن، متان، اکسید نیتروژن، و $PM_{2.5}$ استفاده می‌شود.^۷ برای اندازه‌گیری شاخص تراکم آلودگی از شاخص آنتروپی بهبودیافته استفاده شده است که یک روش وزن‌دهی عینی است و وزن‌ها را مطابق اطلاعات ارائه‌شده

1. Gauss-Markov
2. General Nesting Spatial Model
3. Spatial Autoregressive Model
4. Spatial Lagged X
5. Spatial Autocorrelation Model
6. Spatial Durbin Error Model
7. <https://www.epa.gov/pm-pollution/particulate-matter-pm-basics>

توسط هر شاخص تعیین می‌کند و می‌تواند از خطای ناشی از عوامل انسانی جلوگیری کند. فرایند محاسبه شاخص تراکم آلودگی به صورت زیر است (Dong et al., 2020):

۱. فرایند استاندارد کردن داده‌ها: در این مرحله برای استاندارد کردن شاخص‌های مثبت از تبدیل $X'_{tij} = \frac{X_{tij}}{\max X_{tij}}$ و برای استاندارد کردن شاخص‌های منفی از تبدیل $X'_{tij} = \frac{\min X_{tij}}{X_{tij}}$ استفاده می‌شود. θ بیانگر زمان، m بیانگر کشور، و n شاخص‌هاست. X_{tij} نشان‌دهنده شاخص i کشور j در سال t است، به طوری که $i=1,2,\dots, n$ ، $j=1,2,\dots, m$ و $t=1,2,3,\dots, \theta$ هستند.

۲- محاسبه وزن خاص p_{tij} :

$$p_{tij} = \frac{X'_{tij}}{\sum_{t=1}^{\theta} \sum_{i=1}^m X_{tij}} \quad (3)$$

۳- محاسبه مقدار آنتروپی e_j

$$k = \ln(\theta m) \quad (4)$$

$$e_{tj} = -k \sum_{i=1}^m p_{tij} \ln p_{tij} \quad (5)$$

۴- محاسبه وزن w_j

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)} \quad (6)$$

۵- محاسبه شاخص جامع S_{ti}

$$S_{ti} = \sum_{j=1}^n w_j X'_{tij} \quad (7)$$

حال با برآورد شاخص جامع آلودگی، در این مرحله به برآورد تراکم آلودگی با استفاده از تمرکز جغرافیایی پرداخته می‌شود. در واقع، در جهت انعکاس توزیع فضایی تراکم آلودگی از عامل منطقه جغرافیایی استفاده می‌شود (Campos, 2012). اگر S_i نشان‌دهنده میزان شاخص جامع آلودگی محیط‌زیست در کشور i باشد و $AREA_i$ نشان‌دهنده مساحت کشور i باشد. فرایند محاسبه تراکم آلودگی هست:

$$S_{ti} / \sum_{i=1}^m S_{ti} \quad (8)$$

$$SA_{ti} = \frac{AREA_{ti}}{\sum_{i=1}^m AREA_{ti}} \quad (8)$$

گام بعدی، اندازه‌گیری شاخص تراکم صنعتی با استفاده از معیار ضریب مکان است. شاخص ضریب مکان بهترین شاخص برای اندازه‌گیری تراکم صنعتی است (Zhang et al., 2018)، که به صورت سهم صنعت به سهم تولید ناخالص داخلی کشورها محاسبه می‌شود. با فرض این که $indu$ میزان تولید بخش صنعت و $gros$ کل تولید در کشور i باشد، بنابراین شاخص تراکم صنعتی به صورت فرمول (۹) قابل محاسبه است:

$$induin_i = \frac{indui(t) / \sum_i^m indu_i(t)}{gros_i(t) / \sum_i^m gros_i(t)} \quad (9)$$

شواهد حاصل از اندازه‌گیری دو شاخص تراکم آلودگی (فرمول ۸) و تراکم صنعتی (فرمول ۹)، در **جدول (۲)** نشان می‌دهد که تراکم آلودگی در کشور بحرین به دلیل مساحت کم‌تر دارای بیش‌ترین مقدار و در کشور الجزایر و عربستان در کم‌ترین مقدار برابر با ۰/۵ و ۰/۶ است. در حالی که شواهد تراکم صنعتی نشان می‌دهد که قطر دارای بیش‌ترین تراکم صنعتی و لبنان با مقدار ۰/۴۳ دارای کم‌ترین تراکم صنعتی است. در واقع، هرچه تراکم بالاتر باشد، نشان‌دهندهٔ بالا بودن سهم صنعت نسبت به سهم تولید ناخالص داخلی است.

جدول ۲: شواهد تراکم صنعتی و تراکم آلودگی

کشورها	تراکم آلودگی	تراکم صنعتی
اردن	۱۴	۰/۷۴
رژیم صهیونیستی	۵۷/۹	۰/۵۴
الجزایر	۰/۵	۱/۰۵
امارات	۱۴/۹	۱/۲۶
ایران	۰/۸	۰/۹۱
مراکش	۲/۸	۰/۶۱
بحرین	۱۶۳۸/۳	۱/۱۵
ترکیه	۱/۶	۰/۵۸
تونس	۸	۰/۶۲
عراق	۲/۸	۱/۳۷
عربستان	۰/۶	۱/۳۹
یمن	۲/۴	۱/۵۶
عمان	۴	۱/۵۴
قطر	۱۰۷/۵	۱/۷۴
کویت	۶۹/۹	۱/۶۲
لبنان	۱۲۱/۷	۰/۴۳
مصر	۱/۳	۱/۰۳

برآورد مدل و تحلیل نتایج

برای برآورد مدل از شواهد آماری سالیانه کشورهای منا برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۰ استفاده شده است، که دارای ساختار ترکیبی هستند. احتمال وجود اثرات فضایی، لزوم استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی را مطرح می‌کند. پس ابتدا با استفاده از آماره موران^۱، وجود اثرات فضایی انتشار دی‌اکسیدکربن در میان کشورهای منا، که اغلب دارای ارتباط همسایگی هستند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا از آماره موران استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون موران نبود اثرات فضایی و فرضیه مقابل آن، وجود اثرات فضایی است. نتایج آماره موران برای متغیر تراکم آلودگی و پسماند مدل عوامل موثر بر تراکم آلودگی در **جدول (۳)**، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات فضایی رد شده است، چرا که مقدار احتمال مربوط به ضرایب کم‌تر از ۰/۰۵ است. ساختار داده‌های مورد استفاده ترکیبی از زمان و کشورهای منا است که ممکن است نوعی ناهمگنی در بُعد زمان و مقاطع (فضا) وجود داشته باشد و لزوم در نظر گرفتن آن‌ها در مدلسازی از اهمیت بالایی برخوردار است. اثرات ثابت فضایی و زمانی کنترل‌کننده تمامی اثرات ثابت ناشی از این دو متغیر خواهد بود که نادیده گرفتن آن‌ها باعث تورش در تخمین مدل خواهد بود (Elhorst, 2014). منظور از اثرات ثابت زمانی، تمامی عوامل تاثیرگذار بر کارایی انرژی است که در طول زمان تغییر کرده اما در همه کشورها ثابت بوده است. اثرات ثابت فضایی، خصوصیات فردی تاثیرگذار بر تراکم آلودگی است که در طول زمان ثابت است، اما از هر کشوری به کشور دیگر تغییر می‌کند (Talebrou et al., 2017). نتایج آزمون نسبت راست‌نمایی در **جدول (۳)** نشان می‌دهد که اثرات ثابت فضا وجود دارد، ولی اثرات ثابت زمان وجود ندارد. به عبارتی، ناهمگنی میان کشورها قابل تایید است. همچنین، برای آزمون مدل اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی از آزمون هاسمن فضایی استفاده می‌شود. از آن‌جا که مقدار احتمال آماره هاسمن برابر با ۰/۹۸ است، پس فرضیه صفر ردناپذیر است و باید از مدل اثرات تصادفی برای برآورد مدل استفاده شود.

جدول ۳: آزمون نسبت راست‌نمایی، هاسمن و موران

آزمون موران	تراکم آلودگی	پسماند مدل متعارف
۵/۱۶ (۰/۰۰)	۳/۱۹ (۰/۰۰)	
آزمون نسبت راست‌نمایی هاسمن	آماره LR اثرات ثابت فضا	آماره LR اثرات ثابت زمان
۱۷۶/۹۸ (۰/۰۰)	۱/۸۴ (۰/۹۸)	۱/۴۲ (۰/۹۸)

گام سوم، بررسی ضریب لاگرانژ برای تعیین وابستگی فضایی برحسب وقفه فضایی، خطای فضایی یا ترکیبی است. نتایج حاصل از ضریب لاگرانژ در **جدول (۴)** نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر نبود وابستگی فضایی در مشاهده‌ها از متغیر در هر دو حالت LM lag و RLM lag رد شده است. اما فرضیه صفر مبتنی بر نبود وابستگی فضایی در جزء خطا در هر دو حالت LM error و RLM error تایید شده است. بنابراین، در برآورد مدل‌ها، تنها از وقفه فضایی استفاده می‌شود.

جدول ۴: آزمون ضرایب لاگرانژ

RLM lag	LM lag	RLM error	LM error	
۵/۶۸	۴/۳۱	۳/۴۲	۲/۰۴	مقدار آماره
۰/۰۱۷	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۱۵	ارزش احتمال

نتایج حاصل از برآورد مدل (۱) عوامل موثر بر تراکم آلودگی در کشورهای منا به روش اثرات تصادفی در **جدول (۴)** گزارش شده است. شواهد حاصل از برآوردها در **جدول جدول (۵)** نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در تراکم صنعتی، میزان تراکم آلودگی در سطح خطای ۵ درصد به میزان ۰/۰۳ درصد کاهش یافته است. اثر منفی تراکم صنعتی ناشی از واقعیتی است که تراکم صنعتی باعث سرریز دانش و فناوری در میان بخش‌های مختلف اقتصادی می‌شود و به این واسطه سطح بهره‌وری در کل صنعت افزایش می‌یابد و برای سطح ثابتی در تولید مصرف انرژی کم‌تر و دی اکسید کربن کم‌تری منتشر می‌شود.

جدول ۵: برآورد مدل SAR به روش اثرات تصادفی

مقدار احتمال	ضرایب	
۰/۰۱۸	-۰/۰۳	تراکم صنعتی
۰/۰۰	۰/۱۸	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	-۰/۰۳۲	مجذور تولید ناخالص داخلی
۰/۵۰۹	۰/۰۱۱	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی
۰/۰۰	-۰/۳۷۹	باز بودن اقتصاد
۰/۸۱	۰/۰۰۱	شهرنشینی
۰/۰۰	۰/۴۱۵	شدت انرژی مصرفی
۰/۰۰	۱۷/۰۳	عرض از مبدأ
۰/۰۰	۰/۲۴	وقفه فضایی

علاوه بر این، **جدول جدول (۵)** نشان می‌دهد که با افزایش در تولید ناخالص داخلی میزان تراکم آلودگی به‌طور معناداری افزایش می‌یابد، به‌طوری که با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی سرانه، میزان تراکم آلودگی به اندازه ۰/۱۸ درصد افزایش می‌یابد. در واقع، با افزایش در تولید ناخالص داخلی نیاز به انرژی به عنوان نهاده اصلی تولید افزایش می‌یابد و با توجه به این که سهم بالایی از انرژی مصرفی در کشورهای متعدد ناشی از سوخت‌های فسیلی است، انتشار آلاینده‌های ناشی از مصرف انرژی به‌طور معناداری افزایش می‌یابد. اما با افزایش در رشد اقتصادی، مسئله کیفیت محیط‌زیست به عنوان کالایی کمیاب در مسائل سیاستگذاری دارای ارزش خواهد شد. به همین دلیل نوعی رابطه غیرخطی بین تولید ناخالص داخلی و تراکم آلودگی وجود خواهد داشت و بر اساس شواهد به‌دست‌آمده، مجذور تولید ناخالص داخلی باعث کاهش در تراکم آلودگی می‌شود و با افزایش یک درصد در مجذور تولید ناخالص داخلی، میزان تراکم آلودگی به اندازه ۰/۳۲ درصد کاهش می‌یابد. به‌طور کلی، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس قابل تایید است.

سومین عامل مهم بر تراکم آلودگی، شدت انرژی مصرفی و به عبارتی نسبت انرژی مصرفی به تولید ناخالص داخلی است. شدت انرژی به عنوان معیاری از ناکارایی مصرف انرژی مد نظر قرار دارد. بر اساس شواهد به‌دست‌آمده، با افزایش یک درصد در شدت انرژی مصرفی میزان تراکم آلودگی به اندازه ۰/۴۱۵ درصد افزایش یافته است. در واقع، بخش بالایی از افزایش انتشار دی اکسید کربن در کشورهای ناشی از استفاده ناکارآمد از انرژی مصرفی است. بالا بودن شدت انرژی و اثرگذاری مثبت آن ناشی از این واقعیت است که کشورهای مناداً انرژی را در بخش‌های مصرفی مانند خانوارها مصرف می‌کنند، و فناوری تولیدی آن‌ها در سطح پایینی قرار دارد و به‌ازای هر واحد تولید، انرژی بیش‌تری مصرف می‌کنند، که این عاملی مهم برای افزایش تراکم آلودگی در این گروه از کشورها در سال‌های اخیر بوده است.

چهارمین عامل مهم بر تغییرات تراکم آلودگی، باز بودن اقتصاد و سهم صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی است. صادرات و واردات کشورهای مبتنی بر کالاهای دارای فناوری برتر هستند که توانایی کسب سهم بالای بازارهای جهانی را دارند. بر اساس این، واردات مبتنی بر برتر بودن کالاهای خارجی نسبت به داخلی است و صادرات مبتنی بر مزیت نسبی است و به همین دلیل، فناوری‌های بازار جهانی از نظر برتر بودن یا برابر با فناوری داخلی هستند یا پیشرفته‌تر. این مسئله در کشورهای مناداً به دلیل ساختارهای مصرفی احتمالاً به برتر بودن فناوری خارج نسبت به داخل دلالت دارد. شواهد حاصل از برآوردها در جدول (۵) نیز تاییدی بر این مسئله است و باز بودن اقتصاد اثر منفی و معناداری بر تراکم آلودگی دارد، به‌طوری که با افزایش یک درصد در باز بودن اقتصاد، میزان تراکم آلودگی به اندازه ۰/۳۷۹ درصد کاهش یافته است. شهرنشینی بر اساس ادبیات اقتصادی یکی از عوامل موثر بر تراکم آلودگی است. توسعه شهرنشینی

پیامد توسعه اقتصادی و توسعه صنعتی است. بر اساس همین، ساختار شهرها تعیین‌کننده اثر شهرنشینی بر انتشار دی اکسید کربن است. اگر ساختار شهرها توانایی استفاده از سیستم حمل‌ونقل عمومی در جهت بهره‌برداری از جمعیت افزایش‌یافته شهرها باشد، در این صورت شهرنشینی اثر منفی بر تراکم آلودگی دارد. در غیر این صورت، شهرنشینی باعث افزایش در تراکم آلودگی می‌شود. نتایج برآوردها برای پژوهش حاضر نشان می‌دهد که شهرنشینی اثر مثبتی بر تراکم آلودگی می‌گذارد، و دلالت بر ساختار نامطلوب شهرها در کشورهای مورد بررسی دارد، اما این اثر از نظر آماری معنادار نیست. بنابراین، شهرنشینی نمی‌تواند به عنوان عامل موثر بر تراکم آلودگی مطرح شود.

در نهایت وقفه فضایی تراکم آلودگی مثبت و از نظر آماری در سطح خطای یک درصد معنادار است. به طوری که با افزایش یک درصد در تراکم آلودگی در کشورهای $i \neq j$ ، میزان تراکم آلودگی در کشور i به اندازه ۰/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین، بهبود کیفیت محیط‌زیست، مسئله‌ای بین‌المللی است و به توجه کشورهای جهان برای بهبود محیط‌زیست نیاز دارد.

جدول جدول (۵)، نتایج حاصل از برآورد اثرات مستقیم متغیرها را بر تراکم انتشار دی اکسید کربن نشان می‌دهد. با توجه به وجود اثرات فضایی، به بررسی اثرات سرریز (اثرات ناشی از تغییرات متغیرها در مناطق همجوار) متغیرهای موثر بر تراکم آلودگی پرداخته می‌شود. **جدول (۶)**، نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱) را با وجود اثرات سرریز متغیرهای توضیحی بر تراکم آلاینده‌ها نشان می‌دهد. به این صورت که متغیرهای توضیحی علاوه بر این که به صورت مستقیم بر تراکم آلودگی اثرگذار هستند، به واسطه اثرات سرریز نیز بر تراکم آلودگی در مناطق همجوار اثرگذار هستند. بر اساس نتایج به دست آمده، افزایش در نسبت باز بودن اقتصاد در کشورهای $i \neq j$ باعث کاهش تراکم انتشار دی اکسید کربن در کشور i به اندازه ۰/۶۴ درصد می‌شود که در سطح خطای یک درصد معنادار است.

جدول ۶: برآورد مدل SDM

اثرات مستقیم	اثرات سرریز	
-۰/۰۲۹ (۰/۰۳)	۰/۰۱۲ (۰/۵۸)	تراکم صنعتی
۰/۲۱۵ (۰/۰۰)	۰/۰۱۰۹ (۰/۹۱)	تولید ناخالص داخلی
-۰/۰۳۶ (۰/۰۰)	-۰/۰۰۰۱ (۰/۹۹)	مجذور تولید ناخالص داخلی

ادامه جدول ۶: برآورد مدل SDM

اثرات مستقیم	اثرات سرریز	
۰/۰۱۰۴ (۰/۵۳)	۰/۰۱۳ (۰/۶۶)	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی
-۰/۲۸۷ (۰/۰۲)	-۰/۶۴ (۰/۰۰۷)	باز بودن اقتصاد
-۰/۰۰۱۸ (۰/۷۸)	-۰/۰۲ (۰/۱۹)	شهرنشینی
۰/۴۵۲ (۰/۰۰۸)	-۰/۱۴ (۰/۵۲)	شدت انرژی مصرفی
۲۰/۶ (۰/۰۳۷)		عرض از مبدأ
۰/۲۰۶ (۰/۰۲۶)		وقفه فضایی

اثرات فضایی سایر متغیرهای پژوهش، از نظر آماری معنادار نیست و دلالت بر این مسئله دارد که ارتباط میان کشورهای منا به دلیل ساختارهای اقتصادی دارای یکپارچگی نیست و این مسئله باعث شده است که اثرات سرریز میان کشورها تنها از طریق باز بودن اقتصاد امکان پذیر باشد. واقعیت آن است که ساختارهای صنعتی کشورهای منا به نسبت بازارهای جهانی ضعف زیادی دارد و به همین دلیل اثرات سرریز آن‌ها به اندازه‌ای نیست که بتواند به‌طور معناداری باعث تغییرات در تراکم انتشار دی اکسید کربن سایر کشورها شود.

بحث و نتیجه‌گیری

ساختار صنعت یکی از مولفه‌هایی است که بر ابعاد مختلفی از متغیرهای اقتصادی اثرگذار است. در همین راستا ساختار بهینه صنعت به صورت ساختاری قابل تعریف است که دارای بیش‌ترین اثر بر رشد اقتصادی در کنار کم‌ترین اثرات جانبی منفی آلاینده‌گی است. بنابراین، هدف پژوهش حاضر بررسی اثر ساختار صنعتی بر تراکم آلودگی در کشورهای منا برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۰ است. نتایج بکارگیری اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که نوعی وابستگی فضایی در تراکم آلودگی میان کشورهای منا به دلیل ماهیت انتشار آلاینده‌ها و بدون مرز بودن انتقال آن‌ها وجود دارد. تراکم صنعت

در داخل کشور به‌طور مستقیم به واسطه اثرات سرریز دانش و فناوری بین بخش‌های مختلف صنعتی به کاهش تراکم آلودگی منجر می‌شود، اما اثرات سرریز آن معنادار نیست و ناشی از توسعه محدود صنعت و همچنین نبود مرزهای یکپارچه در این گروه از کشورهاست. شدت انرژی در یک کشور باعث افزایش انتشار آلاینده‌ها به دلیل ناکارایی در مصرف انرژی است. رشد اقتصادی نیز به‌طور مستقیم به دلیل نیاز به نهاده انرژی باعث افزایش در انتشار آلاینده‌ها شده است. در نهایت، باز بودن اقتصاد به دلیل تفاوت فناوری وارداتی نسبت به فناوری کشورهای منا می‌تواند به‌طور معناداری باعث کاهش در انتشار آلاینده‌ها شود. پس این اثر به دلیل کاهش محدودیت مرزی می‌تواند دارای اثرات سرریز مطلوب باشد.

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که کشورهای منا به دلیل محدودیت‌های مرزی و نبود ساختار صنعت نمی‌توانند به‌طور مطلوبی از اثرات سرریز همسایگی بهره‌مند شوند. بنابراین، سهم پژوهش حاضر در بررسی عوامل موثر بر آلاینده‌ها تمرکز بر ساختار صنعت در جهت بهره‌گیری از اثرات مطلوب سرریز در میان بخش‌های صنعتی است. در نتیجه، تمرکز بر توسعه صنعت بر اساس مزیت نسبی هر کدام از کشورها در راستای بهره‌مندی از مزایای اثرات سرریز دانش و فناوری، و تطابق مهارت با مشاغل در داخل کشورها و همچنین بهبود فناوری تولیدی برای کاهش اثرات شدت انرژی بر انتشار آلاینده‌ها از اهمیت بالایی در سیاستگذاری کشورها برخوردار است.

به عنوان پیشنهاد پژوهشی، بررسی و اندازه‌گیری سهم هر کدام از زیربخش‌های صنعتی در افزایش آلاینده‌گی می‌تواند مبنایی برای مطالعات آتی باشد.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان این پژوهش از توصیه‌های اندیشمندان داوران محترم و ناشناس که در بهبود کیفی مقاله نقش مهمی داشته‌اند و ویراستار علمی (مازیار چابک)، کمال تشکر و قدردانی را دارند.

منابع

الف) انگلیسی

Al-Mulali, U., & Ozturk, I. (2015). The Effect of Energy Consumption, Urbanization, Trade Openness, Industrial Output, and the Political Stability on the Environmental Degradation in the MENA (Middle East and North African) Region. *Energy*, 84(1), 382-389. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2015.03.004>

- Balali, H., Zamani-Dadandeh, O., & Yousofi, A. (2013). The Relationship between Economic Growth and Environmental Pollution in Oil Sector with Emphasis on Oil Price Volatility: Case Study of Iran. *Planning and Budgeting*, 18(3), 49-66. <http://jpbud.ir/article-1-1070-fa.html>
- Campos, C. (2012). The Geographical Concentration of Industries. *Office for National Statistics*, 20 July.
- Chen, J., & Hu, C. (2008). The Agglomeration Effect of Industrial Agglomeration—The Theoretical and Empirical Analysis of the Yangtze River Delta Region as an Example. *Management World*, 6(1), 68-83.
- Cheng, Z., Li, L., & Liu, J. (2017). Identifying the Spatial Effects and Driving Factors of Urban PM_{2.5} Pollution in China. *Ecological Indicators*, 82(1), 61-75. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.06.043>
- Dong, F., Wang, Y., Zheng, L., Li, J., & Xie, S. (2020). Can Industrial Agglomeration Promote Pollution Agglomeration? Evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 246(1), 118960. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.118960>
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Fagbohunka, A. (2012). The Impacts of Agglomeration on the Immediate Environment, Using the Lagos Region as a Study Case. *European Scientific Journal*, 8(6), 33-48.
- Goli, Y. (2020). Evaluation of Spatial Effect of Industrialization on Environmental Quality in Iran's Province. *Environmental Researches*, 10(20), 273-284. http://www.iraneiap.ir/article_109290.html
- Hashemi, M., Nasrollahi, Z., & Bameri, S. (2017). The Affecting Factors on Environment and Sustainable Development in MENA and OECD Countries; Based on STIRPAT. *Journal of Iranian Economic Issues*, 3(2), 127-148. http://economics.ihes.ac.ir/article_2680.html
- Hosoe, M., & Naito, T. (2006). Trans-Boundary Pollution Transmission and Regional Agglomeration Effects. *Papers in Regional Science*, 85(1), 99-120. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2006.00062.x>
- Jiang, Y., & Zheng, J. (2017). Economic Growth or Environmental Sustainability? Drivers of Pollution in the Yangtze River Delta Urban Agglomeration in China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(11), 2625-2643. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2017.1370580>
- Kaldor, N. (1966). *The Causes of the Slow Rate of Growth of the UK Economy*: Cambridge University Press.
- Kargar Dehbidi, N., & Esmaili, A. (2016). The Effects of Economic Growth, Energy Consumption, Trade Openness and Urbanization on Environmental Pollution in the MENA Region during the Period 1995- 2012. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(4), 815-824. <https://dx.doi.org/10.22059/ijaedr.2016.61329>
- Karmellos, M., Kopidou, D., & Diakoulaki, D. (2016). A Decomposition Analysis of the Driving Factors of CO₂ (Carbon Dioxide) Emissions from the Power Sector in the European Union Countries. *Energy*, 94(1), 680-692. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2015.10.145>
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Li, X., Xu, Y., & Yao, X. (2021). Effects of Industrial Agglomeration on Haze Pollution: A Chinese City-Level Study. *Energy Policy*, 148(1), 111928. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111928>

- Liu, J., Cheng, Z., & Li, L. (2016). Industrial Agglomeration and Environmental Pollution. *Science Research Management*, 6(1), 134-140.
- Liu, J., Cheng, Z., & Zhang, H. (2017a). Does Industrial Agglomeration Promote the Increase of Energy Efficiency in China? *Journal of Cleaner Production*, 164(1), 30-37. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.06.179>
- Liu, J., Zhao, Y., Cheng, Z., & Zhang, H. (2018). The Effect of Manufacturing Agglomeration on Haze Pollution in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(11), 2490. <https://doi.org/10.3390/ijerph15112490>
- Liu, S., Zhu, Y., & Du, K. (2017b). The Impact of Industrial Agglomeration on Industrial Pollutant Emission: Evidence from China under New Normal. *Clean Technologies and Environmental Policy*, 19(9), 2327-2334. <https://doi.org/10.1007/s10098-017-1407-0>
- Mirzaei, M., Horry, H. R., & Sadeghi, Z. (2019). Investigating the Effect of Foreign Direct Investment on Environmental Pollution in MENA Countries. *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 3(4), 113-130. <https://dx.doi.org/10.22054/enr.2019.12472>
- Porter, M. E. (1998). *On Competition*: Harvard Business Press.
- Shakibae, A. R., Ahmadi Nejad, M. R., Kamaladdini, Z., & Taleghani, F. (2015). The Impact of Urbanization and Its Overflows on Income Distribution of Iran Provinces using Spatial Econometrics Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(3), 1-26. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4570.html
- Shen, N., & Peng, H. (2021). Can Industrial Agglomeration Achieve the Emission-Reduction Effect? *Socio-Economic Planning Sciences*, 75(1), 100867. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2020.100867>
- Sun, P., & Yuan, Y. (2015). Industrial Agglomeration and Environmental Degradation: Empirical Evidence in Chinese Cities. *Pacific Economic Review*, 20(4), 544-568. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12101>
- Swann, P., & Prevezer, M. (1996). A Comparison of the Dynamics of Industrial Clustering in Computing and Biotechnology. *Research Policy*, 25(7), 1139-1157. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(96\)00897-9](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(96)00897-9)
- Taleblou, R., Mohammadi, T., & Pirdayeh, H. (2017). Analysis of Spatial Diffusion of Housing Price Changes in Iranian Provinces; Spatial Econometrics Approach. *Economics Research*, 17(66), 55-95. <https://dx.doi.org/10.22054/joer.2017.8202>
- Tamizi, A. (2019). Economic and Environmental Factors Determining the Amount of Carbon Dioxide Emissions in the MENA Countries. *Journal of Urban Economics and Management*, 7(26), 115-130. <http://iueam.ir/article-1-1195-fa.html>
- Verhoef, E. T., & Nijkamp, P. (2002). Externalities in Urban Sustainability: Environmental versus Localization-Type Agglomeration Externalities in a General Spatial Equilibrium Model of a Single-Sector Monocentric Industrial City. *Ecological Economics*, 40(2), 157-179. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(01\)00253-1](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(01)00253-1)
- Wang, B., Sun, Y., & Wang, Z. (2018). Agglomeration Effect of CO2 Emissions and Emissions Reduction Effect of Technology: A Spatial Econometric Perspective Based on China's Province-Level Data. *Journal of Cleaner Production*, 204(1), 96-106. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.08.243>
- Wang, J., Ye, X., & Wei, Y. D. (2019). Effects of Agglomeration, Environmental Regulations, and Technology on Pollutant Emissions in China: Integrating Spatial, Social, and Economic

- Network Analyses. *Sustainability*, 11(2), 363. <https://doi.org/10.3390/su11020363>
- Yuan, Y., & Xie, R. (2015). Empirical Research on the Relationship of Industrial Agglomeration, Technological Innovation and Environmental Pollution. *Studies in Science of Science*, 33(9), 1340-1347.
- Zaroki, S., Motameni, M., & Moghadasi Sedehi, A. (2018). The Effect of Economic Boom & Recession on Environmental Pollution in Iran: Focusing on Economic Sectors. *Planning and Budgeting*, 23(2), 79-104. <http://jpbud.ir/article-1-1729-fa.html>
- Zhang, K., & Wang, D. (2014). The Interaction and Spatial Spillover between Agglomeration and Pollution. *China Industrial Economics*, 6(1), 70-82.
- Zhang, L., Rong, P., Qin, Y., & Ji, Y. (2018). Does Industrial Agglomeration Mitigate Fossil CO2 Emissions? An Empirical Study with Spatial Panel Regression Model. *Energy Procedia*, 152(1), 731-737. <https://doi.org/10.1016/j.egypro.2018.09.237>
- Zhao, H., Cao, X., & Ma, T. (2020). A Spatial Econometric Empirical Research on the Impact of Industrial Agglomeration on Haze Pollution in China. *Air Quality, Atmosphere & Health*, 13(11), 1305-1312. <https://doi.org/10.1007/s11869-020-00884-w>

ب) فارسی

- فطرس، محمدحسن، و قربان سرشت، مرتضی (۱۳۹۱). اثر رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن: مقایسه سه نظریه. *نشریه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۹(۳۵)، ۱۶۸-۱۴۷.

این نشریه مقاله‌هایی را در فرآیند داوری قرار می‌دهد که:

- ارزش علمی - پژوهشی داشته باشد؛
 - در جهت اهداف و در قالب موضوع‌های تعیین شده برای نشریه باشد؛
 - حاصل مطالعه، تجربه و پژوهش‌های دست اول نویسنده باشد؛
- مقاله‌ها قبلاً در نشریه دیگری چاپ نشده باشد یا برای انتشار آن اقدام همزمان انجام نگرفته باشد؛

ساختار کلی نشریه

بدنه اصلی مقاله باید شامل چکیده، کلیدواژه، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش پژوهش، تجزیه و تحلیل یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادها و منابع باشد.

شیوه‌نامه استاد به صورت درون متنی به سبک استناددهی انجمن روانشناسان آمریکا (APA) باشد.

فهرست منابع نیز به صورت الفبایی، بر اساس سبک انجمن روانشناسان آمریکا در انتهای مقاله به صورت یکسان و مطابق روش زیر تنظیم شده باشد:

- **برای کتاب:** نام خانوادگی، نام کوچک نویسنده (سال نشر)، عنوان کتاب (ایتالیک)، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، محل نشر: نام ناشر.
- **برای نشریه:** نام خانوادگی نویسنده، نام کوچک (سال نشر)، عنوان مقاله، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، نام نشریه (ایتالیک)، دوره (شماره انتشار)، شماره صفحه‌ها.

(برای آگاهی کامل از شیوه‌نامه استناددهی به سایت، با نشانی <https://www.landmark.edu/library/citation-guides-apa-citation-style-guide/> مراجعه فرمایید)

- رسم الخط، نقطه‌گذاری و واژه‌های معادل در زبان فارسی بر مبنای مصوبات فرهنگستان زبان و ادب فارسی به نشانی <http://www.persianacademy.ir> است.
- معادل‌های فارسی واژگان، اسامی و همچنین اصطلاح‌های خارجی مهم در متن، با اعداد تک از ۱ شماره‌گذاری و در زیرنویس هر صفحه آورده شود.
- ابتدا منابع فارسی و سپس منابع انگلیسی آورده شوند.
- تمامی منابع از راه نرم‌افزار اندنوت یا دیگر نرم‌افزارهای مشابه رفرنس‌دهی اشاره شوند.

سایر نکته‌ها

- هر مقاله از حدود ۲۵ صفحه کاغذ قطع وزیری (۲۳*۱۷) حروف‌نگاری شده تجاوز نکند؛
- مقاله حاوی چکیده فارسی و انگلیسی بین ۱۵۰ تا ۲۰۰ کلمه باشد؛
- کلیدواژه‌ها (دست کم ۵ تا ۷ واژه) پس از چکیده درج شود؛
- طبقه‌بندی JEL (الزاماً ۳ کد) بعد از کلیدواژه‌ها درج شود؛
- متن مقاله‌ها با نرم‌افزار Word 2013 یا Word 2010 و فونت B Nazanin ۱۱/۵ و واژه‌های انگلیسی با قلم Time New Roman 10 نوشته شود و فایل مقاله از طریق وبسایت نشریه ارسال شود؛
- عنوان جدول‌ها در بالا و عنوان شکل‌ها و نمودارها در پایین آنها و شماره جدول‌ها و شکل‌ها و نمودارها در عنوان آنها با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. [مانند: جدول ۲، توزیع فراوانی...] اعداد داخل جداول به فارسی نوشته شود.
- اعداد و نوشته‌های داخل جدول حتماً باید به صورت فارسی نوشته شود بجای نقطه در اعداد فارسی باید ممیز (/) گذاشته شود.
- فرمول‌ها چین و با شماره مشخص می‌شوند. شماره فرمول‌ها نیز با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. مانند: (۴) عدد روبروی فرمول باشد.
- تمام صفحه‌ها از صفحه عنوان تا پایان آن، شماره‌گذاری شوند. شماره‌گذاری از یک شروع و به ترتیب ادامه یابد.
- زیر نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی دانشگاهی، محل اشتغال، نشانی کامل، شماره تلفن، دورنگار و نشانی پست الکترونیکی درج و نویسنده مسؤول مکاتبات مشخص گردد.

- نویسندگان باید از صحت مقاله ارسال شده به فصل نامه اطمینان کامل کسب کنند. چرا که تا مراحل اولیه داوری امکان تصحیح مقاله برای آنان وجود ندارد.

- نویسندگان موظف هستند تا تنها اصلاحات مورد نظر داور را به درستی انجام دهند. تغییر در مقاله اعم از اضافه یا کم نمودن هر بخشی از مقاله، که بدون نظر داور انجام شده باشد، تقلب محسوب شده و سریعاً از فرآیند فصل نامه حذف خواهد شد و تمام عواقب ناشی از آن بر عهده تک‌تک نویسندگان خواهد بود.

بررسی مقاله‌ها

مقاله‌های دریافت شده نخست توسط دبیرخانه نشریه مورد بررسی قرار می‌گیرد و پس از طرح در جلسه هیأت تحریریه، در صورتی که با ختم‌شده نشریه تطابق داشته باشد به منظور ارزیابی برای سه نفر از داوران صاحب‌نظر ارسال خواهد شد. داوران از سوی اعضای هیأت تحریریه برای هر مقاله انتخاب می‌شود. مقاله‌ها ابتدا به ترتیب تاریخ دریافت و سپس به ترتیب دریافت نظر مثبت داوران منتشر می‌شود. پس از دریافت مقاله، تغییرات در ترتیب و مشخصات نویسندگان مقاله به هیچ وجه اعمال نخواهد شد. در صورت هرگونه تغییر مقاله باید با اطلاعات جدید نویسندگان مجدداً برای نشریه ارسال شود. اصل مقاله‌های ارسالی در آرشیو مجله نگهداری می‌شود و مسترد نخواهد شد. در صورت انصراف نویسندگان از چاپ مقاله در نشریه این امر حداکثر به مدت دو هفته پس از ارسال مقاله با نامه کتبی انصراف به نام سردبیر و به امضای کلیه نویسندگان قابل اجرا است.

The Effect of Industrial Agglomeration on Pollution Agglomeration: Spatial Econometric Approach

Sakineh Eslami Giski¹ | sa.eslamigiski@mail.um.ac.ir
Mostafa Salimifar² | mostafa@um.ac.ir
Ahmad Esifi³ | spring05@um.ac.ir

Received: 16/01/2022 | Accepted: 01/06/2022

Abstract Even though development of industry increases economic growth, it reduces the quality of the environment due to higher pollution coefficients. Therefore, creating an optimal structure for the industry to reduce the negative externalities is of great importance. Accordingly, by using the statistical evidence of selected countries for the period 2010-2017, and applying a spatial econometrics approach, this study investigates the effect of industrial agglomeration on entropy index as pollution agglomeration. The results show that there are spatial effects of pollutant emissions among the studied countries; also, the agglomeration of the industry reduces the agglomeration of pollutants due to the advantage of the spillover effect of knowledge and technology, and matching skills with jobs. In addition, the intensity of energy consumption increases the agglomeration of pollution. Moreover, regarding the relationship between GDP and pollution agglomeration, the Kuznets curve is confirmed indicating a nonlinear relationship between the two variables. Ultimately, the openness of economy in neighboring countries leads to reduction in pollution agglomeration, due to the effects of spatial spillover.

Keywords: Industrial Agglomeration, Pollution Agglomeration, Improved Entropy, Spatial Econometric Approach, MENA Countries.

JEL Classification: O13, P28, Q01.

1. Ph.D. Student of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
2. Professor, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (Corresponding Author).
3. Associate Professor, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

The Effect of Labor Market Contract Type on Productivity Growth of Iran's Manufacturing Industries

Ahmad Lotfi¹

Farhad khodadad Kashi²

Siavash Jani³

Lotfiahmad@pnu.ac.ir

khodadad@pnu.ac.ir

s.jani@pnu.ac.ir

Received: 05/03/2022 | Accepted: 18/05/2022

Abstract The purpose of this article is to identify the effect of the type of labor market contract on the productivity growth of total factor productivity (TFP) in Iran's manufacturing industries. For this purpose, using panel data to avoid the problem of simultaneity in the production function, productivity was measured by Levinsohn and Petrin's semi-parametric methods. Then, by using the skill intensity index, industries were divided into skilled and unskilled sections. In evaluating the impact of labor market contract type on productivity growth in skilled and unskilled sectors, the effect of two Schumpeterian growth variables on productivity growth of the leadership industry and the productivity gap between each industry and the leading industry was also estimated. The results indicate that, first, temporary employment (TE) has a negative effect on productivity growth, but is more harmful in the skilled sectors; second, the positive impact of the relative productivity gap and the productivity growth of the leadership industry is consistent with the Schumpeterian growth literature.

Keywords: Productivity, Levinsohn & Petrin Approach, Labor Market Contract, Skill Intensity Index, Leader Industries.

JEL Classification: D22, J24, J41, D24.

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran.

2. Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran, (Corresponding Author).

3. Associate Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran.

The Dual Effect of Inflation on Income Inequality in Iran - Emphasizing the Total Basket and Commodity Groups

Shahryar Zaroki¹

| sh.zaroki@umz.ac.ir

Vahid Taghinejad Omran²

| omran@umz.ac.ir

Alie Mahmoodi Alami³

Received: 21/07/2021 | Accepted: 01/06/2022

Abstract This study attempts to investigate the dual effects of inflation in the total basket and commodity groups on income inequality in Iran. For this purpose, nonlinear autoregressive distributed lags (NARDL) and annual data from 1972-2020 have been used. Research model in two formats to estimate the asymmetric effect of total basket inflation and inflation of 7 commodity groups (including 1. Food, beverages, and tobacco, 2. Furniture and appliances and services used at home, 3. Health, 4. Housing, fuel, and lighting, 5. Recreation and cultural affairs, education, restaurants and hotels, 6. Transport and communications 7. Clothing and footwear) on income inequality (the share of the richest ten percent to the poorest ten percent) in a non-linear format) was specified and estimated. The results in the first format (considering the total basket inflation) indicate that inflation is associated with a symmetrical effect and, conversely, the unemployment rate is associated with an asymmetric effect on income inequality. Government social expenditure has the opposite impact on inequality, and GDP per capita has a U inverted shape relationship with income inequality. In the second form, in the long run, increases and decreases in the inflation rate of the health group do not have a significant effect on income inequality. The inflation rate in the two groups of food and beverages and the group of entertainment and cultural affairs is associated with a direct and symmetrical effect on income inequality in Iran. Inflation rates in the furniture and housing, housing, transportation, communications, and clothing groups inversely and asymmetrically affect income inequality. Other results indicate that although the level of income inequality in the Iranian economy decreased after the revolution, it was not significantly different during the war, compared to other years.

Keywords: Inflation, Commodity Groups, Income Inequality, Asymmetric Approach, Iran.

JEL Classification: C22, D31, E31.

1. Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, (Corresponding Author).

2. Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

3. M.A. in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Inequality of Intergovernmental Transfer of Value Added Taxes

Mohammad Amin Fareghbal Khamene¹ | faregh@gsme.sharif.edu
Khalil Ahmadi² | kha.ahmadi1371@mail.sbu.ac.ir
Mohammad Hossein Rahmati³ | rahmati@sharif.edu

Received: 26/06/2021 | Accepted: 11/06/2022

Abstract In value-added tax law, it was decided to distribute a share of revenue across local municipalities. This intergovernmental tax is the source of income for many local municipalities in developed countries, and, among other purposes, aims to mitigate inequality across regions. Its allocation scheme has been amended annually in budgetary and permanent laws due to its significance. However, there is almost no study to examine the structure of such allotment and its consequences on regional disparity. This study benefits from administrative data to calculate the Gini coefficients of intergovernmental transfer across provinces and counties. The Gini coefficients across provinces are 0.64 and 0.61 in 2016 and 2017, respectively. In 2018, due to the change of distribution rules, it increased to 0.87, and it is expected that the new law will exacerbate inequality. The paper proposes new rules in a way that such transfer would function according to the needs and responsibilities of local municipalities.

Keywords: Intergovernmental Transfer, Regional Disparity, Value Added Taxed, Inequality, Local Tax, Local Government, Interregional Inequality.

JEL Classification: R51, I38, H77.

1. Ph.D. Student of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.
2. M.A. in Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
3. Associate Professor of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

Investigating Fiscal and Monetary Policy Coordination in Iran's Economy: TVP-Reaction Function

Zhale Zarei¹

zh.zarei@mbri.ac.ir

Maryam Hemmati²

m.hemmati@mbri.ac.ir

Received: 15/05/2022 | Accepted: 26/06/2022

Abstract This study investigates whether monetary and fiscal policies are consistent in reaction to the demand pressure and inflationary conditions. To answer this question, the coordination between monetary and fiscal policies was examined for the period 1988:1-2021:4, based on Demid's approach (2018) and using a model with time-varying parameters (TVP). Following the study of Kuttner (2016) in the framework of game theory, Nash equilibrium, scenarios for the interaction of these two policies were extracted in the policy matrix. The results confirm that two periods, from the first quarter of 1992 to the second quarter of 1992 (two seasons) and also from the second quarter of 2011 to the third quarter of 2011 (two seasons), were the only ones in which monetary and fiscal policymakers simultaneously and consistently tried to reduce the inflation gap. Also, in the first three seasons of 2006 and the second quarter of 2008 to the end of 2009 (7 seasons), the monetary and fiscal authorities reacted positively to the negative output gap simultaneously and had a counter-cyclical reaction to reduce the output gap in a coordinated manner. Based on these results and in the framework of the policy matrix, the Central Bank of Iran has been submissive to fiscal policies for most of the years. Therefore, it is suggested that to strengthen coordination between fiscal and monetary policymakers, establishment of some institutional arrangements and legal frameworks should be on the agenda, including the implementation of both fiscal rules and inflation targeting, and setting a legal framework for strengthening the central bank independence.

Keywords: Fiscal Policy, Monetary Policy, Inflation Targeting, Policy Coordination, Time Varying Parameters.

JEL Classification: E62, E63, P24, P41.

1. Assistant Professor, Department of Monetary and Currency Policies Studies, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

2. Assistant Professor, Department of Monetary and Currency Policies Studies, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran.

Measuring Market Power (Using Markup) for Iran's Economy

Seyed Vahid Hassani¹

Mohammad Hoseini²

| mo.hoseini@imps.ac.ir

Received: 14/05/2022 | Accepted: 27/06/2022

Abstract This paper attempts to investigate the markup's evolution at the firm level for Iran's economy for the period 2003–2013, using Iran's manufacturing plant panel data of firms with ten or more workers. Following the ACF approach, a translog production function has been estimated for each industry. Then, after estimating each firm's labor elasticity trend, we used the DLW approach to estimate and analyze the distributional variation of a markup over time and among Iran's industries. We plot the kernel density of markups for the first and last year in the data and show that the last year's markup distribution has become fattened in its upper tail compared to the first year. Subsequently, it is demonstrated that markups' distribution considerably differs from one industry to another, and each industry has a different weighted average markup trend. Finally, it is illustrated that exporting firms have charged more markup compared to domestic ones, and sanctions have positively affected this markup premium.

Keywords: Markup, Translog Production Function, ACF, DLW, Sanction.

JEL Classification: D2, D4, E2, J3, K2, L1.

1. M.A in Economics, Tehran Institute for Advanced Studies (TelAS), Khatam University, Tehran, Iran.

2. Assistant Professor of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

M. Fadaee, Ph.D.
M. Hadyan, Ph.D.
M. Hoseini, Ph.D.
A. Jalali-Naini, Ph.D.
A. Motavasseli, Ph.D.
Sh. Seighalani
H. Tavakolian, Ph.D.

Abstracts Translator:
Ali Rostamiaan

Editor:
Seyed Hossein Chabok

Designer:
Saeed Zeraati

Table of Contents

- **Measuring Market Power (Using Markup) for Iran's Economy** | 3
Seyed Vahid Hassani and Mohammad Hoseini
- **Investigating Fiscal and Monetary Policy Coordination in Iran's Economy: TVP-Reaction Function** | 31
Zhale Zarei and Maryam Hemmati
- **Inequality of Intergovernmental Transfer of Value Added Taxes** | 57
Mohammad Amin Fareghbal Khamene, Khalil Ahmadi and Khalil Ahmadi Mohammad Hossein Rahmati
- **The Dual Effect of Inflation on Income Inequality in Iran - Emphasizing the Total Basket and Commodity Groups** | 95
Shahryar Zaroki, Vahid Taghinejad Omran and Alie Mahmoodi Alami
- **The Effect of Labor Market Contract Type on Productivity Growth of Iran's Manufacturing Industries** | 127
Ahmad Lotfi, Farhad khodadad Kashi and Siavash Jani
- **The Effect of Industrial Agglomeration on Pollution Agglomeration: Spatial Econometric Approach** | 155
Sakineh Eslami Giski, Mostafa Salimifar and Ahmad Esifi

Indexed in ISC

Copyright © Institute for Management and Planning Studies



Institute for Management and
Planning Studies

Editorial Board in Alphabetical Order

Rahi Abouk

Associate Professor, Department of Economics,
Finance and Global Business, William Paterson
University (New Jersey)

Ali Dadpay

Associate Professor of Finance Gupta College of
Business, University of Dallas

Gholamali Farjadi

Emeritus, Professor, Department of Economics,
Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Ahmad Reza Jalali-Naini

Professor, Department of Economics, Institute for
Management and Planning Studies (Iran)

Reza Kheirandish

Professor of Economics and Chair Department
of Accounting, Economics, and Finance College
of Business, Clayton State University

Naser Khiabani

Associate Professor, Faculty of Economics,
Allameh Tabataba'i University (Iran)

Amir Houshang Mehryar

Emeritus, Institute for Management and Planning
Studies (Iran)

Ahmad Mojtahed

Professor, Faculty of Economics Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Masoud Nili

Associate Professor, Faculty of Management and
Economics, Sharif University of Technology (Iran)

Abbas Shakeri

Professor, Faculty of Economics, Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Jafar Sadjadi

Professor, Faculty of Industrial Engineering (SIE),
Iran University of Science & Technology (Iran)

Managing Director:

Adel Azar, Ph.D.

Editor-in-Chief:

Ahmad Reza Jalali-Naini, Ph.D.

Deputy Editor:

Mehdi Fadaee, Ph.D.

Executive Director:

Mitra Oliyaei

Institute for Management
and Planning Studies
Website

<http://www.imps.ac.ir>

Journal Website:

<http://www.jpbud.ir>

Email: info@jpbud.ir

ISSN: 2251-9092

eISSN: 2251-9106

Sixth Floor, No. 5, Mokhtar Asgari St., Jamal-Abad St., Bahonar Sq.
(Niavaran), Tehran, Iran
Postal Code: 1978911114 Tele: (+98-21) 26116904, Fax: (+98-21) 26116972

Based on the letter issued by Iranian Ministry of Science, Research and
Technology (ref. number 159109, dated Nov. 8, 2011), Journal of Budgeting
and Planning is graded as a Scholarly-Scientific journal as of its issue number 112;
thereupon, publishing articles would be influential in promoting the scientific degree
of the faculty members of the universities and educational and research institutes.

The opinions expressed by authors in this Journal should not necessarily be
considered as reflecting the views of the Journal of Planning & Budgeting