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

Seyed Vahid Hassani[1]
Mohammad Hoseini[2] | 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 (TeIAS), Khatam University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 27 | No. 1 | Spring 2022 | PP 3-29 | ISSN: 2251-9092 | doi 10.52547/jpbud.27.1.3

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

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

محمد حسینی | mo.hoseini@imps.ac.ir
استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۰ | پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷

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 ـ وارزینسکی، آکربرگ ـ کیوز ـ فریزر، تحریم.

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

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.27.1.3
سال بیست و هفتم | شماره ۱ | بهار ۱۴۰۱ | ص‌ص ۲۹-۳

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[1] 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[2] 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[3] و سهم سرمایه[4] 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[5] برای رشد اقتصادی است که سهم نیروی کارگر و سرمایه را در بلندمدت ثابت می‌دانست (Jones Romer, 2010). اگر مطابق ادبیات سازمان‌های صنعتی[6]، فرانشان[7] 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. دیلاکر 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 ـ وارزینسکی (۲۰۱۲) برای تخمین فرانشان استفاده شده است که بر اساس فرض کمینه کردن مخارج بنگاه‌هاست. این فرضیه برای تخمین فرانشان به پژوهش هال (۱۹۸۸) برمی‌گردد. این روش در پژوهش‌های دیلاکر و همکاران (۲۰۲۰) و دیلاکر و اکهات (۲۰۱۸) به‌ترتیب 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[1] در نظرگرفته شده است. دلیل انتخاب این نوع تابع تولید، به‌دست 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 قابل‌مشاهده نیست. اقتصاددان‌ها روش‌هایی برای تخمین فرانشان ارائه کرده‌اند که در ادامه مهم‌ترین آن‌ها بر اساس دسته‌بندی باسو (۲۰۱۹) ارائه شده است.

1. Translog Production Function

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 ارزش‌افزوده ناخالص بر اساس هزینه نیروی کارگر، هزینه سرمایه و سود، فرانشان قابل‌محاسبه است. یک بنگاه بیشینه‌کنندهٔ سود با کمینه کردن هزینه استفاده از نیروی کارگر با رابطه (۱) مواجه است:

$$PF_L = \mu W \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، F_L تولید نهایی نیروی کارگر[1]، 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 به‌دست آورد که در آن به‌جای 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:

$$\frac{F_L L}{Y} = \mu \frac{WL}{PY} \qquad (۲)$$

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

$$\frac{F_L L}{Y} + \frac{F_K K}{Y} = \mu \left[\frac{WL}{PY} + \frac{RK}{PY}\right] = \mu(1 - S_\pi) \qquad (۳)$$

سمت چپ رابطه (۳)، بازده نسبت به مقیاس و سمت راست آن، ضرب فرانشان و یک منهای نرخ سود، نسبت سود به ارزش‌افزوده است. بنابراین، با فرض کمینه کردن هزینه بنگاه، داشتن بازده نسبت به مقیاس ثابت و محاسبه نرخ سود، فرانشان بنگاه قابل‌محاسبه 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.

1. Marginal Product of Labor

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 ـ 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:

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

در رابطه (۴)، V_{it} ورودی متغیر[1] تابع تولید (مانند نیروی کارگر، مواد اولیه خام مصرفی، سوخت، برق و...) و K_{it} سرمایه بنگاه و هزینه‌های ثابت است. با در نظرگرفتن رابطه (۴)، با فرض مشتق‌پذیر بودن تابع تولید و حل مسئله کمینه کردن هزینه بنگاه به رابطه‌ای برای تخمین فرانشان می‌رسیم:

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

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 ـ 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 گزارش‌شده بهای تمام‌شده کالای فروخته‌شده[2] در ترازنامه (شامل هزینه‌های نیروی کارگر و نهاده واسطه‌ای)[3] را به عنوان ورودی متغیر برای محاسبه فرانشان انتخاب کرده‌اند.

اندازه‌گیری فرانشان بر اساس تخمین تابع تولید و استفاده از همهٔ 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:

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

در رابطه (۹)، x نشان‌دهندهٔ ورودی تابع تولید، $\Delta \log A$ نشان‌دهندهٔ 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 تعدیل‌شده با قدرت بازاری بنگاه‌ها باشد.

روش‌های تخمین تابع تولید

در این پژوهش از روش دیلاکر ـ وارزینسکی (۲۰۱۲) برای تخمین فرانشان استفاده شده است. دلیل این امر نبود فرض قوی دربارهٔ بازده نسبت به مقیاس بنگاه، عدم نیاز به تخمین هزینه اجاره میزان سرمایه بنگاه، و به‌دست 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)[1]

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

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

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 قابل‌مشاهده است، و η_{jt} شوک به تولید است که قابل‌مشاهده و پیش‌بینی‌پذیر در هنگام انتخاب ورودی‌های تابع تولید نیست. فرض می‌شود که ω_{jt} یک فرایند مارکوف[2] داشته باشد و به صورت تصادفی، صعودی باشد. تعبیر دیگر η_{jt} این است که این عبارت در داده، خطای اندازه‌گیری است. از آن‌جایی که ω_{jt} برای ما قابل‌مشاهده نیست، ولی برای بنگاه در هنگام انتخاب عملکرد بهینه قابل‌مشاهده 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 به‌جای ω_{jt} استفاده کرد. حال که به‌نحوی مسئله قابل‌مشاهده 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:

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

که در رابطه (۱۲)، i 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 اولِ تخمین خود با فرض یک تابع چندجمله‌ای درجه ۴ برای ϕ و با استفاده از این فرض که شوک η تاثیری 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 این‌جا 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 این‌که 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:

$$y_{jt} = \beta_l l_{jt} + \phi_t(k_{jt}, m_{jt}) + \eta_{jt} \qquad (۱۳)$$

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 قابل‌تخمین زدن نیست، اما این ضریب به همراه ضرایب دیگر از مرحله دوم همچنان قابل‌تخمین 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_l و β_k را تخمین زدند:

$$E\left[\hat{\xi}_{jt}(\beta_k,\beta_l)\otimes\begin{pmatrix}k_{jt}\\ l_{jt-1}\end{pmatrix}\right]=0 \qquad (۱۴)$$

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

$$\xi_{jt}=\omega_{jt}-E[\omega_{jt}|\omega_{jt-1}]=\omega_{jt}-g(\omega_{jt-1}) \qquad (۱۵)$$

معمولاً فرض می‌شود که تابع g یک رابطه خودهمبسته[1] درجه یک[2] 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 نظرگرفته 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 اندیس‌دار 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 تخمین‌زده‌شده 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 ـ 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:

$$Q_{it} = Q_{it}(\Omega_{it}, \boldsymbol{V}_{it}, K_{it}) \qquad (۱۶)$$

در این رابطه $\boldsymbol{V}$، 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:

$$\frac{\partial L_{it}}{\partial V_{it}} = P_{it}^{V} - \lambda_{it}\frac{\partial Q_{it}(\bullet)}{\partial V_{it}} = 0 \qquad (۱۷)$$

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

$$\theta_{it}^{V} \equiv \frac{\partial Q_{it}(\bullet)}{\partial V_{it}}\frac{V_{it}}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}}\frac{P_{it}^{V}V_{it}}{Q_{it}} \qquad (۱۸)$$

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:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^{V}\frac{P_{it}Q_{it}}{P_{it}^{V}V_{it}} \qquad (۱۹)$$

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 آکربرگ 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:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (۲۰)$$

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

$$\hat{\theta}_{it}^L = \hat{\beta}_l + 2\hat{\beta}_{ll} l_{it} + \hat{\beta}_{lk} k_{it} \quad (۲۱)$$

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

$$\hat{\theta}_{it}^L = \hat{\beta}_l + 2\hat{\beta}_{ll} l_{it} + \hat{\beta}_{lk} k_{it} \quad (۲۲)$$

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:

$$\hat{\phi}_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + h_t(k_{it}, m_{it}) \quad (۲۳)$$

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:

$$\omega_{it} = g_t(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (۲۴)$$

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

$$E\left(\xi_{it}(\boldsymbol{\beta})\begin{pmatrix} l_{it-1} \\ k_{it} \\ l_{it-1}^2 \\ k_{it}^2 \\ l_{it-1}k_{it} \end{pmatrix}\right) = 0 \qquad (۲۵)$$

ما برای پیدا کردن ضرایب در فضای پنج‌بُعدی $\boldsymbol{\beta}$ به دنبال ضرایبی هستیم که شرط گشتاور ما را کمینه کند. برای این کار در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بهینه دومرحله‌ای[1] 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 این‌جا دقیقاً از شروط گشتاور بکاررفته در پژوهش‌های دیلاکر ـ وارزینسکی (۲۰۱۲) استفاده شده است.

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

$$\mu_{it} = \theta_{it}^V \frac{P_{it}\frac{Q_{it}}{\exp^{\hat{\epsilon}_{it}}}}{P_{it}^V V_{it}} \qquad (۲۶)$$

داده

داده مورد استفاده در این پژوهش داده طرح جمع‌آوری اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر است که توسط مرکز آمار ایران[2] 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.

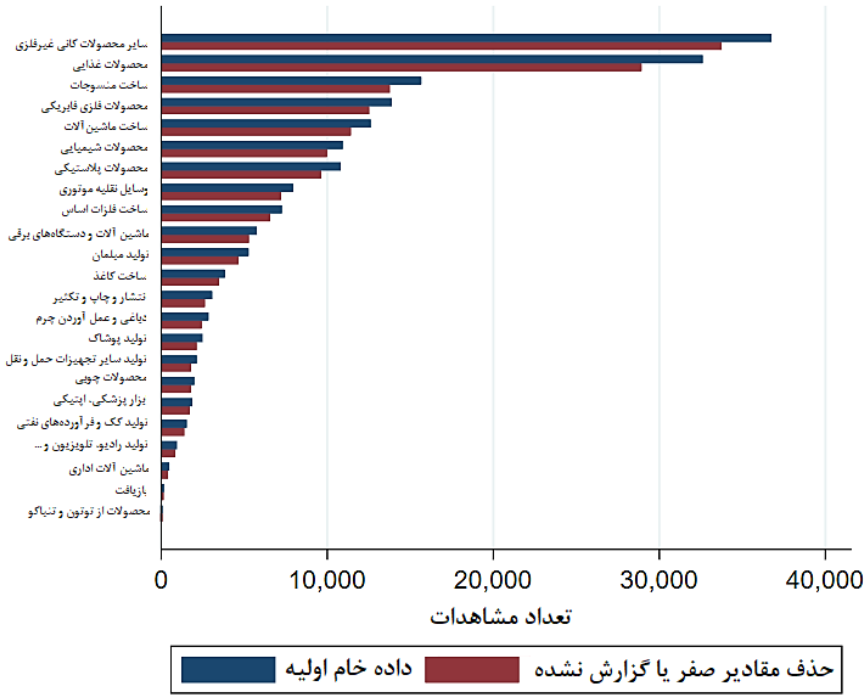
1. Two-Step Optimal GMM
2. https://www.amar.org.ir

همان‌طور که در ادبیات تخمین تابع تولید مرسوم است، در این پژوهش نیز از روش موجودی پیوسته (PIM)[1] 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[2] 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 جلوروند و عقب‌رونده[3] استفاده می‌شود. در استفاده از این روش از نرخ استهلاک[4]های فرض‌شده در پژوهش اصفهانی و یوسفی (۲۰۱۷) استفاده شده است.

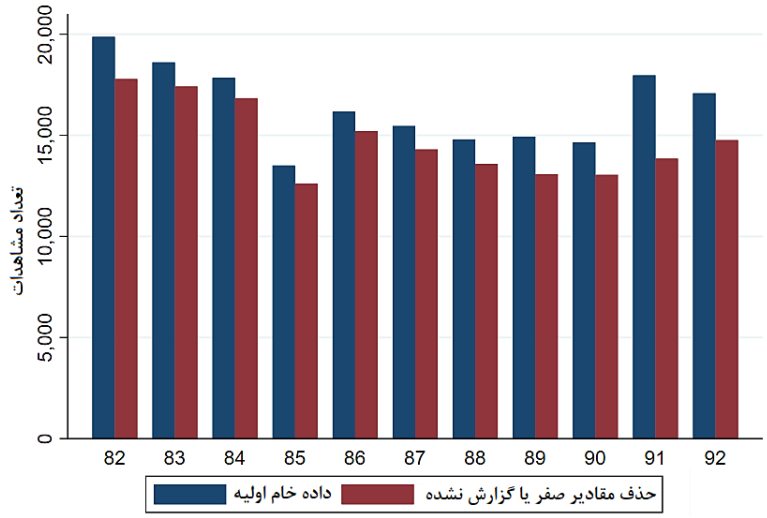
برای تخمین تابع تولید و فرانشان، ما به داده‌های ارزش‌افزوده، تعداد شاغلان، دستمزد پرداخت‌شده، مقدار سرمایه و مواد خام استفاده‌شده (به عنوان پروکسی در تخمین تابع تولید) نیاز داریم. بنابراین، در هر مرحله از تخمین فرانشان اگر دست‌کم یکی از داده‌های مورد نیاز بنگاه در یک سال موجود نباشد (گزارش‌نشده یا صفر 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 تولیدکنندهٔ[5] 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[6]، 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

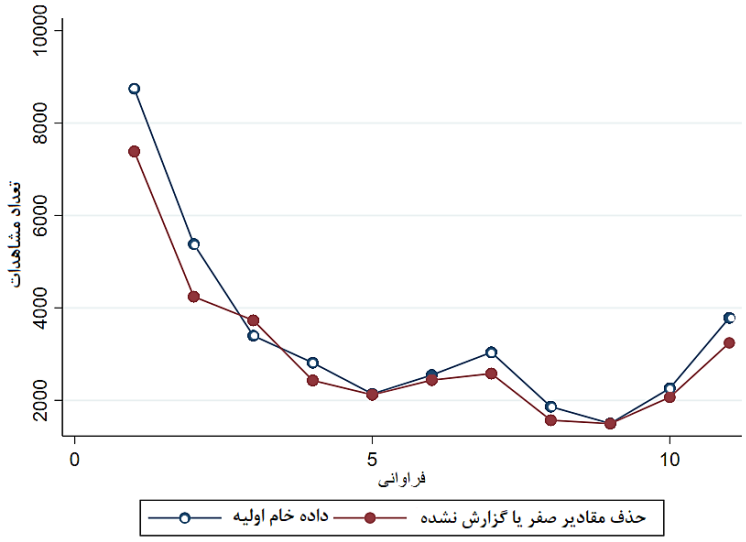
حذف‌شده را برحسب تعداد مشاهده‌های یک بنگاه نشان می‌دهد و تعداد مشاهده‌ها با تعداد بنگاه‌ها رابطه نزولی دارد. به بیان دیگر، بیش‌تر بنگاه‌ها صرفاً یک‌بار در طول سال‌های نمونه مشاهده شده‌اند.



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

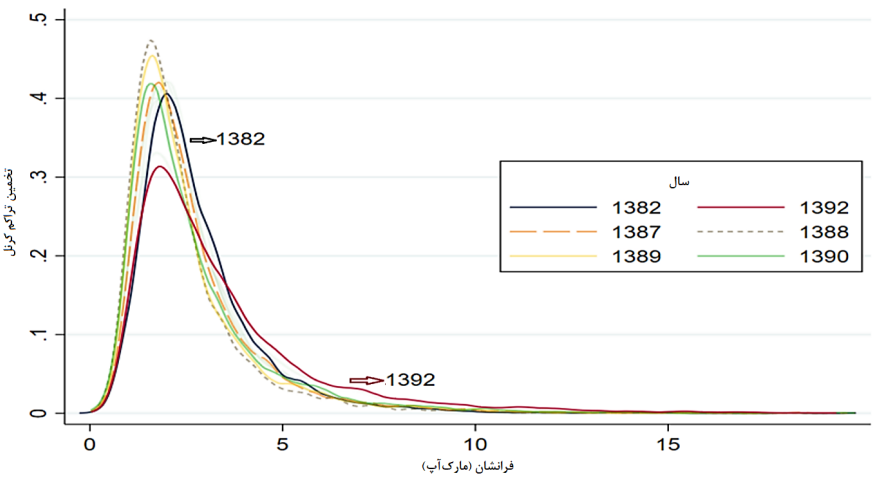


شکل ۳: تعداد مشاهده‌ها قبل (داده خام اولیه) و بعد از حذف مقادیر صفر یا گزارش‌نشده (مورد نیاز برای تخمین تابع تولید) از داده برحسب فراوانی[1] (تکرار مشاهده یک بنگاه)

1. Frequency

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 قابل‌محاسبه خواهد بود. نتایج تخمین توزیع فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در سال‌های مختلف بدون انتساب هیچ وزنی به داده‌ها به صورت تخمین تراکم کرنل[1] در شکل (۴) ارائه شده است.

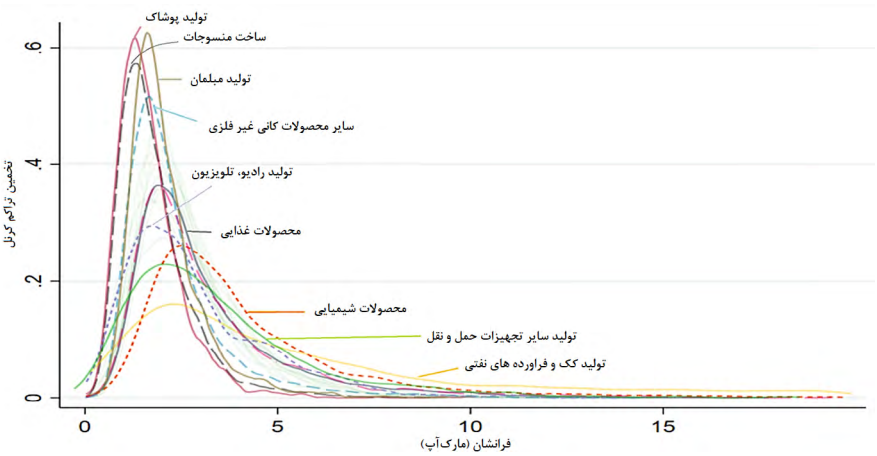


شکل ۴: نتایج تخمین توزیع تراکم کرنل فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در سال‌های مختلف

همان‌گونه که در شکل (۴) قابل‌مشاهده است، دم سمت راست توزیع فرانشان برای سال انتهایی 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

1. Kernel Density Estimation

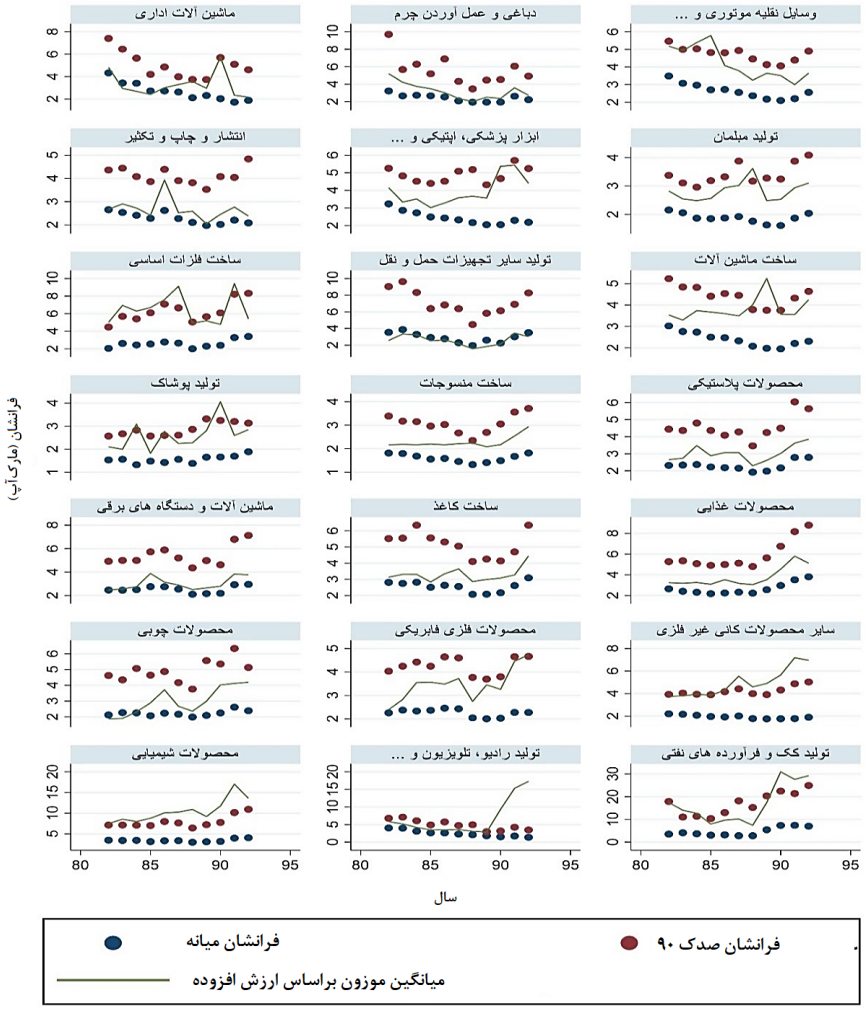
توزیع فرانشان برای تمامی بنگاه‌های ایران در صنایع مختلف بدون انتساب هیچ وزنی به داده‌ها به صورت یک‌جا برای تمام بازه سال‌های موجود به صورت تخمین تراکم کرنل ارائه شده است.



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 ارائه شده است. برای نمونه، مشاهده می‌شود که توزیع فرانشان صنعت تولید کک و فرآورده‌های نفتی نسبت به صنایع دیگر به‌شدت 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)[1] را به عنوان شاخصی از قدرت بازاری بنگاه‌ها در نظر بگیریم، می‌توان انتظار داشت که این صنعت، بازاری به‌نسبت 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.

1. Lerner Index



شکل ۶: نتایج تخمین میانه، ۹۰امین صدک و میانگین وزن‌دار فرانشان بر اساس ارزش‌افزوده 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 وزن‌دار فرانشان است. در شکل (۶)، برای صنایع

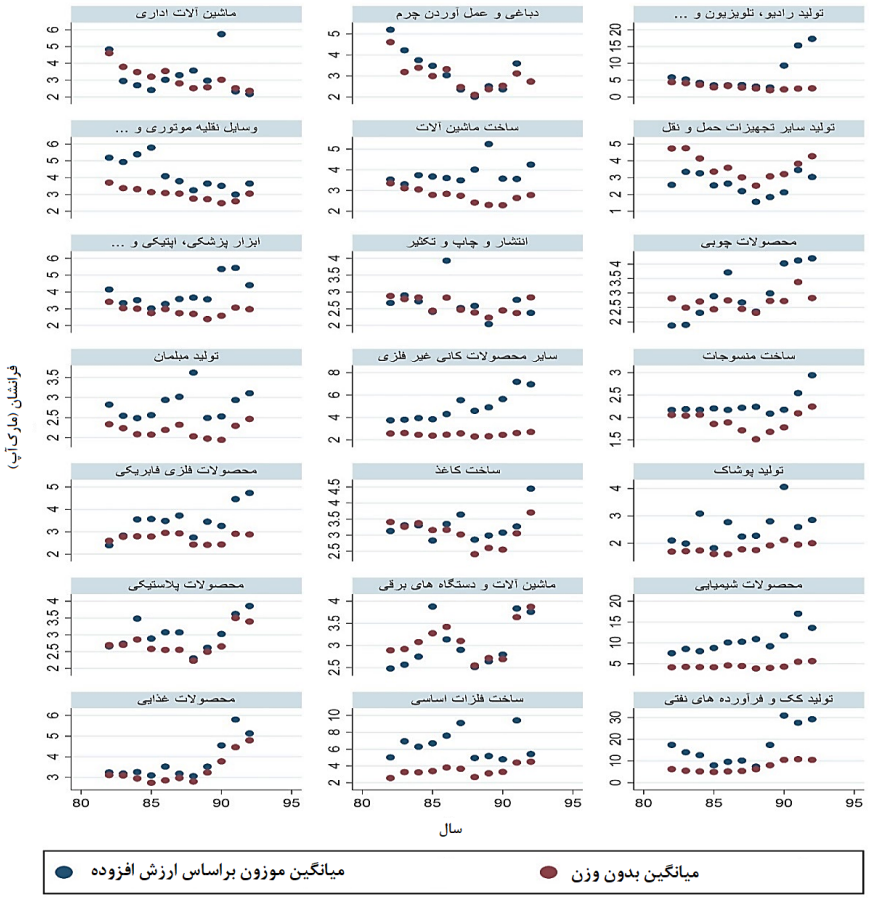
مختلف، ۵۰امین صدک (میانه)، ۹۰امین صدک و میانگین وزن‌دار فرانشان بر اساس ارزش‌افزوده بنگاه رسم شده‌اند. دقت شود که مقیاس رسم‌شده برای محور عمودی (فرانشان) برای صنایع مختلف فرق دارد. همچنین، صنایع بر اساس افزایش میانگین وزن‌دار فرانشان (اختلاف سال آخر و اول) مرتب شده‌اند.

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.

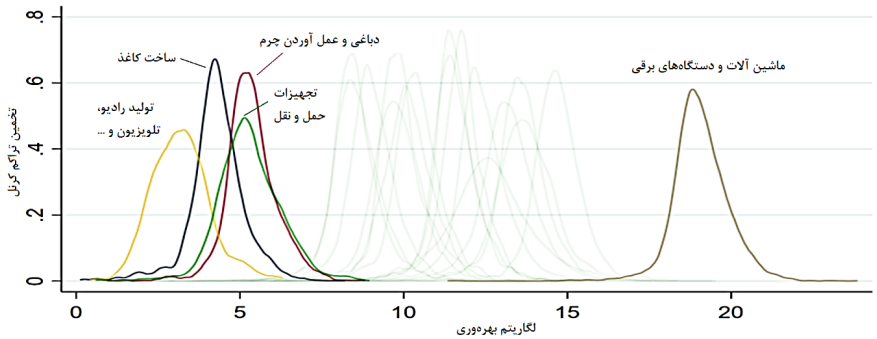


شکل ۷: نتایج تخمین میانگین وزن‌دار بر اساس ارزش‌افزوده بنگاه‌ها و میانگین بدون وزن در صنایع مختلف

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

$$\omega_{it} = \ln \Omega_{it} = y_{it} - (\beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it}) \qquad (۲۷)$$

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 ـ 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:

$$\ln \mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 e_{it} + \mathbf{b}'_{it}\sigma + \nu_{it} \qquad (۲۸)$$

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					
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
e	۰/۳۱۴***	۰/۳۱۴***	۰/۲۴۸***	۰/۲۴۶***	۰/۴۸۹***	۰/۵۲***
	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۲)
ω					۰/۰۳۷***	۰/۱۳۱***
					(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۲)
$e \times \omega$					−۰/۰۱۷***	۰/۰۲۶***
					(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)
ضریب ثابت	۰/۸۴۴***	۰/۸۹۴***	۰/۹۷۴***	۰/۹۷۵***	۰/۴۴۴***	−۰/۷۵۳***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۲۵)
اثر ثابت سال		بله	بله	بله		بله
اثر ثابت صنعت			بله	بله		بله
تعداد نیروی کارگر				بله		بله
میزان سرمایه بنگاه				بله		بله
تعداد مشاهده‌ها	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴
R^2	۰/۰۲۲	۰/۰۳۸	۰/۱۶۳	۰/۱۶۹	۰/۰۵۵	۰/۲۰۳

توضیحات: اعداد گزارش‌شده در پرانتز، خطای استاندارد ضرایب هستند. نمادهای ***، **، و * به‌ترتیب 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.

$$\ln \mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 e_{it} + \delta_2 e_{it} Y86_t + \mathbf{b}'_{it}\sigma + \nu_{it} \qquad (۲۹)$$

جدول ۲: فرانشان بنگاه‌های صادرکننده و تاثیر تحریم‌ها

	لگاریتم فرانشان					
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
e	۰/۲۶۱***	۰/۲۴۷***	۰/۱۹۲***	۰/۱۹۴***	۰/۵۲۴***	۰/۳۷۸***
	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۲۹)
$e \times Y87-92$	۰/۰۹۳***	۰/۱۱۸***	۰/۰۹۹***	۰/۰۹۲***	-۰/۰۶	۰/۲۶۷***
	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۴۱)	(۰/۰۴)
ω					۰/۰۳۸***	۰/۱۱۲***
					(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)
$e \times \omega$					-۰/۰۲۶***	-۰/۰۱۹***
					(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)
$\omega \times Y87-92$					-۰/۰۰۲***	۰/۰۳۳***
					(۰)	(۰/۰۰۳)
$e \times \omega \times Y87-92$					۰/۰۱۵***	-۰/۰۱۵***
					(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)
ضریب ثابت	۰/۸۴۴***	۰/۸۹۸***	۰/۹۷۹***	۰/۹۷۹***	۰/۴۴۲***	-۰/۵۰۳***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۳۶)
اثر ثابت سال		بله	بله	بله		بله
اثر ثابت صنعت			بله	بله		بله
تعداد نیروی کارگر				بله		بله
میزان سرمایه بنگاه				بله		بله
تعداد مشاهده‌ها	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴	۱۴۲۱۴۴
R^2	۰/۰۲۳	۰/۰۳۸	۰/۱۶۴	۰/۱۶۹	۰/۰۵۶	۰/۲۰۴

توضیحات: اعداد گزارش‌شده در پرانتز، خطای استاندارد ضرایب هستند. نمادهای ***، **، و * به‌ترتیب 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 ذکرشده برای جدول (۱)، در جدول (۲) نیز مشاهده می‌شود. نیاز به اشاره

است که در این‌جا هیچ رابطهٔ علّیتی 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 قابل‌محاسبه 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

Ackerberg, 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

نحوه ارجاع به مقاله:
حسنی، سیدوحید؛ حسینی، محمد (۱۴۰۱). بررسی قدرت بازاری بنگاه‌ها با استفاده از محاسبه فرانشان برای اقتصاد ایران، برنامه‌ریزی و بودجه، ۱، (۲۷)، ۲۹-۳.
Hassani, V., & Hosseini, M. (2022). Measuring Market Powe (Using Markup) for Iran's Economy. Planning and Budgeting, 1(27), 3-29.
DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.27.1.3

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.