

«مدیریت بهره‌وری»

سال نهم - شماره 33 - تابستان 1394

ص ص 25 - 7

تاریخ دریافت مقاله: 93/12/12

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: 94/04/01

اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری عوامل تولید (مطالعه موردی: بخش صنعت استان کردستان)

دکتر صدیقه عطرکار روشن¹

فاطمه رسولی²

چکیده

مدیریت بهره‌وری مستلزم شناخت اجزا و تحلیل تغییرات آن در پروسه توسعه است. در این پژوهش بهره‌وری کل عوامل تولید و همچنین به تفکیک گروه‌های صنعتی با استفاده از داده‌های ترکیبی، طی سالهای 90-1384 در بخش صنعت استان کردستان اندازه‌گیری، و روند آن مورد تحلیل قرار گرفته است. بر این اساس، صنایع استان بر حسب طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC, Rev.2) به 23 گروه صنعتی تقسیم، و پس از برآورد توابع تولید، و محاسبه کشش‌ها با استفاده از شاخص دیویژیا، و به کمک داده‌های ترکیبی، بهره‌وری کل عوامل تولید اندازه‌گیری شد. با توجه به نبود داده‌های موجودی سرمایه در منابع آماری، آمارهای فوق نیز در این تحقیق مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج، نشان می‌دهد که شاخص بهره‌وری نیروی کار در کل بخش صنعت استان، به طور متوسط سالانه 2 درصد کاهش داشته و بیشترین کاهش بهره‌وری نیروی کار متعلق به گروه تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی بوده است. در طول دوره مورد مطالعه، بهره‌وری کل عوامل در بخش صنعت استان 0/06 بوده است.

واژه‌های کلیدی: تحلیل بهره‌وری، کردستان، پنل، تابع ترانسلوگ، شاخص دیویژیا.

JEL: D24; O47; D24 طبقه‌بندی

¹ - عضو هیأت علمی، گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، نویسنده مسؤول (s.a.roshan@alzahra.ac.ir)

² - کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهرا

مقدمه

بررسی عملکرد کشورهایی که طی دو دهه گذشته رشد چشمگیری داشته‌اند حکایت از آن دارد که اکثر این کشورها، این رشد را عمدتاً از طریق یکی از مهمترین کانالهای رشد، یعنی افزایش بهره‌وری به دست آورده‌اند، به طوری که نقش سرمایه‌گذاری جدید در این رشد در مقایسه با نقش بهره‌وری آن اندک بوده است (امامی‌میبدی، 1379). از این رو، برنامه پنج ساله چهارم و پنجم توسعه کشور به طور شفاف و روشن به موضوع بهره‌وری توجه نموده، در آن اهداف کمی معینی نیز برای بهره‌وری در نظر گرفته شده است. از سوی دیگر بخش صنعت یکی از بخشهای مهم و پیشتاز اقتصاد کشور و هر استان به شمار می‌رود. به علاوه، میزان بهره‌وری عوامل تولید یکی از معیارهای مهم در سنجش قدرت صنعت محسوب می‌شود. به طور معمول، صنایعی در اولویت سرمایه‌گذاری قرار می‌گیرند که علاوه بر ارزش افزوده قابل توجه، بهره‌وری بالاتری نیز داشته باشند. از آنجا که جذب سرمایه‌گذاری در استان‌های محروم کشور از اهمیت بالایی برای افزایش رشد و اشتغال برخوردار است، از این رو تحقیق حاضر بر اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری استان کردستان، به عنوان یکی از استان‌های محروم، ولی مساعد برای رشد قرار داده است. به این منظور، بهره‌وری عوامل تولید¹ در کل بخش صنعت استان کردستان و زیر بخش‌های صنایع آن به تفکیک کد دو رقمی ISIC، با استفاده از داده‌های ترکیبی طی دوره 90-1384، اندازه‌گیری و رون آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

اساساً، واژه بهره‌وری² به معنای "قدرت تولید، باروری و مولد بودن" است به صورت کلی، بهره‌وری کل عوامل، عبارت است از نسبت ستاده (ارزش افزوده واقعی) به میانگین وزنی نهاده‌ها، که این وزن‌ها منعکس‌کننده سهم هر یک از نهاده‌ها از کل هزینه‌های تولید است. در روش تابع تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید به طور ضمنی به عنوان متغیر مؤثر بر تولید در نظر گرفته می‌شود (نیکلسون³، 2002).

در مسأله، رشد و بهره‌وری، مطالعات بسیاری در خصوص بهره‌وری کل عوامل تولید و نیز بهره‌وری جزئی عوامل، صورت گرفته است. از جمله این مطالعات، تحقیق

¹- Total Factor Productivity (TFP)

²- Productivity

³-Walter Nicholson

کندریک و کریمر در سال 1965 مبتنی بر نسبت ستانده به داده است. گادفری¹ (2006) در پژوهش خود رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری عوامل تولید را در کشور نیجریه در سالهای 1963-2003 بررسی کرده است. نتایج پژوهش وی نشان داده است که رشد منفی تولید، با رشد منفی بهره‌وری عوامل تولید همراه بوده است.

جاجری² (2011) به بررسی رشد بهره وری کل عوامل تولید بخش خدمات در مالزی طی سال‌های 1986-2007، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم کوئیست پرداخته است. نتایج تحقیق وی حاکی از آن است که رشد بهره وری کل عوامل تولید در بخش خدمات مثبت بوده و این رشد عمدتاً به دلیل رشد مثبت کارایی فنی بوده و در مقابل رشد تکنولوژی منفی بوده است.

در ایران، جدیدترین مطالعات، بررسی عباسیان و مهرگان (1385) است که در پژوهش خود با عنوان "اندازه‌گیری بهره وری عوامل تولید بخش‌های اقتصادی کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها"³ با استفاده از آمار سری - زمانی مربوط به سال‌های (1345-77) و روش تحلیل پوششی داده‌ها، توابع مسافت و شاخص مالم کوئیست را محاسبه کردند بر اساس نتایج تحقیق فوق، طی دوره مورد بررسی، به طور متوسط، روند رشد بهره وری کل عوامل تولید، کارایی مقیاس و تغییرات تکنولوژیکی کاهش یافته است.

عسگری (1388) در مقاله خود به محاسبه بهره وری فعالیت‌های مختلف صنعتی استان ایلام، که بر اساس طبقه‌بندی بین‌المللی (ISIC, Rev, 2) به نه گروه صنعتی تقسیم شدند، طی سال‌های 1378 تا 1385 پرداخت. برای محاسبه بهره وری کل عوامل تولید، وی از تخمین تابع تولید کشش جانشینی ثابت استفاده کرد و به این نتیجه رسید که بهره وری نهایی نیروی کار در صنایع استان پایین و عمدتاً منفی بوده است.

فطرس، دهقانپور و دهموبد (1390) در مقاله ای تحت عنوان "تأثیر بهره وری بر رشد اقتصادی صنایع تولیدی ایران با رهیافت داده‌های ترکیبی" با استفاده از متغیرهای نیروی کار و سرمایه‌ی صنایع تولیدی ایران براساس کدهای دورقمی ISIC، در سال‌های 1379-1386 و تخمین تابع تولید کاب داگلاس با رهیافت داده‌های ترکیبی، منابع رشد

¹ - Godfrey

² - Idris Jajri

³ - (DEA)

بخش صنعت را شناسایی و جایگاه بهره‌وری کل عوامل تولید را بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج پژوهش آنها، صنایع ایران در سالهای مورد مطالعه به طور متوسط 12/4 درصد رشد داشته است؛ که 16/1 درصد آن ناشی از رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، 69 درصد ناشی از رشد نیروی کار و 13/5 درصد به رشد موجودی سرمایه مربوط بوده است.

ابزار و روش

از آنجا که برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید، به تخمین ضرایب تابع تولید نیاز است ابتدا به معرفی مهمترین توابع تولید به صورت خلاصه پرداخته می‌شود. تابع تولید کاب داگلاس معروفترین و متداول ترین تابع تولید در اقتصاد است و در مطالعات تجربی بسیاری مورد استفاده قرار گرفته است (میلر¹، 2008). در سال 1928 کاب و داگلاس یک تابع تولید ارائه نمودند و آن را با داده‌هایی از صنایع تولیدی آمریکا طی سالهای 1899-1922 برآورد کردند. شکل تابع کاب - داگلاس به صورت زیر بود:

$$Q = AL^{\beta}K^{\alpha}$$

که در آن Q ارزش افزوده و یا ارزش تولید، K موجودی سرمایه، L نیروی کار بکار گرفته شده در تولید، α کشش تولید نسبت به سرمایه، β کشش تولید نسبت به نیروی کار است. در این رابطه پارامتر A بیانگر ضریب تکنولوژی و $\alpha + \beta$ نشاندهنده بازدهی نسبت به مقیاس تولید می‌باشد.

در سال 1961 در مطالعه‌ای که توسط آرو² و دیگران تحت عنوان «جانشینی کار و سرمایه و کارایی اقتصادی» انجام گرفت تابع تولید با کشش جانشینی ثابت³، معرفی و به کار گرفته شد.

با فرض دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه، فرم تبعی این تابع تولید به شکل زیر است:

¹- Miller

²- Arrow

³- Constant Elasticity of Substitution (CES)

$$Q = A[\alpha K^{-\rho} + (1 - \alpha)L^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (3)$$

$$\rho \neq 0, -1 < \rho < \infty, 0 < \alpha < 1, A > 0$$

A ضریب تغییرات تکنولوژی، γ درجه بازدهی نسبت به مقیاس (درجه همگنی)، ρ پارامتر جانشینی نهاده‌ها، α پارامتر توزیعی عوامل که سهم نسبی عوامل تولید را نشان می‌دهد، K موجودی سرمایه، L نیروی کار و Q مقدار تولید است.

در تابع تولید کاب داگلاس فرض ثابت بودن کشش عوامل تولید و بازدهی ثابت به مقیاس از محدودیتهای مهم این تابع تولید به شمار می‌رود، علاوه بر این، در این تابع تولید کشش جانشینی بین عوامل تولید نیز برابر واحد فرض شده است. این محدودیتهای سبب شد که در دهه 1950 سه اقتصاددان به نامهای هالتر¹، کارتر² و هاکنینگ³ تابع تولیدی را به نام تابع تولید متعالی معرفی کردند که شکل تغییر یافته ای از کاب داگلاس می‌باشد (جانس⁴، 2005). فرم تبعی این تابع تولید دو نهاده‌ای که توسط هالتر و همکاران ارائه شده، به صورت زیر است:

$$Q = AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\gamma K + \mu L} \quad (4)$$

دادن اثر متقاطع نهاده‌ها در تابع تولید متعالی، جزء متقاطع به این مدل افزوده شد، که این تابع، تابع دبرترین نامیده شده است. شکل عمومی آن به صورت زیر است:

$$Q = AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\gamma K + \mu L + \delta KL} \quad (5)$$

δKL تأثیرات متقاطع عوامل تولید را نشان می‌دهد و مفهوم آن این است که کشش‌های تولیدی هر عامل نه تنها به مقدار استفاده از آن عامل بستگی دارد بلکه متأثر از مقدار استفاده از عامل دیگر نیز می‌باشد. این تابع تولید محدودیتهای تابع تولید کاب داگلاس را ندارد و کشش جانشینی بین نهاده‌ها را متغیر در نظر می‌گیرد، اما فرض می‌کند که تقارن وجود دارد، یعنی اثر جانشینی نیروی کار به جای سرمایه برابر اثر جانشینی سرمایه به جای نیروی کار است و همچنین فرض همگنی را نیز ندارد.

¹- Halter

²- Carter

³- Hocking

⁴- Jones

اما، یکی از محدودیتهای جدی تابع کاب داگلاس و CES فرض کشش جانشینی ثابت بین نهاده‌هاست. برای رفع این محدودیت در سال 1972 کریستین¹، جرگسون² و لائو³ تابع تولید ترانسلوگ را معرفی کردند، که در آن کشش جانشینی بین نهاده‌ها متغیر بوده و محدودیت ثابت بودن کشش جانشینی را ندارد. در این تابع تولید اگر بیش از دو نهاده تولید وجود داشته باشد، می‌توان کشش جانشینی جزئی برای هر جفت از نهاده‌ها را محاسبه کرد. در وضعیت دو نهاده‌ای کشش جانشینی بین نهاده‌ها همواره بزرگتر از صفر است.

فرم کامل تابع تولید ترانسلوگ به شکل زیر نیز نوشته می‌شود:

(6)

$$\ln Q = \ln A + a_1 \ln K + a_2 \ln L + a_3 (\ln L)(\ln K) + a_4 (\ln K)^2 + a_5 (\ln L)^2$$

شایان ذکر است که برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید به روش شاخص، شاخصهای مختلفی وجود دارد. از آنجا که در این تحقیق از شاخص دیویژیا برای اندازه گیری بهره‌وری استفاده می‌شود، از اینرو با توجه به هدف مقاله از توضیح سایر روشها اجتناب می‌شود.

شاخص بهره‌وری کل در این روش از نسبت ارزش تولید به شاخص نهاده‌ها به دست می‌آید. شاخص نهاده‌ها نیز به وسیله شاخص مقداری دیویژیا که فرمول آن به صورت زیر است، محاسبه می‌گردد.

(7)

$$D = L^\alpha K^\beta$$

که در آن K و L به ترتیب مقادیر سرمایه و نیروی کار بوده، و α و β نیز به ترتیب سهم نیروی کار و سرمایه در تولید است. بهره‌وری کل عوامل برابر است با:

$$TFPD = Q/D$$

¹ - Christensen

² - Jorgenson

³ - Lau

که در آن TFPD شاخص بهره وری دیویژن، Q ارزش تولید یا ارزش افزوده D شاخص نهاده‌های تولید می باشد.

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق، ارزش افزوده، میزان سرمایه گذاری و میزان مزد و حقوق پرداختی به شاغلان، به صورت داده‌های مقطعی - سری زمانی برای سالهای 90_1384 از آمارهای کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان کردستان، در قالب سومین ویرایش طبقه بندی استانداردهای بین‌المللی فعالیت‌های اقتصادی (ISIC.Rev.2) در سطح کدهای دو رقمی فعالیت‌های صنعتی، که همه ساله مرکز آمار ایران منتشر می‌کند، جمع‌آوری شده است. بر این اساس، در بخش صنعت استان کردستان گروه‌های فعالیت با کدهای 16، 19، 20، 23، 30، 32 و 35 وجود نداشته یا آمار آن در دسترس نبوده است. بنابراین در این تحقیق برای 16 گروه صنعتی (مقطع)، و برای 7 سال بررسی‌های انجام شده اند. تمامی داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده¹ به قیمت ثابت سال 83 تبدیل شده اند. آمارهای ارزش افزوده و اشتغال در دوره مورد مطالعه، از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران به دست آمده اند. ولی در مورد عامل سرمایه، فقط اطلاعات مربوط به میزان سرمایه گذاری در زیر بخش‌های صنایع وجود دارد، که مانند سایر مطالعات، باید بر اساس اطلاعات موجود، میزان موجودی سرمایه در این زیر بخش‌ها برآورد گردد.

علت استفاده از متغیر ارزش افزوده به جای ارزش تولید در مطالعه حاضر اینست که، استفاده از ارزش افزوده در محاسبات اقتصادی به طور اعم و در محاسبات بهره‌وری به طور اخص، از آن سبب بر ارزش تولیدات صنعتی مزیت دارد که در رقم ارزش تولیدات ارزش یک یا چند محصول تکرار می شود، در حالی که در رقم ارزش افزوده امکان وقوع این تکرار وجود ندارد. همچنین در پژوهش حاضر، از دستمزد نیروی کار (جبران خدمات مزد و حقوق بگیران) صنعت برای بیان نیروی کار مورد نیاز و از سرمایه به عنوان یکی دیگر از عوامل در فرایند تولید استفاده شده است. دلیل انتخاب دستمزد نیروی کار به جای شاغلان صنعت، ناهمگنی شاغلان تولیدی است، زیرا در فرایند تولید، شاغلانی با سطح تحصیلات، ساعات کار، جنسیت و مهارت‌های متفاوت به کار گرفته می‌شود. از آنجا که از ارزشهای پولی داده‌ها استفاده می‌شود و نوسان قیمت‌ها بر روی آنها تأثیر می‌گذارد، نوسانی که رابطه‌ای با اثربخشی و کارایی ندارد بنابراین برای از بین بردن

¹. Producer Price Index (PPI)

اثر تورم در قیمت‌ها، تمامی داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده¹ (PPI) به قیمت ثابت سال 83 تعدیل شده است.

در پژوهش حاضر، موجودی سرمایه به روش روندنمایی که در بسیاری از مطالعات به کار رفته (به عنوان مثال رجوع شود به کلاتری و عرب مازار 1369)، با استفاده از رابطه زیر برآورد گردید:

$$I_t = I_0 e^{\lambda t} \quad (8)$$

در این رابطه، I_t نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری خالص در سال t ، I_0 سرمایه‌گذاری در سال پایه (ابتدای دوره) و λ نیز نرخ رشد سرمایه‌گذاری است. با توجه به رابطه فوق، تغییرات سرمایه‌گذاری را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$I_t = \frac{dK_t}{dt} \quad (9)$$

با توجه به روابط فوق موجودی سرمایه در سال پایه از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$K_0 = \int_{-\infty}^0 I_t dt = \int_{-\infty}^0 I_0 e^{\lambda t} dt = \frac{I_0}{\lambda} \quad (10)$$

لذا برای محاسبه K_0 لازم است λ محاسبه شود. برای این کار می‌توان از شکل لگاریتمی - خطی معادله (8) را استفاده کرده و آن را تخمین زد. تبدیل لگاریتمی رابطه فوق به صورت زیر است:

$$\ln I_t = \ln I_0 + \lambda t$$

اما این روش هنگامی کاربرد دارد که سرمایه‌گذاری، روند رشدی یکنواخت داشته باشد، با تخمین رابطه فوق برای داده‌های سرمایه‌گذاری استان کردستان، مقدار λ منفی به دست آمد. علت این امر آن است که، بر اساس داده‌های دوره‌ی 90-1384، نرخ رشد سرمایه‌گذاری و متوسط آن منفی بوده است. لذا برای دوره مورد مطالعه استفاده از روش

¹. Producer Price Index

روندنمایی مناسب نیست. از اینرو، روش استفاده شده در این تحقیق برای برآورد موجودی سرمایه به شرح زیر است:

با توجه به اینکه آمار موجودی سرمایه و ارزش افزوده صنعت در سطح کل کشور و ارزش افزوده بخش صنعت استان کردستان در سال 84 به قیمت جاری موجود است از نسبت زیر برای برآورد موجودی سرمایه در سال 84 (ابتدای دوره مورد بررسی) استفاده شده است:

$$\frac{\text{موجودی سرمایه زیر بخش صنعت استان}}{\text{ارزش افزوده زیر بخش صنعت استان}} = \frac{\text{موجودی سرمایه بخش صنعت کشور}}{\text{ارزش افزوده بخش صنعت کشور}}$$

این رابطه بر پایه نظریه شتاب ساده استوار است، فرض اساسی این نظریه این است که نسبت سرمایه به تولید مقدار ثابتی است. چنانچه سرمایه را با K و تولید را با Y نشان دهیم، آنگاه نسبت سرمایه به تولید، $\frac{K}{Y}$ ، عدد ثابتی خواهد بود. سپس برای بدست آوردن موجودی سرمایه در سالهای بعد از رابطه زیر استفاده شده است:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (11)$$

که در این رابطه K_t ، ارزش موجودی سرمایه در زمان t و δ نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت است. برای محاسبه موجودی سرمایه خالص، بر اساس، زراء نژاد، و انصاری، (1386) نرخ استهلاک برابر 5 درصد در نظر گرفته شده است. در ادامه، برای محاسبه بهره وری کل عوامل تولید، به تخمین ضرایب تابع تولید نیاز است. جهت تخمین تابع تولید، انتخاب تابع تولید مناسب و روش درست تخمین از عوامل مهم و تأثیر گذار بر نتایج است. از اینرو توابع مختلف کاب-داگلاس، کشش جانشینی ثابت (CES)، متعالی، دبرتین و ترانسلوگ برای تعیین بهترین تابع تولید بخش صنعت استان کردستان برآورد شدند، فرم خطی شده این توابع به ترتیب به صورت زیر است.

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L \quad (12)$$

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln L + \alpha_3 \left(\ln \left(\frac{K}{L} \right) \right)^2 \quad (13)$$

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma K + \mu L \quad (14)$$

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma K + \mu L + \delta KL \quad (15)$$

$$\ln Y = \ln A + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln L + \alpha_3 (\ln L)(\ln K) + \alpha_4 (\ln K)^2 + \alpha_5 (\ln L)^2 \quad (16)$$

در روابط فوق نشانگر L نیروی کار، K موجودی سرمایه و Y ارزش افزوده‌ی صنایع استان کردستان و Ln نشانگر لگاریتم طبیعی است.

بحث و نتیجه‌گیری

نخستین گام برای تخمین تابع تولید آزمون ایستایی متغیرهاست. برای اطمینان از ایستا بودن متغیرهای آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی دیکی - فولر تعمیم یافته¹، فیلیپس و پرون²، ایم - پسران - شین³، لوین - لین⁴ و بریتونگ⁵ قابل استفاده است. از این رو جهت اطمینان از قابل اعتماد نمود نتایج، با استفاده از آزمون ریشه واحد لوین - لین⁴ - لین - چو ایستایی متغیرها آزمون شده است. جدول (1) نتایج آزمون ایستایی لوین - لین - چو را نشان می‌دهد.

جدول (1) - نتایج آزمون ایستایی Levin, Lin & Chu

متغیر	عرض از مبدأ	آماره	احتمال	وضعیت مانایی
K	ندارد	-11/61	0/000	مانا در سطح
L	دارد	-7/67	0/000	مانا در سطح
LnK	ندارد	-9/61	0/000	مانا در سطح
LnL	دارد	-5/64	0/000	مانا در سطح
LnY	دارد	-14	0/000	مانا در سطح

¹. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

². Philips, Peron

³. Im, Pesaran & Shin

⁴. Levin, Lin & Chu

⁵. Beritung

با توجه به مقادیر آماره t و احتمال، مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها در سطح مانا می‌باشند. لذا امکان بروز رگرسیون کاذب وجود ندارد.

در مرحله بعد، از آنجا که داده‌ها به صورت مقطعی - سری زمانی هستند در روش داده‌های تابلویی لازم است ابتدا همگن یا ناهمگن بودن مقاطع مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که مقاطع همگن باشند به سادگی می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده استفاده کرد در غیر این صورت استفاده از روش اثر ثابت ضرورت دارد. لذا باید از بین روش داده‌های تلفیقی یا تابلویی یک روش برای تخمین انتخاب کرد که برای انتخاب یکی از آنها، از آزمون F استفاده می‌شود. (اشرف زاده، مهرگان، 1387) این آماره مبتنی بر صحت همگنی بین کلیه مقاطع (زیربخش‌های صنعت) است. از این رو رد فرضیه H_0 مبین استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم رد فرضیه H_0 بیانگر استفاده از روش داده‌های تلفیقی است. نتایج آزمون F برای کلیه توابع در جدول (2) نشان داده شده است.

جدول (2)- نتایج آزمون اثرات ثابت

احتمال	درجه آزادی	آماره	آزمون اثرات	خلاصه آزمون تابع
0/000	(15, 94)	9/95	آزمون مقطعی F	کاب داگلاس
0/000	15	106/51	آزمون مقطعیر X^2	
0/000	(15, 93)	13/27	آزمون مقطعی F	CES
0/000	15	128/21	آزمون مقطعی X^2	
0/000	(15, 92)	10/24	آزمون مقطعی F	متعالی
0/000	15	110/02	آزمون مقطعی X^2	
0/000	(15, 91)	9/08	آزمون مقطعی F	دبر تین
0/000	15	102/54	آزمون مقطعی X^2	
0/000	(15, 91)	17/73	آزمون مقطعی F	ترانسلوگ
0/000	15	153/11	آزمون مقطعی X^2	

همانگونه که مشاهده می‌شود با توجه به آماره های F و X^2 و نیز سطح معناداری آنها، ناهمگنی یا آثار فردی در میان صنایع برای همه‌ی توابع تأیید می‌شود، که این تفاوت احتمالاً ناشی از ساختارهای متفاوت بین صنایع مذکور بوده است. از اینرو باید روش داده‌های تابلویی برای تخمین روابط استفاده شود. با توجه به مشخص شدن روش داده‌های تابلویی، بررسی آثار ثابت یا تصادفی این ناهمگنی‌ها مرحله دوم محسوب

می‌گردد. با توجه به اینکه گروه‌های انتخابی به صورت تصادفی از بین یک جامعه آماری بزرگ انتخاب نشده‌اند روش اثرات ثابت در مقایسه با اثرات تصادفی می‌تواند مناسب‌تر باشد. (بالتاجی، 2008) با این وجود برای انتخاب روش آثار ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن نیز استفاده شده است. نتایج آزمون هاسمن در جدول 3 نشان داده شده است.

جدول(3)- نتایج آزمون اثرات تصادفی هاسمن

احتمال	درجه آزادی	آماره X^2	خلاصه آزمون توابع
0/000	2	14/43	کاب داگلاس
0/000	3	26/16	<i>CES</i>
0/000	4	24/33	متعالی
0/000	5	21/7	دبرتین
0/000	5	27/58	ترانسلوگ

نتایج حاصل از آزمون اثرات تصادفی هاسمن با آماره X^2 برابر با 0/99 درصد اطمینان، بیانگر رد فرضیه H_0 آزمون هاسمن مبنی بر وجود اثرات تصادفی است. با توجه به مشخص شدن روش تخمین، به تخمین توابع تولید می‌پردازیم، نکته قابل توجه این است که یکی از فرضیات مهم در مدل‌های رگرسیون خطی کلاسیک وجود همسانی واریانس جملات اخلال است ناهمسانی واریانس بر ویژگی‌های بدون تورش بودن و سازگاری تأثیر نمی‌گذارد ولی در صورت وجود ناهمسانی واریانس کارایی متغیرها تحت تأثیر قرار می‌گیرد (گجراتی، 1995). با توجه به اینکه در این مطالعه تعداد واحدهای انفرادی بیشتر از دوره زمانی مورد مطالعه است می‌توان انتظار داشت که اجزای اخلال دارای ناهمسانی واریانس باشد لذا لازم است وجود ناهمسانی واریانس اجزای اخلال بررسی شود. برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس روش‌های زیادی وجود دارد یکی از این روش‌ها، روش ترسیمی است. بدین منظور ابتدا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی توابع تخمین زده شدند و با توجه به مشاهده نمودار جملات اخلال، و مشهود بودن وجود ناهمسانی واریانس، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شد. (گجراتی، 1995) نتایج تخمین توابع تولید در جدول 4 نشان داده شده است.

جدول (4) نتایج تخمین توابع تولید

تتابع - متغیر	کاب داگلاس	CES	متعالی	دبرتین	ترانسلوگ
<i>C</i>	-1/94 (-3/93) [0/000]	-2/43 (-3/5) [0/000]	-2/4 (-4/25) [0/000]	-2/49 (-4/11) [0/000]	-8/35 (-3/92) [0/000]
<i>LnL</i>	0/61 (17/36) [0/000]	1/28 (12/64) [0/000]	0/6 (14/07) [0/000]	0/6 (11/34) [0/000]	1/27 (4/82) [0/000]
<i>LnK</i>	0/62 (17) [0/000]	0/04 (0/415) [0/67]	0/69 (13/76) [0/000]	0/69 (14/73) [0/000]	1/38 (4/29) [0/000]
$(LnK-LnL)^2$		0/22 (7/48) [0/000]			
<i>L</i>			-1/43 (-0/53) [0/6]	-1/17 (-0/15) [0/87]	
<i>K</i>			-1/11 (-3/42) [0/008]	-1/08 (-1/36) [0/2]	
<i>LK</i>				-5.43 (-0/04) [0/96]	
$(LnL)(LnK)$					-0/50 (-6/5) [0/000]
$(LnL)^2$					0/25 (6/02) [0/000]
$(LnK)^2$					0/17 (5/01) [0/000]
R^2	0/99	0/99	0/99	0/99	0/99
\bar{R}^2	0/99	0/98	0/99	0/99	0/99
<i>F</i>	701 [0/000]	562 [0/000]	860 [0/000]	814 [0/000]	629 [0/000]
<i>D.W</i>	76/1 96/4	88/1 44/3	83/1 84/4	83/1 48/4	99/1 84/2

* اعداد داخل پرانتز مقدار آماره‌ی t و اعداد داخل کروشه احتمال خطا (prob) را
ارایه می‌کنند.

نتایج تخمین توابع در جدول فوق نشان می‌دهد که از میان توابع برآورد شده فقط در توابع کاب داگلاس و ترانسلوگ تمام ضرایب معنادارند و مقایسه‌ی مقادیر آماره دوربین واتسون¹ (D.W) و مجموع مربعات باقیمانده² (RSS) در این دو تابع نشان می‌دهد که انتخاب تابع ترانسلوگ مناسبتر است که رابطه آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} \text{Ln}Y = & -8/35 + 1/27 \text{Ln}L + 1/38 \text{Ln}K - 0/5 (\text{Ln}L)(\text{Ln}K) + \\ & 0/25 (\text{Ln}L)^2 + 0/17 (\text{Ln}K)^2 \end{aligned}$$

پس از انتخاب تابع تولید، کشش تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه محاسبه می‌شود. شایان ذکر است که محاسبه کشش‌های عوامل تولید در توابع ترانسلوگ پیچیده‌تر از توابع کاب داگلاس نیز می‌باشد. زیرا در توابع اخیر مقادیر α ، β ، به ترتیب کشش‌های تولید نسبت به کار، و سرمایه هستند در حالی که در توابع ترانسلوگ، کشش‌ها باید محاسبه شوند. به عبارت دیگر، یکی از خصوصیات تابع تولید ترانسلوگ این است که، در این تابع کشش تولید نسبت به نهاده‌ها ثابت نبوده و به مقادیر نهاده‌ها بستگی دارد. لذا در تابع تخمین زده شده کشش تولید نسبت به سرمایه و نیروی کار به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{کشش تولید نسبت به سرمایه: } \varepsilon_K = \frac{d\text{Ln}Y}{d\text{Ln}K} = 1/38 - 0/5(\text{Ln}L) + 0/34(\text{Ln}K)$$

$$\text{کشش تولید نسبت به نیروی کار: } \varepsilon_L = \frac{d\text{Ln}Y}{d\text{Ln}L} = 1/27 - 0/5(\text{Ln}K) + 0/5(\text{Ln}L)$$

نتایج محاسبه کشش عوامل تولید به تفکیک گروه‌های ISIC طی دوره 90_1384 در جدول 4_10 نشان داده شده است.

در ادامه با استفاده از شاخص دیویژیا بهره‌وری عوامل تولید محاسبه می‌شود. فرمول شاخص دیویژیا به صورت زیر است، که در آن، α کشش تولید نسبت به نیروی کار و β کشش تولید نسبت به سرمایه می‌باشد.

¹. Durbin Watson(D.W)

². Residual Sum of Squares (RSS)

$$TFPD = \frac{Q}{L^\alpha K^\beta}$$

جدول (5)

نتایج محاسبه کشش عوامل تولید به تفکیک گروه‌های ISIC طی دوره 90-1384

سال کد ISIC	84		85		86		87		88		89		90		میانگین
	ϵ_K	ϵ_L	ϵ_K	ϵ_L	ϵ_K	ϵ_L	ϵ_K	ϵ_L	ϵ_K	ϵ_L	ϵ_K	ϵ_L	ϵ_K	ϵ_L	
15	0.3	0.6	0.4	0.5	0.4	0.6	0.4	0.4	0.2	0.6	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4
17	0.3	0.7	0.3	0.7	0.4	0.7	0.4	0.7	0.4	0.7	0.1	1.1	0.1	1.1	0.8
18	0.9	0.5	0.7	0.7	0.5	0.9	0.1	0.5	1.1	0.4	0.6	0.9	0.6	0.9	0.7
21	1.1	0.4	0.6	0.9	0.1	0.9	1.4	0.4	1.2	0.5	0.8	0.8	0.8	0.8	0.1
22	0.8	0.6	0.6	0.6	0.3	0.9	1.1	0.4	1.1	0.4	0.6	0.8	0.7	0.9	0.5
24	0.7	0.5	0.4	0.8	0.3	0.8	0.2	0.2	1	0.2	0.4	0.8	0.4	0.9	0.9
25	0.8	0.3	0.8	0.3	0.4	0.8	0.7	0.6	0.5	0.7	0.6	0.5	0.7	0.5	0.6
26	0.7	0.0	0.2	0.7	0.3	0.6	0.4	0.3	0.4	0.3	0.5	0.6	0.2	0.6	0.4
27	1.4	-	0.4	1.4	0.6	0.6	0.5	0.6	0.5	0.6	0.0	1.1	0.0	1.1	0.9
28	0.6	0.7	0.4	0.6	0.8	0.5	0.8	0.8	0.5	0.8	0.3	0.8	0.5	0.8	0.6
29	1	0.1	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	0.4	0.8	0.4	0.8	0.5
31	0.8	0.6	0.7	0.7	0.3	0.7	0.8	0.6	0.7	0.7	0.8	0.6	0.8	0.6	0.8
33	1.8	0.2	0.3	1.8	1.5	0.2	1.3	0.1	1.1	0.3	1.2	0.2	1.2	0.2	0.1
34	0.6	0.6	0.5	0.7	0.6	0.7	0.6	0.6	0.7	0.7	0.1	0.3	0.1	0.6	0.5
36	0.8	0.6	0.8	0.8	0.5	0.8	0.8	0.7	0.7	0.6	1	0.4	1	0.4	0.9
37	1.1	0.4	1.1	0.5	0.6	1	0.7	0.8	0.8	0.8	0.7	0.9	0.7	0.9	0.6
کل صنعت	0.8	0.5	0.6	0.6	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.7	0.6	0.6	0.6

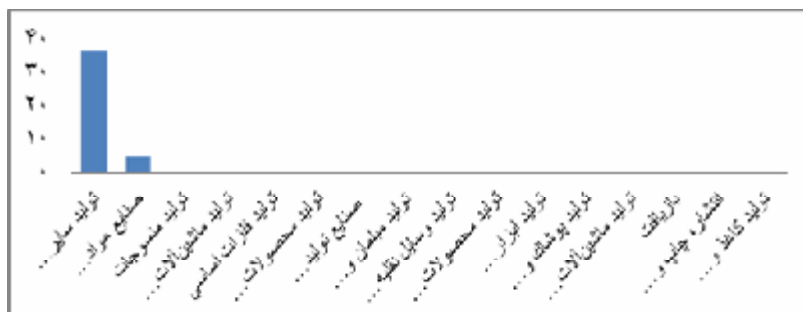
نتایج محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) با استفاده از شاخص دیویژیا در جدول 6 نشان داده شده است.

جدول (6) - نتایج محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) با استفاده از شاخص دیویژیا (90-1384)

سال کد ISIC	84	85	86	87	88	89	90	میانگین کل دوره
15	2/37	2/92	2/24	4/37	7/38	10/72	3/95	4/85
17	0/84	0/84	0/69	0/49	0/36	0/29	0/22	0/53
18	0/04	0/05	0/06	0/06	0/05	0/03	0/03	0/04
21	0/02	0/02	0/01	0/01	0/01	0/01	0/01	0/01
22	0/03	0/03	0/02	0/01	0/01	0/02	0/02	0/02
24	0/19	0/14	0/09	0/07	0/05	0/10	0/05	0/10
25	0/24	0/19	0/27	0/35	0/39	0/34	0/28	0/29
26	26	27	48	43	28	47	36	36
27	0/12	0/14	0/55	0/51	0/55	0/10	0/08	0/30
28	0/08	0/08	0/07	0/08	0/08	0/07	0/06	0/08
29	0/23	0/62	0/37	0/42	0/49	0/54	0/43	0/44
31	0/03	0/06	0/02	0/03	0/04	0/06	0/05	0/04
33	0/00	0/03	0/06	0/11	0/07	0/05	0/04	0/05
34	0/08	0/09	0/07	0/07	0/07	0/08	0/07	0/08
36	0/07	0/14	0/14	0/11	0/08	0/08	0/06	0/10
37	0/02	0/02	0/02	0/03	0/03	0/03	0/02	0/02
کل صنعت	0/05	0/07	0/06	0/07	0/06	0/06	0/05	0/06

با توجه به نتایج به دست آمده که در جدول 5 نشان داده شده است، متوسط بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت استان در دوره‌ی 90-1384، 0/06 میلیون ریال به ازای هر میلیون ریال منابع (سرمایه و نیروی کار) در این بخش بوده است که متوسط بهره‌وری کل عوامل در گروه‌های تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی، صنایع مواد غذایی و آشامیدنی، تولید منسوجات، تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، تولید فلزات اساسی، تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی، صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی، تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، تولید

وسایل نقلیه موتوری، تریلرونیم تریلر و تولید محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات بالاتر از متوسط بهره وری کل عوامل تولید صنعت و سایر گروه‌ها کمتر از حد متوسط TFP صنعت بوده اند. نمودار زیر متوسط بهره وری کل عوامل را در دوره 90-1384 به تفکیک زیربخش‌های صنعت نشان می‌دهد.



شکل (1)- متوسط بهره وری کل عوامل تولید به تفکیک گروه‌های ISIC طی دوره 90-1384

به این ترتیب به طور خلاصه، با توجه به هدف تحقیق حاضر که محاسبه بهره وری کل عوامل تولید برای استان کردستان طی سالهای 90-1384 بوده، پس از برآورد توابع تولید مختلف و انتخاب مناسب ترین تابع، و محاسبه کشش‌ها در این پژوهش، با استفاده از شاخص دیویژیا، بهره وری کل عوامل تولید برای دوره مورد مطالعه اندازه‌گیری و روند آن برای بخش صنعت استان کردستان مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که بیشترین مقدار TFP طی دوره مورد بررسی، مربوط به گروه تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی بوده است که از علل آن می‌توان به وجود ذخایر قابل توجه کانی‌های غیر فلزی از جمله سنگ آهن، باریت، مرمر، سنگ‌های ساختمانی و... در استان اشاره کرد.

به طور کلی یافته‌ها از وضعیت نسبتاً مناسب بهره وری عوامل تولید در زیر بخش‌های، تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی (کد26)، صنایع مواد غذایی و آشامیدنی (کد15) نسبت به سایر زیربخش‌های صنعت حکایت دارند، اما پایین بودن میزان بهره وری کل عوامل در زیر بخش‌های دیگر به ویژه بازیافت (کد37)، انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده (کد22) و تولید کاغذ و محصولات کاغذی (کد21)، تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی (کد25) می‌تواند منجر به تضعیف جایگاه این صنایع در عرصه فعالیت‌های صنعتی استان شود.

منابع:

- ابطحی، حسن؛ کاظمی، بابک (1375)، بهره‌وری. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- اشرف زاده، حمیدرضا؛ مهرگان، نادر (1387)، اقتصادسنجی پانل دیتا. تهران: مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.
- امامی میبدی، علی (1379)، اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری (علمی - کاربردی). تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- امینی، علیرضا (1384)، اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت و معدن. مجله برنامه و بودجه. شماره 4.
- بالتاجی، بدیع هانی (2008)، اقتصادسنجی. (ترجمه: رضا طالب‌لو و شعلع باقری پر مهر). تهران: نشرنی.
- دهمرده، نظر؛ گشت‌گر، نفیسه (1390)، برآورد بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در بخش صنعت و معدن استان سیستان و بلوچستان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه سیستان و بلوچستان
- زراء نژاد، منصور؛ انصاری، الهه (1386)، اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی. شماره 4.
- سازمان ملی بهره‌وری (1376)، راهنمای اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در واحدهای صنعتی. تهران: انتشارات بصیر.
- سلیمی فر، مصطفی (1384)، بهره‌وری عوامل تولید و میزان بکارگیری آنها در صنایع بزرگ استان خراسان. www.sid.ir
- شاکری، عباس (1385)، اقتصاد خرد 2، نظریه‌ها و کاربردها. تهران: نشر نی.
- عباسیان، عزت‌اله؛ مهرگان، نادر (1385)، اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل در بخش‌های اقتصادی کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 78
- عسگری، حشمت‌اله (1388)، تحلیل بهره‌وری در صنایع استان ایلام. فصلنامه پژوهشهای بازرگانی. شماره 62.
- فطرس، محمدحسن؛ دهقانپور، محمدرضا؛ ده‌موبد، بابک (1390)، تأثیر بهره‌وری بر رشد اقتصادی صنایع تولیدی ایران با رهیافت داده‌های ترکیبی. فرایند مدیریت توسعه، شماره 1.
- گجراتی، دامودار (1995)، مبانی اقتصادسنجی. (ترجمه حمید ابریشمی). تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

- معاونت اقتصادی و برنامه ریزی (1374)، مفاهیم اساسی بهره وری . تهران: بنیاد مستضعفان و جانبازان انقلاب اسلامی.
- مرکز آمار ایران، آدرس سایت: www.amar.org.ir
- نیکلسون، والتر (2002)، نظریه اقتصاد خرد- اصول اساسی و مباحث تکمیلی . (ترجمه محمد مهدی عسگری . تهران: دانشگاه امام صادق(ع)).

- Bonelli, R. (2007), Growth and Productivity in Brazilian Industries. Journal of Development Economics. Vol 39.
- Diewert, W.E (1976), Exact and Superlative Index Numbers. Journal of Econometrics. Vol 4.
- God Frey, Kalinga (2006), Economic Growth and Total Factor Productivity in Niger. IMF Working Paper, WP/06/208.
- Jajri, Idris. (2011), Total Factor Productivity and Output Growth in Malaysian, Annals: Economic and Administrative Series .Vol 5.
- Jiangsu Province. China Economic Review. Vol 9.
- Miller, Eric. (2008), an Assessment of CES and Cobb-Douglas Production Functions. Congressional Budget Office.
- Seshaiyah, S. Venkata. & Reddy, V.K. (1993), Productivity Trends in Some Industries of Anthrapradesh Manufacturing Sector, The Indian Economic Journal. Vol 41.
- Van der Eng, P. (2009), Total Factor Productivity and Economic Growth. Oxford University Press.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی