«مدیریت بهره وری»
سال نهم _ شماره 33_ تابستان 1394
ص ص 25 - 7
تاریخ دریافت مقاله: 93/12/12
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: 94/04/01

اندازه گیری و تحلیل بهره وری عوامل تولید
(مطالعه موردی:بخش صنعت استان کردستان)

دکتر صدیقه عطرکار روشن[1]
فاطمه رسولی [2]

چکیده

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

واژه های کلیدی: تحلیل بهره وری ، کردستان، پنل ، تابع ترانسلوگ، شاخص دیویژیا.
طبقه بندی O47; J24; D24: JEL

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

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

بررسی عملکرد کشورهایی که طی دو دهه گذشته رشد چشمگیری داشته اند حکایت از آن دارد که اکثر این کشورها، این رشد را عمدتاً از طریق یکی از مهمترین کانالهای رشد، یعنی افزایش بهره وری به دست آورده اند، به طوری که که نقش سرمایه گذاری جدید در این رشد در مقایسه با نقش بهره وری آن اندک بوده است (امامی میبدی، 1379). از این رو، برنامه پنج ساله چهارم و پنجم توسعه کشور به طور شفاف و روشن به موضوع بهره وری توجه نموده، در آن اهداف کمّی معینی نیز برای بهره وری در نظر گرفته شده است. از سوی دیگر بخش صنعت یکی از بخشهای مهم و پیشتاز اقتصاد کشور و هر استان به شمار می رود. به علاوه، میزان بهره وری عوامل تولید یکی از معیارهای مهم در سنجش قدرت صنعت محسوب می شود. به طور معمول، صنایعی در اولویت سرمایه گذاری قرار می گیرند که علاوه بر ارزش افزوده قابل توجه، بهره وری بالاتری نیز داشته باشند. از آنجا که جذب سرمایه گذاری در استان های محروم کشور از اهمیت بالایی برای افزایش رشد و اشتغال برخوردار است، از این رو تحقیق حاضر بر اندازه گیری و تحلیل بهره وری استان کردستان، به عنوان یکی از استان های محروم، ولی مساعد برای رشد قرار داده است. به این منظور، بهره وری عوامل تولید[1]) در کل بخش صنعت استان کردستان و ز یر بخش های صنایع آن به تفکیک کد دو رقمی ISIC ، با استفاده از داده‌های ترکیبی طی دورۀ 90_1384، اندازه گیری و رون آن مورد تحلیل قرار می گیرد.

اساساً، واژه بهره وری[2] به معنای" قدرت تولید، باروری و مولد بودن" است به صورت کلی، بهره وری کل عوامل، عبارت است از نسبت ستاده (ارزش افزوده واقعی) به میانگین وزنی نهاده‌ها، که این وزن‌ها منعکس کنندۀ سهم هر یک از نهاده‌ها از کل هزینه‌های تولید است. در روش تابع تولید، بهره وری کل عوامل تولید به طور ضمنی به عنوان متغیر مؤثر بر تولید در نظر گرفته می‌شود (نیکلسون[3]، 2002) .

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

[1]-Total Factor Productivity (TFP)
[2]- Productivity
[3]-Walter Nicholson

www.SID.ir

کندریک و کریمر در سال 1965 مبتنی بر نسبت ستانده به داده است. گادفری[1] (2006) در پژوهش خود رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری عوامل تولید را در کشور نیجریه در سالهای 2003_1963 بررسی کرده است. نتایج پژوهش وی نشان داده است که رشد منفی تولید، با رشد منفی بهره‌وری عوامل تولید همراه بوده است.

جاجری[2] (2011) به بررسی رشد بهره وری کل عوامل تولید بخش خدمات در مالزی طی سال‌های 2007-1986، 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 (77_1345) 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 کاهشی بوده است.

عسگری (1388) در مقاله خود به محاسبه بهره وری فعالیتهای مختلف صنعتی استان ایلام، که بر اساس طبقه‌بندی بین المللی (*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 ازمتغیرهای نیروی‌کار و سرمایه‌ی صنایع تولیدی ایران براساس کدهای دورقمی *ISIC*، در سالهای 1386-1379و تخمین تابع تولید کاب داگلاس با رهیافت داده‌های ترکیبی، منابع رشد

[1]- Godfrey
[2]- Idris Jajri
[3]- (*DEA*)

Archive of SID

www.SID.ir

بخش صنعت را شناسایی و جایگاه بهره وری 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 بهره وری 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 بهره وری 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 (میلر[1]، 2008). درسال 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 نیروی‌کار 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 $\alpha+\beta$ نشاندهندهٔ بازدهی نسبت به مقیاس تولید می‌باشد.

در سال 1961 در مطالعه‌ای که توسط آرو[2] و دیگران تحت عنوان «جانشینی کار و سرمایه و کارایی اقتصادی» انجام گرفت تابع تولید با کشش جانشینی ثابت[3]، معرفی و به کار گرفته شد.

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

[1]- Miller
[2]- Arrow
[3]- Constant Elasticity of Substitution (*CES)*

Archive of SID

www.SID.ir

$$Q = A[\alpha K^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{\frac{-\gamma}{\rho}}$$
$$\rho \neq 0 \quad , -1 < \rho < \infty \ , \quad 0 < \alpha < 1 \ , A > 0 \qquad (3)$$

A ضریب تغییرات تکنولوژی، γ درجه بازدهی نسبت به مقیاس (درجه همگنی)، ρ پارامترجانشینی 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 محدودیتها سبب شد که در دهه 1950 سه اقتصاددان به نامهای هالتر[1]، کارتر[2] و هاکینگ[3] تابع تولیدی را به نام تابع تولید متعالی معرفی کردند که شکل تغییر یافته ای از کاب داگلاس می‌باشد (جانس[4]، 2005). فرم تبعی این تابع تولید دو نهاده‌ای که توسط هالتر و همکاران ارائه شده، به صورت زیر است:

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

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

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

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 نیروی‌کار است و همچنین فرض همگنی را نیز ندارد.

---

[1]- Halter
[2]- Carter
[3]- Hocking
[4]- Jones

Archive of SID

www.SID.ir

اما، یکی از محدودیتهای جدی تابع کاب داگلاس و *CES* فرض کشش جانشینی ثابت بین نهاده‌هاست. برای رفع این محدودیت در سال 1972 کریستین[1]، جرگنسون[2] و لائو[3] 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 بهره وری کل عوامل تولید به روش شاخص، شاخصهای مختلفی وجود دارد . از انجا که در این تحقیق از شاخص دیویژیا برا ی اندازه گیری بهره وری استفاده می شود، از اینرو با توجه به هدف مقاله از توضیح سایر روشها اجنتاب می شود.

شاخص بهره وری کل در این روش از نسبت ارزش تولید به شاخص نهاده ها 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 نیروی‌کار بوده، وα و β نیز به ترتیب سهم نیروی‌کار و سرمایه در تولید است. بهره وری کل عوامل برابر است با:

TFPD=Q/D

[1]- Christensen
[2]- Jorgenson
[3]- Lau

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن TFPD شاخص بهره وری دیویژیا، 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- سری‌زمانی برای سالهای 90ـ1384 از آمارهای کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشترِ 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 دردسترس نبوده است. بنابراین در این تحقیق برای 16 گروه صنعتی (مقطع)، و برای 7سال بررسی‌های انجام شده اند. تمامی داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده[1] به قیمت ثابت سال 83 تبدیل شده اند. آمارهای ارزش افزوده و اشتغال در دورهٔ 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 بخش ها 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 وحقوق 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 نیروی‌کار 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)*

Archive of SID

www.SID.ir

اثر تورم در قیمت‌ها، تمامی داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده[1](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 کلانتری و عرب مازار1369)، با استفاده از رابطه زیر برآورد گردید؛

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

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:

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

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

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

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:

$$LnI_t = LnI_0 + \lambda t$$

اما این روش هنگامی کاربرد دارد که سرمایه‌گذاری، روند رشدی یکنواخت داشته باشد، با تخمین رابطه فوق برای داده‌های سرمایه گذاری 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

Archive of SID

www.SID.ir

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:

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

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. ازاینرو 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.

$$LnY = LnA + \alpha LnK + \beta LnL \qquad (12)$$

$$LnY = \alpha_0 + \alpha_1 LnK + \alpha_2 LnL + \alpha_3 (Ln(\frac{K}{L}))^2 \qquad (13)$$

Archive of SID

www.SID.ir

$$LnY = LnA + \alpha LnK + \beta LnL + \gamma K + \mu L \qquad (14)$$

$$LnY = LnA + \alpha LnK + \beta LnL + \gamma K + \mu L + \delta KL \qquad (15)$$

$$LnY = LnA + \alpha_1 LnK + \alpha_2 LnL + \alpha_3 (LnL)(LnK) + \alpha_4 (LnK)^2 + \alpha_5 (LnL)^2 \qquad (16)$$

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

بحث و نتیجه گیری

نخستین گام برای تخمین تابع تولید آزمون ایستایی متغیرهاست. برای اطمینان از ایستا بودن متغیرهای آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی دیکی ـ فولر تعمیم یافته[1]، فیلپس و پرون[2]، ایم ـ پسران ـ شین[3]، لوین ـ لین ـ چو[4] و بریتونگ[5] قابل استفاده است. از این رو جهت اطمینان از قابل اعتماد نمود نتایج، با استفاده از آزمون ریشه واحد لوین ـ لین ـ چو ایستایی متغیرها آزمون شده است. جدول (1) نتایج آزمون ایستایی لوین ـ لین ـ 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

Archive of SID

www.SID.ir

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 ـ 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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 می تواند مناسب تر 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

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

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 مدل های 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 روش ها، 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 جدول4 نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (4) نتایج تخمین توابع تولید

تابع - متغیر	کاب داگلاس	*CES*	متعالی	دبرتین	ترانسلوگ
C	-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]
LnL	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]
LnK	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]
$(LnK\text{-}LnL)^2$		0/22 (7/48) [0/000]			
L			-1/43 (-0/53) [0/6]	-1/17 (-0/15) [0/87]	
K			-1/11 (-3/42) [0/008]	-1/08 (-1/36) [0/2]	
LK				-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
F	701 [0/000]	562 [0/000]	860 [0/000]	814 [0/000]	629 [0/000]
D.W	76/1	88/1	83/1	83/1	99/1
	96/4	44/3	84/4	48/4	84/2

Archive of SID

www.SID.ir

*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 مقایسهٔ مقادیر آماره دوربین واتسون[1] (D.W) و مجموع مربعات باقیمانده[2](RSS) در این دو تابع نشان می‌دهد که انتخاب تابع ترانسلوگ مناسبتر است که رابطه آن به صورت زیر می‌باشد :

$$LnY = -8/35 + 1/27\ LnL + 1/38\ LnK - 0/5\ (LnL)(LnK) + 0/25\ (LnL)^2 + 0/17\ (LnK)^2$$

پس از انتخاب تابع تولید، کشش تولید نسبت به نیروی‌کار و سرمایه محاسبه می‌شود. شایان ذکر است که محاسبه کشش های عوامل تولید در توابع ترانسلوگ پیچیده تر از توابع کاب داگلاس نیز می باشد. زیرا در توابع اخیر مقادیر α، β ، به ترتیب کشش های 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 نیروی‌کار به صورت زیر محاسبه می‌شود:

کشش تولید نسبت به سرمایه: $\varepsilon_K = \frac{dLnY}{dLnK} = 1/38 - 0/5(LnL) + 0/34(LnK)$

کشش تولید نسبت به نیروی‌کار: $\varepsilon_L = \frac{dLnY}{dLnL} = 1/27 - 0/5(LnK) + 0/5(LnL)$

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 بهره وری عوامل تولید محاسبه می شود. 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)

Archive of SID

www.SID.ir

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

جدول (5)

نتایج محاسبه کشش عوامل تولید به تفکیک گروه‌های *ISIC* طی دوره 90ـ1384

سال / کد *ISIC*	84		85		86		87		88		89		90		میانگین	
	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	ε_K	ε_L	ε_K
15	0,6	0,3	0,5	0,4	0,6	0,4	0,4	0,4	0,6	0,2	0,4	0,4	0,5	0,4	0,5	0,4
17	0,7	0,3	0,7	0,3	0,7	0,4	0,7	0,4	0,7	0,4	1,1	0,1	1,1	0,1	0,8	0,3
18	0,5	0,9	0,7	0,7	0,9	0,5	0,1	0,5	1,1	0,4	0,6	0,9	0,6	0,9	0,7	0,7
21	0,4	1,1	0,6	0,9	0,1	1,4	0,4	1,2	0,5	0,1	0,8	0,8	0,8	0,8	0,5	0,1
22	0,6	0,8	0,6	0,9	0,3	1,1	0,4	1,1	0,4	1,1	0,6	0,8	0,7	0,9	0,5	0,1
24	0,5	0,7	0,4	0,8	0,3	0,9	0,2	1	0,2	1	0,4	0,8	0,4	0,9	0,3	0,9
25	0,3	0,8	0,3	0,8	0,4	0,7	0,6	0,5	0,7	0,4	0,6	0,5	0,7	0,5	0,5	0,6
26	0,0	0,7	0,2	0,6	0,3	0,4	0,3	0,4	0,3	0,5	0,6	0,2	0,6	0,2	0,3	0,4
27	-0,4	1,4	-0,4	1,4	0,6	0,5	0,6	0,5	0,6	0,5	0,0	1,1	0,0	1,1	0,1	0,9
28	0,7	0,6	0,4	0,8	0,5	0,8	0,8	0,5	1	0,3	0,8	0,5	0,8	0,5	0,7	0,6
29	0,1	1	0,5	0,6	0,5	0,6	0,6	0,5	0,7	0,4	0,8	0,4	0,8	0,4	0,6	0,5
31	0,6	0,8	0,7	0,7	0,3	1,1	0,6	0,8	0,7	0,7	0,8	0,6	0,8	0,6	0,7	0,8
33	1,5	0,2	1,8	-0,3	1,5	-0,2	1,3	0,1	1,1	0,3	1,2	0,2	1,2	0,2	1,4	0,1
34	0,6	0,6	0,7	0,5	0,6	0,7	0,6	0,7	0,3	0,1	0,3	0,1	0,8	0,1	0,6	0,5
36	0,6	0,8	0,8	0,5	0,8	0,6	0,7	0,7	0,6	0,7	1	0,4	1	0,4	0,8	0,9
37	0,4	1,1	0,5	1,1	0,6	1	0,8	0,8	0,7	0,7	0,9	0,7	0,9	0,7	0,7	0,6
کل صنعت	0,5	0,8	0,6	0,7	0,6	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,7	0,6	0,7	0,6	0,6	0,6

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

سال / کدISIC	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 امده که در جدول 5 نشان داده شده است، متوسط بهره وری کل عوامل تولید صنعت استان در دوره‌ی 90-1384، 0/06 میلیون ریال به ازای هرمیلیون ریال منابع (سرمایه و نیروی‌کار) در این بخش بوده است که متوسط بهره وری 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

Archive of SID

www.SID.ir

وسایل نقلیه موتوری، تریلرونیم تریلر و تولید محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات 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 کشش ها 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 می توان 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 غیرفلزی(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) می تواند منجر به تضعیف جایگاه این صنایع در عرصهٔ فعالیت‌های صنعتی استان شود.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع:

- ابطحی، حسن؛ کاظمی، بابک (1375)، بهره وری. 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 بهره وری (علمی ـ کاربردی)، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- امینی، علیرضا (1384)، اندازه گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره وری کل عوامل تولید در بخش صنعت و معدن . مجله برنامه و بودجه . شماره 4 .
- بالتاجی، بدیع هانی (2008)، اقتصادسنجی . (ترجمه: رضا طالب لو و شعلع باقری پر مهر) . تهران: نشرنی.
- دهمرده، نظر ؛ گشت گر، نفیسه (1390)، برآورد بهره وری نیروی‌کار و سرمایه در بخش صنعت و معدن استان سیستان و بلوچستان . پایانامه کارشناسی ارشد . دانشگاه سیستان و بلوچستان
- زراء نژاد، منصور ؛ انصاری، الهه (1386)،اندازه‌گیری بهره وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان . فصلنامه بررسی‌های اقتصادی. شماره 4.
- سازمان ملی بهره وری (1376)، راهنمای اندازه‌گیری و تحلیل بهره وری در واحدهای صنعتی . تهران: انتشارات بصیر.
- سلیمی فر، مصطفی (1384)، بهره وری عوامل تولید و میزان بکارگیری آنها در صنایع بزرگ استان خراسان . www.sid.ir

شاکری، عباس (1385)، اقتصاد خرد2 ، نظریه‌ها و کاربردها . تهران: نشر نی.

- عباسیان، عزت اله؛ مهرگان، نادر (1385)، اندازه گیری بهره وری عوامل در بخش‌های اقتصادی کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 78
- عسگری، حشمت اله (1388)، تحلیل بهره وری در صنایع استان ایلام . فصلنامه پژوهشهای بازرگانی . شماره 62.
- فطرس، محمدحسن؛ دهقانپور، محمدرضا؛ دهموبد، بابک (1390)، تأثیر بهره وری 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.

Archive of SID

www.SID.ir

- معاونت اقتصادی و برنامه‌ریزی (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.
- Seshaiah, 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.

Archive of SID

www.SID.ir