فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش‌عالی، دوره ۲۴، شماره ۲، ۱۳۹۷، صص. ۵۱-۲۷

آموزش عالی، کارایی فنی و تغییرات بهره‌وری کل؛ شواهدی از صنایع تولیدی ایران

مهدی فتح آبادی[۲۷] و مسعود صوفی مجیدپور[۲۸]*

چکیده

هدف اصلی این مقاله برآورد اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی در ۱۳۵ صنعت تولیدی کد ۴ رقمی طبقه‌بندی ISIC ایران در دوره ۹۳-۱۳۸۳ بود. در این خصوص، از رویکرد دو مرحله‌ای استفاده شد. در مرحله نخست شاخص بهره‌وری مالم کوئیست (MPI) و شاخص کارایی فنی با روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و تحلیل مرزی تصادفی (SFA) برآورد شد. یافته‌ها حاکی از آن است که میانگین شاخص MPI در این دوره برای تمام صنایع بیشتر از یک بود که نشان‌دهنده رشد مثبت بهره‌وری کل است. در حالی که متوسط تغییرات کارایی فنی صنایع در تمام سال‌ها رشد منفی داشته، پیشرفت تکنولوژیکی عامل اصلی رشد مثبت بهره‌وری کل است. در مرحله دوم اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی در قالب رگرسیون داده‌های تلفیقی و با روش‌های اثرهای ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شد. نتایج نشان داد که آموزش عالی اثر مثبت و معنادار بر هر دو متغیر بهره‌وری کل و کارایی در صنایع تولیدی دارد، به‌گونه‌ای که کشش بهره‌وری کل نسبت به آموزش عالی بین ۰/۲۲-۰/۱۳ و کشش کارایی نیز بین ۰/۳۸-۰/۲۵ است.

کلیدواژگان: آموزش عالی، بهره‌وری کل، کارایی فنی، اثرهای ثابت، گشتاورهای تعمیم‌یافته، صنایع ایران.

طبقه‌بندی JEL : C340، C610، G220

مقدمه

در حال حاضر، در بسیاری از کشورها به‌ویژه اقتصادهای در حال توسعه بر سیاست‌های توسعه سرمایه انسانی و آموزش بسیار تأکید شده است. با ظهور اقتصادهای دانش‌محور، افزایش مخارج آموزش برای بهبود و دسترسی هر چه بیشتر به تحصیلات عالی، توسعه مهارت‌ها، نوآوری و رشد بهره‌وری حیاتی و

۲۷. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، تهران، ایران: mehdi_fa88@yahoo.com

۲۸. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول: masoodsoufi@gmail.com

دریافت مقاله ۱۳۹۷/۴/۷ پذیرش مقاله : ۱۳۹۸/۱/۲۸

ضروری به نظر می‌رسد (Vandenbussche, Aghion & Mehir, 2006). یکی از خطوط متفاوت فکری این است که افراد منافع زیادی از آموزش کسب می‌کنند و لذا، باید بخش زیادی از هزینه‌ها را برای پرداخت مخارج تحصیل صرف کنند(Annabi, Harvey & Lan, 2011) . باور عمومی بر این است که آموزش دارایی‌هایی به شکل دانش و مهارت پدید می‌آورد و مانند سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات، که به افزایش ظرفیت تولیدی موجودی سرمایه فیزیکی منجر می‌شود، ظرفیت بهره‌وری نیروی کار را بهبود می‌دهد. مفهوم سرمایه انسانی را نه تنها درباره آموزش، بلکه به هر نوع فعالیتی که موجب ارتقای کیفیت و بهره‌وری نیروی‌کار شود، می‌توان به‌کار برد. از این رو، مخارج و هزینه‌های مربوط به بهداشت و مهاجرت را می‌توان در قالب سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی در نظر گرفت (Annabi, 2017). آموزش از جمله عواملی است که با اثرهای مستقیم و غیرمستقیم بر عوامل مؤثر در بهره‌وری، بر تغییرات این شاخص ارزشمند اقتصادی نقش فراوان دارد. اهمیّت آموزش از دو جنبه قابل بررسی است: ۱. روش‌های نو و طرح‌های جدید بهبود بهره‌وری نمی‌توانند بدون نیروی آموزش‌دیده در تمام سطوح اقتصاد جامعه به‌طور مؤثر ایجاد و به‌کار گرفته شوند؛ ۲. شیوه تفکّر صحیح مبتنی بر آموزش و فرهنگ بهره‌وری می‌تواند وسیله‌ای برای تسریع توسعه و پیشرفت کمّی و کیفی نیروی‌کار باشد. بنابراین، می‌توان رابطه‌ای مثبت و همسو میان آموزش و بهره‌وری فرض کرد (Chang, Wang & Liu, 2015). آموزش می‌تواند بر میزان تولید که خود از عوامل مؤثّر بر بهره‌وری است، بازتابی مثبت داشته باشد. آموزش توانایی افراد را بالا می‌برد و از این طریق قابلیّت‌های آنان در تولید کالاها و خدمات افزایش می‌یابد. این توانمندی‌ها که از طریق عواملی همچون صرفه‌جویی ناشی از مقیاس، کارایی اقتصادی، بهبود کیفیت منابع طبیعی و سرمایه‌گذاری‌های اجتماعی متجلّی و ظاهر می‌شود، می‌تواند بر مقدار و کیفیّت تولید اثر بگذارد و موجبات افزایش بهره‌وری و کارای را فراهم سازد (Bohm, Grossmann & Steger, 2015).

در یک دهه گذ شته تعداد کارگران با تح صیلات آکادمیک با افزایش همراه بوده ا ست. در حال حا ضر حدود ۴۰ در صد نیروی کار ک شورهای OECD تح صیلات آموزش عالی دارند. این آمار در ک شورهای شیلی، مکزیک و ترکیه حدود ۲۰ درصد و در کشورهایی مانند ایسلند، نیوزلند، لهستان و انگلستان بیش از ۵۰ در صد ا ست (OECD, 2016). در ک شور ایران از مجموع ۱۳۰۹ هزار نفر شاغل در بنگاه‌های صنعتی در سال ۱۳۹۳، ۱۲۸۵ هزار نفر با سواد بوده‌اند که از این تعداد ۲۱۹ هزار نفر (۱۷ در صد) دارای تح صیلات کار شنا سی و بالاتر ه ستند. از مجموع ۲۱۹ هزار نفر با تح صیلات عالی ۱۸۶ هزار نفر (۸۵ درصد) در بنگاه‌های ۵۰ نفر کارکن و بیشتر و ۳۳ هزار نفر (۱۵ درصد) در کارگاه‌های ۴۹-۱۰ نفر کارکن م شغول فعالیت بوده‌اند (Statistics Center of Iran, 2015). بدون تردید، تحوّل جنبه‌های مادی و معنوی زندگی به‌عنوان یکی از مظاهر تو سعه، بدون تحول«ان سان» امکان‌پذیر نبوده و نی ست؛ به‌عبارت دیگر، انسان محور و پایه تو سعه ا ست، چرا که انسان ذهن و نگر شی متحوّل و بهره‌مند از تخصّص‌های متنا سب با فرایند تو سعه دارد. در گذ شته، تلاش اقتصاددانان حول این محور می‌چرخید که حا صل تولید چگونه باید میان ســرمایه، نیروی‌کار، زمین و منابع طبیعی توزیع شــود. در چارچوب تفکّر آنها انســان‌ها

نیروی‌کار متجانس را تشکیل می‌دادند که کاملاً قابل جانشینی یکدیگر بود و هیچ تفاوت چشمگیری بین آنها وجود نداشت. در حقیقت، بعد از دهه ۱۹۵۰ تغییرات کیفی در نیروی‌کار به‌صورت مهارت‌ها و تخصّص‌های ناشی از سرمایه‌گذاری‌های آموزشی مطرح شد و به‌تدریج مفهوم سرمایه انسانی در تحلیل‌های اقتصادی اهمیّت شایسته‌ای یافت. امروزه، بسیاری از صاحبنظران در این امر اتفاق نظر دارند که یکی از اولین گام‌های مهم در مسیر توسعه اقتصادی و اجتماعی، توسعه سرمایه انسانی بخصوص از طریق سرمایه‌گذاری در آموزش است، بدین دلیل که آموزش یکی از مهم‌ترین و مؤثّرترین منابع نیرو دهنده به توسعه منابع انسانی و ارتقای بهره‌وری است و در حقیقت، شالوده و زیربنای پیشرفت فنّی، نوآوری و دگرگونی اندیشه‌ها به‌شمار می‌رود. از این رو، در این مطالعه تلاش شد تا اثر آموزش عالی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی بر بهره‌وری و کارایی صنایع تولیدی ایران ارزیابی شود. بدین منظور از اطلاعات ۱۳۵ صنعت تولیدی کد ۴ رقمی طبقه‌بندی ISIC در دوره ۹۳-۱۳۸۳ که آمار آن هر ساله در مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استفاده شد.

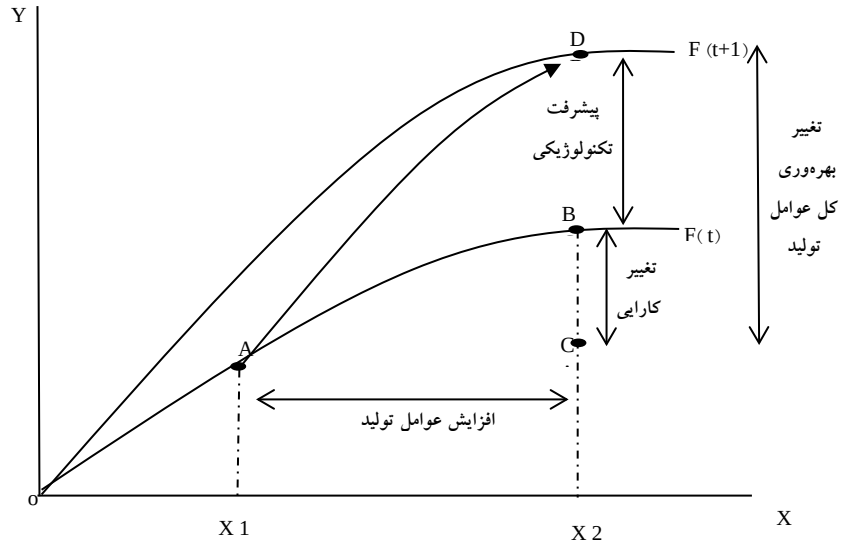
مرور ادبیات

بنا بر نظریه‌های رشد اقتصادی، افزایش تولید از دو طریق حاصل می‌شود: نخست با به‌کارگیری عوامل تولید بیشتر، ولی در چارچوب فناوری موجود؛ دوم با به‌کارگیری روش‌های پیشرفته‌تر و کارآمدتر تولید و استفاده از عوامل تولیدی مؤثرتر. در این میان، روش دوم با مفهوم بهره‌وری گره خورده است. تأکید نظریه‌های رشد اقتصادی در روش نخست بر پایه نظریات سنتی بر انباشت عوامل تولید است، اما در روش دوم در کنار انباشت عوامل تولیدی به رشد بهره‌وری و کارایی نیز به‌عنوان منبع مهم در رشد پایدار اقتصادی توجه خاص شده است.

در مدل سولو (Solow, 1957) پیش‌بینی شده است که رشد سرانه تولید از طریق انباشت عوامل تولید به دلیل بازدهی نزولی، پایدار نخواهد بود و برای رسیدن به رشد بلندمدت عوامل تولیدی باید با بهره‌وری همراه باشند. این موضوع سبب شده است که امروزه، بیشتر کشورهای جهان در برنامه‌های توسعه بلندمدت خود، به‌منظور دستیابی به اهداف رشد پایدار، ارتقای بهره‌وری و کارایی را جست‌وجو کنند و به آن توجه ویژه داشته باشند. در این میان، مفاهیم «کارایی» و «بهره‌وری» علی‌رغم اینکه همبستگی و ارتباط تنگاتنگی در توضیح عملکرد نسبی واحدهای تولیدی و نیز نقش همگامی در رشد اقتصادی دارند، متفاوت از یکدیگرند. هر نقطه روی مرز تولید بیانگر حداکثر میزان کارایی است، اما این به معنای حداکثر بهره‌وری نیست و فقط در نقطه‌ای خاص از مرز تولید، بهره‌وری در حداکثر مقدار خود قرار دارد و به همین دلیل می‌توان گفت که کارایی جزئی از بهره‌وری است (Coelli, Rao, O'Donnell & Battese, 2005).

کارایی نشان می‌دهد که بنگاه تا چه میزان از نهاده‌ها به‌طور بهینه در جهت تولید ستاده‌های مد نظر استفاده کرده است و این « انجام دادن صحیح کار» است. بدین معنا که از حداقل نهاده‌ها حداکثر محصول

حاصل شود. بر این اساس، کارایی تولید را می‌توان به معنای مقایسه بین عملکرد واقعی و عملکرد مطلوب دانست. در ادبیات بهره‌وری از واژه اثربخشی نیز استفاده می‌شود و بیانگر این مطلب است که خروجی بنگاه تا چه حد در جهت اهداف آن بوده و اهداف تا چه میزان محقق شده است. اثربخشی نشان‌دهنده میزان «انجام شدن کارهای صحیح» است؛ یعنی ممکن است بنگاهی با مصرف کمتر نهاده‌ها محصول بیشتری تولید کند، اما اهداف بنگاه محقق نشود. گفتنی است که بهره‌وری شامل دو مفهوم کارایی و اثربخشی است (Bakhtiari, Dehghnizadeh & Hosseinpoor, 2014). ملاحظه می‌شود که واژه کارایی در مقایسه با بهره‌وری معنا و مفهوم محدودتری دارد. در حقیقت، بهره‌وری عبارت از انجام درست کارها (کارایی) و انجام کارهای درست (اثربخشی) است. بدین ترتیب کارایی بخشی از بهره‌وری و از نظر محاسبه عبارت از مقدار بهینه منابعی است که برای تولید یک واحد محصول به مصرف رسیده است. به همین دلیل اگر بنگاهی بتواند در مقایسه با بنگاه دیگری و با مقدار کمتری از منابع به هدف مشخصی برسد، می‌گویند از کارایی بیشتری برخوردار است (Bowlin, 1998). گفتنی است که در شرایط پویا عاملی با عنوان تغییرات تکنولوژیکی مطرح می‌شود که موجب انتقال تابع مرزی می‌شود و افزایش بهره‌وری را به همراه دارد؛ به‌عبارت دیگر، تغییر در کارایی فنی، افزایش در بهره‌وری را از طریق اندازه‌گیری حرکت یک اقتصاد به سمت مرز تولید دنبال می‌کند و پیشرفت تکنولوژیکی نیز رشد بهره‌وری را از طریق اندازه‌گیری میزان انتقال مرز تولید در طول زمان پیگیری می‌کند. تشخیص تمایز بین این دو عامل را در نمودار ۱ می‌توان مشاهده کرد.



نمودار ۱- افزایش عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییر کارایی فنی و بهره‌وری کل عوامل
(Kumbhakar, 2004)

با توجه به نمودار ۱، حرکت از A به B بیانگر افزایش تولید ناشی از انباشت عوامل تولید در فناوری موجود (تابع مرزی F(t)) است و این با فرض وجود کارایی فنی کامل در فرایند تولید (حرکت روی مرز تولید) است. انتقال از C به D، افزایش تولید ناشی از رشد بهره‌وری کل عوامل تولیدی را در سطح عوامل تولیدی X_2 نشان می‌دهد. این رشد بهره‌وری شامل افزایش کارایی فنی (حرکت از C به B) و پیشرفت تکنولوژیکی (انتقال مرز تولید و حرکت از B به D) است. حرکت از A به D نشان‌دهنده افزایش تولید ناشی از مجموع انباشت عوامل تولید و رشد بهره‌وری است (Alirezaee & Afsharian, 2007).

تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید، از نظر تشخیص نوآوری‌ها یا انتخاب و به‌کارگیری فناوری‌های جدید، اهمیت زیادی دارد. بر این اساس، تعیین معیار و شاخصی برای اندازه‌گیری تغییر بهره‌وری به نحوی که بر مبنای آن بتوان به وضوح مشخص کرد که آیا سطح بهره‌وری در یک اقتصاد از طریق استفاده کاراتر از امکانات و عوامل تولید موجود بهبود می‌یابد یا از طریق پیشرفت تکنولوژیکی، بسیار مهم است. برای اندازه‌گیری تغییرات کارایی فنی و بهره‌وری کل عوامل می‌توان به دو روش مشخص اشاره کرد: روش نخست پارامتریک است و نیشی میزو و پیج (Nishimizu & Page, 1982) آن را ارائه کردند و مبتنی بر تخمین تابع مرزی با استفاده از روش اقتصادسنجی است. روش دوم موسوم به روش ناپارامتریک در چارچوب روش تحلیل پوششی داده‌هاست که یک روش برنامه‌ریزی خطی است و فارل (Farrell, 1957) نخستین الگوی آن را بیان کرد. بعد از آن چارنزم و همکاران (Charnesm, Cooper & Rhodes, 1978)، بانکر و همکاران(Banker, Charnes & Cooper, 1984)، گرین (Greene, 1993) و فار و همکاران(Färe, Grosskopf, Norris, & Zhang, 1994) مطالب تکمیلی را درباره این روش بیان کردند. در این روش برای عوامل تولید و محصولات واحدهای اندازه‌گیری متفاوتی وجود دارد. از آنجایی که این روش همه ارقام و اطلاعات را تحت پوشش قرار می‌دهد، به آن تحلیل پوششی داده‌ها گفته می‌شود. در این روش به تعیین فرم تبعی تابع تولید نیاز نیست. در این روش علاوه بر اندازه‌گیری انواع کارایی، نوع بازده نسبت به مقیاس نیز به تفکیک برای بنگاه‌ها ارائه شده است (Emami Maibodi & Izadi, 2008).

ادبیات نظری و تجربی بسیار گسترده‌ای در خصوص اثر سرمایه انسانی بر رشد و بهره‌وری وجود دارد. لوکاس(Lucas, 1988) بر اثر انباشت سرمایه انسانی بر رشد تأکید کرد و نشان داد که رشد و بهره‌وری به موجودی سرمایه انسانی وابسته است و دانش جدید خلق می‌کند. نلسون و فلپس (Nelson & Phelps, 1966) بیان کردند که سرمایه انسانی پذیرش فناوری‌های خارجی را تسهیل می‌کند. آزاریادیس و دراژن(Azariadis & Drazen, 1990) دریافتند که اثر سرمایه انسانی بر بهره‌وری به موجودی سرمایه انسانی انباشت شده طی دوره بستگی دارد. منکیو و همکاران (Mankiw, Romer & Weil, 1992) کشش بهره‌وری را نسبت به جمعیت فعال دارای تحصیلات متوسطه در ۱۲۱ کشور مثبت ارزیابی کردند. آربیا و همکاران(Arbia, Battisti & Di Vaio, 2010) به این نتیجه رسیدند که تحصیلات

عالی رشد و بهره‌وری را تسریع می‌کند. سوکیازیس و آنتونس (Soukiazis & Antunes, 2011) نشان دادند که آموزش متوسطه رشد و بهره‌وری را به‌طور مستقیم و از طریق صادرات به‌طور غیرمستقیم افزایش می‌دهد. آبل و گابه (Abel & Gabe, 2011) دریافتند که آموزش عالی بر بهره‌وری ۲۹۰ منطقه آمریکا اثر مثبت و قوی داشته است. پابلو رومرو و گومز کارلو (Pablo-Romero & Gómez-Calero, 2013) به این جمع‌بندی رسیدند که سرمایه انسانی و فیزیکی مکمل هم هستند و همزمان بر بهره‌وری اثر می‌گذارند. کوزفلد و لوریدسن (Kosfeld & Lauridsen, 2004) نشان دادند که شاغلان دارای تحصیلات متوسطه و بالاتر، بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل را همزمان افزایش می‌دهند. برونزینی و پیسلی (Bronzini & Piselli, 2009) رابطه بلندمدت بین بهره‌وری و متوسط سال‌های تحصیل را مثبت ارزیابی کردند. ساری و سویاتس (Sari & Soytas, 2006) دریافتند میان تحصیلات ابتدایی، متوسطه و عالی و بهره‌وری در کشورهای یونان و ترکیه همگرایی وجود دارد. پتراکیس و استاماکیس (Petrakis & Stamatakis, 2002) نشان دادند که تحصیلات ابتدایی و متوسطه بر رشد کشورهای کمتر توسعه یافته اثرگذار است، درحالی‌که تحصیلات عالی در کشورهای توسعه یافته اهمیت بیشتری دارد. پاپاجورجیو(Papageorgiou, 2003) به این نتیجه رسید که آموزش ابتدایی برای تولید کالاهای نهایی اهمیت دارد، اما آموزش متوسطه و آموزش عالی برای پذیرش فناوری و نوآوری مهم هستند. راموس و همکاران(Ramos, Suriñach & Artís, 2010) نشان دادند آموزش متوسطه و آموزش عالی رشد و بهره‌وری را افزایش می‌دهند، درحالی‌که آموزش ابتدایی اثر معنادار ندارد. اوگاندری و آواکوزه (Ogaundari & Awokuse, 2018) طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ در ۳۵ کشور افریقای نشان دادند آموزش به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی اثر مثبت و معنادار بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. بنوس و کاراگیانیس (Benos & Karagiannis, 2016) نشان دادند آموزش رابطه بسیار قوی با بهره‌وری نیروی‌کار در استان‌های یونان دارد. چانگ و همکاران (Chang et al., 2015) با مطالعه صنایع تولیدی یونان دریافتند که نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی اثر مثبت و معنادار بر بهره‌وری نیروی کار دارد. بوهم و همکاران (Bohm et al., 2015) مدلی را طراحی کردند و نشان دادند که افزایش آموزش عالی سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

سپهردوست و همکاران (Spehrdoost, Shaabadi & Shojaei, 2013) با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) در دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۶ برای ۲۳ کشور نشان دادند که انباشت تحقیق و توسعه شرکای تجاری، انباشت تحقیق و توسعه داخلی و هزینه‌های آموزشی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی از جنبه آموزش و امید به زندگی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی از جنبه سلامت، بر کارایی فنی عوامل تولید کشورهای مورد مطالعه تأثیر مثبت و معنادار دارند. متفکر آزاد و همکاران (Motafakker Azad, Pourebadollahan Covich, Fallahi, Ranjpour & Sojoodi, 2014) سطح کارایی فنی نیروگاه‌های حرارتی ایران را طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۰ محاسبه و عوامل مؤثر بر کارایی این نیروگاه‌ها را بررسی کردند. نتایج نشان داد که اندازه و نرخ بهره برداری از ظرفیت، اثر مثبت و عمر

نیروگاه تأثیر منفی در کارایی فنی نیروگاه‌های حرارتی دارد و نیروگاه‌های با سوخت گاز کارایی بیشتری داشتند. دباغ و همکاران (Dabbagh, Kouhileilan, Javaherian & Latifi, 2015) با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک، کارایی فنی و بهره‌وری صنایع استان آذربایجان غربی را در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۱ اندازه‌گیری کردند. نتایج نشان داد که میزان کارایی نه تنها در بیشتر زیرگروه‌های بخش صنعت پایین است، بلکه رشد بسیار کمی نیز دارد. فلاحی و همکاران (Fallahi, Kazemi & Saeadzaeh, 2011) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی فنی شرکت‌های برق منطقه‌ای ایران را در دوره ۸۶-۱۳۸۴ محاسبه و الگوی اثرهای تصادفی میزان اثرگذاری عوامل مؤثر بر کارایی فنی شرکت‌های برق منطقه‌ای را با تأکید بر فناوری اطلاعات برآورد کردند. نتایج نشان داد که طول خطوط فشار قوی و متوسط و ظرفیت انتقال با کارایی رابطه مثبت دارد و میزان تحصیلات کارکنان و انرژی الکتریکی تحویلی از بخش انتقال تأثیر معناداری بر مقادیر کارایی شرکت‌ها ندارد.

روش پژوهش

هدف اصلی این مطالعه ارزیابی اثر آموزش عالی بر تغییرات کارایی فنی و بهره‌وری کل در ۱۳۵ صنعت تولیدی کد ۴ رقمی طبقه‌بندی ISIC ایران در دوره ۹۳-۱۳۸۳ بود. بدین منظور از رویکرد دو مرحله‌ای استفاده شد. در مرحله نخست برای اندازه‌گیری متغیرهای وابسته؛ یعنی شاخص بهره‌وری کل مالم‌کوئیست و کارایی فنی از روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و روش پارامتریک تحلیل مرزی تصادفی (SFA) استفاده شد. در مرحله دوم اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی در دو مدل جداگانه و با روش داده‌های پانل تأثیر معناداری شد که در ادامه جزییات مختصری از آنها و مدل‌های تحقیق ارائه شده است.

متغیر وابسته: شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست(MPI): برای محاسبه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست در فرم پوششی از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) استفاده می‌شود که یک روش ناپارامتری برای اندازه‌گیری کارایی فنی و بهره‌وری واحدهای اقتصادی است. در این روش پس از مشخص شدن مرز کارا، واحدها تصمیم می‌گیرند کجای این مرز قرار داشته باشند و برای رسیدن به مرز کارا چه ترکیبی از نهاده و ستاده را بایسد انتخاب کنند. از مهم‌ترین ویژگی‌های این شاخص امکان تجزیه تغییرات بهره‌وری به اجزای آن؛ یعنی تغییرات کارایی فنی و تغییرات تکنولوژیکی است. ضمن آنکه ممکن نبودن آزمون و ارزیابی نتایج به‌ویژه زمانی که آمارها از دقت بالایی برخوردار نیستند، از محدودیت‌های استفاده از این روش است. همان‌طور که بیان شد، در شاخص مالم‌کوئیست از روش تحلیل پوششی داده‌ها برای تشکیل تابع تولید مرزی خطی شکسته استفاده می‌شود. این شاخص با استفاده از توابع مسافت معرفی می‌شود، به‌طوری که تابع مسافت عامل تولید، فناوری تولید را با حداقل‌سازی بردار عامل تولید و با در نظر گرفتن بردار محصول داده شده مشخص می‌کند و تابع مسافت محصول به مسئله بهینه‌یابی با حداکثرسازی بردار محصول بر اساس بردار عامل تولید داده شده توجه می‌کند. فناوری تولید با استفاده از مجموعه

محصولات P(X) به‌عنوان نماینده کلیه بردارهای محصول Y که به وسیله بردار عوامل تولید X قابل تولید هستند، تعریف می‌شود؛ یعنی:

$P(X)=\{Y: X$ می‌تواند Y را تولید کند$\}$

تابع مسافت محصول با استفاده از مجموعه محصولات P(X) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$d_o(X,Y)=\min\{\partial:\frac{y}{\partial}\in P(X)\}$$

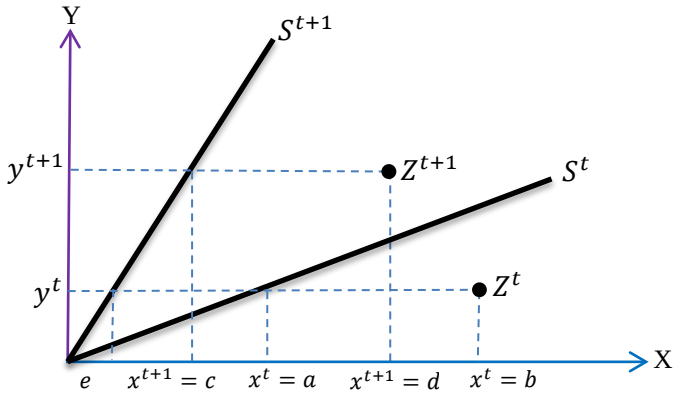
اگر بردار محصول Y جزئی از مجموعه تولید P(X) باشد، تابع مسافت $d_o(X, Y)$ کوچک‌تر یا مساوی یک خواهد بود. تابع مسافت در صورتی که Y بر روی مرز مجموعه تولید (منحنی امکانات تولید) باشد، معادل یک خواهد بود. شاخص MPI را نخستین بار مالم‌کوئیست (Malmquist, 1953) معرفی و سپس، در مطالعاتی همچون کاوز و همکاران (Caves, Christensen & Diewert, 1982) و فار و همکاران (Färe et al., 1994) گسترش پیدا کرد. با این شاخص تغییرات بهره‌وری کل طی دو دوره زمانی اندازه‌گیری می‌شود که شامل «تغییرات کارایی فنی» و «تغییرات تکنولوژیکی» است. تغییرات کارایی فنی بیانگر میزان کارایی واحد اقتصادی در فرایند تبدیل داده‌ها به ستاده است، در حالی که تغییرات تکنولوژیکی نشان دهنده بهبود تکنولوژیکی بنگاه بین دو دوره زمانی متوالی است (Barros, Barroso & Borges, 2005).

در نمودار ۲ رابطه بین ستاده (y) و نهاده (x) نشان داده شده است تا مفهوم شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست (MPI) تبیین شود. مرزهای فناوری برای دو دوره t و t+۱ به‌وسیله خطوط s^t و s^{t+1} نشان داده شده‌اند که MPI فاصله نسبت داده به ستاده بنگاه را بین مرزهای فناوری اندازه‌گیری می‌کند. برای مثال، کارایی نسبی تولید یک بنگاه با مقدار نهاده b و تولید y^t به‌وسیله تابع فاصله $D^t(y^t, x^t) = oa/ob$ نشان داده می‌شود. به طور مشابه، در دوره t+1، بنگاه در نقطه z^{t+1} نیز ناکاراست و برای اینکه کارا باشد، باید مقدار نهاده c را به‌کار بگیرد. در واقع، شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست میانگین هندسی دو شاخص فناوری در دوره‌های t و t+1 است. بنابراین، با توجه به رویکرد فار و همکاران (Färe et al., 1994)، شاخص MPI برای شرکت‌های بیمه بر اساس بازدهی مقیاس ثابت به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$MPI=\frac{D^{t+1}(y^{t+1},\ x^{t+1})}{D^t(y^t,x^t)}\times\left[\frac{D^t(y^{t+1},\ x^{t+1})}{D^{t+1}(y^{t+1},x^{t+1})}\times\frac{D^t(y^t,\ x^t)}{D^{t+1}(y^t,x^t)}\right]^{1/2} \quad (۱)$$

جمله نخست سمت راست معادله (۱) تولید ناشی از پیشرفت کارایی فنی و جمله دوم سمت راست نیز تولید ناشی از بهبود تکنولوژیکی است. مقدار MPI بزرگ‌تر از یک به معنای رشد مثبت بهره‌وری و مقدار کمتر از یک بیانگر رشد منفی بهره‌وری است. برای محاسبه شاخص MPI و براساس مطالعات قبلی،

متغیرهای نیروی‌کار و موجودی سرمایه به‌عنوان نهاده در نظر گرفته می‌شوند و در مقابل ستاده ارزش افزوده است.



نمودار۲- شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست (Färe et al., 1994)

با استفاده از نمودار و معادله (۱)، تفسیر تغییرات کارایی فنی و تغییرات تکنولوژیکی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\text{تغییرات کارایی} = \frac{\frac{d}{c}}{\frac{b}{a}} \qquad \text{تغییرات تکنولوژیکی} = \left[\frac{\frac{d}{c}}{\frac{d}{e}} \times \frac{\frac{b}{e}}{\frac{a}{b}}\right]^{\frac{1}{2}}$$

بنابراین، در عمل و حالت تجربی لازم است برای هر بنگاه و در هر زمان چهار تابع مسافت را محاسبه کرد که این مهم با استفاده از برنامه‌ریزی خطی انجام می‌پذیرد.

تحلیل مرزی تصادفی: مدل مرزی تصادفی را که ایگنر و همکاران (Aigner, Lovell & Schmidt, 1977) و میوسن و فن‌دن بروک (Meeusen & van den Broeck, 1977) آن را معرفی کردند، افرادی مانند پیت و لی(Pitt & Lee, 1981)، اشمیت و سیکلز (Schmidt & Sickles, 1984)، کامباکار (Kumbhakar, 1990) و باتسی و کوالی (Battese & Coelli, 1992a, 1992b) آن را به‌کار بردند. با این فرض که TP و TE طی زمان در بین واحدهای تولیدی تغییر می‌کند، مدل مرزی تصادفی به‌صورت زیر معرفی می‌شود که در آن اثرهای ناکارایی تابعی از متغیرهای توضیحی است:

$$y_{it} = f(x_{it}, t, \beta)\exp(v_{it} - u_{it})$$

که y_{it} بیانگر محصول تولید شده به‌وسیله صنعت i در سال t، x_{it} ماتریس متغیرهای توضیحی و β بردار پارامترهاست. همچنین v_{it} خطاهای تصادفی است و فرض می‌شود که با میانگین صفر و واریانی σ_v^2 توزیع شده‌اند. u_{it} نیز متغیرهای تصادفی غیرمنفی هستند که با ناکارایی فنی تولید رابطه دارد و فرض می‌شود که به‌صورت مستقل توزیع شده‌اند.

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}$$

که z_{it} ماتریس متغیرهای توضیحی است که با اثرهای ناکارایی فنی صنعت i در سال t همبستگی دارد، δ نیز برداری از پارامترهای مجهول است. با تصریح اثرهای ناکارایی فنی، کارایی فنی تولید (TE) واحد i در زمان t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - w_{it}) \qquad (۲)$$

مقدار شاخص TE بین صفر و یک است. مقدار برابر یک به معنای فعالیت بنگاه با کارایی کامل است یا از بهترین ترکیب نهاده‌ها در فناوری موجود بهره‌برداری می‌کند و مقدار کمتر از یک به معنای بهینه نبودن فرایند تولید است. برای برآورد کارایی فنی با روش پارامتریک لازم است فرم تابعی تابع تولید مشخص شود. در این مطالعه از تابع کاب–داگلاس برای برآورد معادله (۲) استفاده شده است.

برآورد موجودی سرمایه: با توجه به اینکه یکی از نهاده‌ها موجودی سرمایه است، نیاز است که مقدار آن برآورد شود. در گزارش‌های طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، داده‌های تشکیل سرمایه ثابت موجود است، پس می‌توان موجودی سرمایه را برای صنایع تولیدی ایران محاسبه کرد. چند روش برای محاسبه موجودی سرمایه وجود دارد. در این مطالعه از «روش موجودی دایمی»[۲۹] (PIM) استفاده شد. در بیشتر مطالعات تجربی از این روش استفاده شده و بانک مرکزی ایران نیز برای محاسبه موجودی سرمایه در ایران این روش را به‌کار گرفته است (Amini & Neshat, 2005). موجودی سرمایه با روش موجودی دایمی به صورت زیر است:

$$K_t = I_t + (1-\delta).K_{t-1} \qquad , \qquad K_0 = \frac{I_0}{\delta + \dot{g}_I} \qquad (۳)$$

که K_t و I_t به ترتیب موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری در دوره t بوده و δ و $\dot{g}_I$ نیز به ترتیب بیانگر نرخ استهلاک و متوسط رشد سرمایه‌گذاری طی دوره مورد بررسی هستند. براساس مطالعات تجربی انجام

29. Perpetual Inventory Method

یافته در ایران نرخ استهلاک برای صنایع تولیدی ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود (Mahmodzadeh & Fathabadi, 2017; Amini & Neshat, 2005).

متغیرهای مستقل

آموزش عالی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی: «سرمایه انسانی» مجموعه دانش، مهارت‌ها، استعدادها و تحصیلاتی است که طی زمان انباشت می‌شود. اگر همه عوامل دیگر برای همه افراد یکسان فرض شود، افرادی که تحصیلات دانشگاهی بالاتری داشته باشند یا حداقل در خصوص شغل خود از تحصیلات عالی برخوردار باشند، کارایی بیشتر و دستمزد بالاتری دارند (Horitz, 2009). در این پژوهش برای آموزش عالی از نسبت مجموع نیروی‌کار کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری به کل نیروی‌کار استفاده شد.

فناوری اطلاعات و ارتباطات: در مفهوم کلاسیک، فناوری اطلاعات و ارتباطات مجموع دانش تبلور یافته در ابزار و روش‌های تولید است. تأثیر فناوری بر رشد از قدیم مورد بحث بوده است که شامل سه دسته است: از نگاهی، تأثیر فناوری در قالب کالاهای سرمایه‌ای تجسم یافته، تحلیل شده که نتیجه آن افزایش بهره‌وری سرمایه بوده است؛ در حالت دوم فناوری بهره‌وری نیروی‌کار را افزایش می‌دهد؛ در حالت سوم فناوری بهره‌وری کل را افزایش می‌دهد که به‌عنوان فناوری خنثی هیکس تعبیر می‌شود. فناوری به‌عنوان یک عامل در الگوهای رشد بحث می‌شود. سولو از پیشگامان در این زمینه است (Komijani & Mahmodzade, 2009). طبق نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، برای متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات از مجموع مخارج سرمایه‌گذاری شده در ارتباطات و مخابرات و نرم‌افزارهای کامپیوتری بهره گرفته می‌شود.

تحقیق و توسعه: خلق دانش از طریق تحقیقات و فعالیت‌های توسعه‌ای از موارد بسط فرایند انباشت سرمایه است. تحقیق و توسعه به‌عنوان سرمایه‌گذاری در دانش جدید تعریف شده است که فرایند تولید را بهبود می‌بخشد. تحقیق و توسعه را می‌توان سرمایه‌گذاری همانند سرمایه‌گذاری در دارایی‌های محسوس در نظر گرفت. در این مطالعه مخارج سرمایه‌ای تحقیقات و آزمایشگاه به‌عنوان متغیر تحقیق و توسعه در نظر گرفته شده است.

ماشین‌آلات و تجهیزات: ماشین‌آلات و تجهیزات صنعتی بر اساس ماهیت و ویژگی خطوط تولید به دو دسته ماشین‌آلات صنعتی و تجهیزات صنعتی تقسیم می‌شوند. ماشین‌آلات شامل ماشین‌های فرآوری و تولید، خطوط انتقال مواد و انرژی و ماشین‌های بسته‌بندی و ماشین ابزار و قطعات منفصله ماشین‌آلات است و تجهیزات شامل تجهیزات زیرساختاری و تجهیزات ساختاری است (Hajikarimi & Soltani, 2011). طبق نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، ماشین‌آلات و تجهیزات شامل

خرید یا تحصیل اموال سرمایه‌ای (داخلی و خارجی) است که خود مشتمل بر ماشین‌آلات، ابزار و تجهیزات وسایل کار با دوام و لوازم و تجهیزات اداری است.

تصریح مدل: همان‌گونه که بیان شد، در این پژوهش برای ارزیابی اثر آموزش عالی بر تغییرات کارایی فنی و تغییرات بهره‌وری کل صنایع تولیدی ایران از رویکرد دو مرحله‌ای استفاده شد. ابتدا از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) برای اندازه‌گیری شاخص تغییرات کارایی فنی و تغییرات بهره‌وری کل به‌عنوان متغیرهای وابسته استفاده شد. سپس، با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلویی، اثرآموزش عالی و تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی برآورد شد. بدین منظور، مدل‌های زیر معرفی می‌شوند:

$$MPI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\, Education_{it} + \alpha_2\, ICT_{it} + \alpha_3\, R\&D_{it} + \alpha_4\, M\&E_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

$$EF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\ Education_{it} + \alpha_2\ ICT_{it} + \alpha_3\ R\&D_{it} + \alpha_4\ M\&E_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

که MPI تغییرات بهره‌وری کل و EF تغییرات کارایی فنی است که با روش DEA برآورد می‌شوند. همچنین Education آموزش عالی، ICT فناوری اطلاعات و ارتباطات، R&D تحقیق و توسعه و M&E ماشین‌آلات و تجهیزات هستند. در ادبیات تحقیق بیان شد که در شرایط پویا، تغییرات فناوری موجب انتقال تابع مرزی می‌شود و افزایش بهره‌وری را به همراه دارد. بدین منظور، برای برآورد مدل‌های (۴) و (۵) علاوه بر رگرسیون تلفیقی ساده، از «رگرسیون تلفیقی پویا»[۳۰] نیز استفاده می‌شود. علاوه بر اینکه در رویکرد رگرسیون تلفیقی تعداد مشاهدات افزایش می‌یابد و این خود مزیت به‌شمار می‌رود، می‌توان اثرهای خاص هر مقطع و زمان را که مشاهده نمی‌شوند، کنترل کرد (Temple, 1999). مدل پویای بهره‌وری به‌صورت زیر است:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \alpha\, y_{i,t-1} + \beta\, A_{i,t-1} + \gamma\, X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که t بیانگر زمان و μ ، v و ε جملات تصادفی هستند. از رویکرد «گشتاورهای تعمیم یافته»[۳۱] (GMM) برای برآورد رگرسیون تلفیقی پویا استفاده شد که نخستین بار آرلانو و باور (Arellano & Bover, 1995) آن را ارایه کردند. همچنین مدل (۶) را می‌توان به شکل یک مدل «خودرگرسیونی مرتبه اول»[۳۲] یا AR(1) نوشت:

$$y_{it} = \alpha'\, y_{i,t-1} + \beta\, A_{i,t-1} + \gamma\, X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

30. Dynamic Panel Data
31. Generalized Method of Moments
32. Autoregressive

در مدل (۷) α' برابر $(1+\alpha)$ است. جمله μ_i نشان‌دهنده اثراهای خاص مقاطع است. اگر چنین اثرهایی وجود داشته باشند، نتایج برآورد مقطعی β (و همچنین α' و γ) تورش‌دار خواهند بود. بدین منظور، آرلانو و باند(Arellano & Bond, 1991) برآوردگر GMM را برای تخمین پارامترهای مدل (۷) پیشنهاد کردند که بر اساس تفاضل مرتبه اول داده‌هاست. در این حالت اثرهای خاص مقاطع (μ_i) از مدل حذف می‌شوند. آرلانو و باند معتقدند چون داده‌های اقتصادی غالباً نوسانی هستند، برآوردگر GMM مناسب است. هدف اصلی استفاده از این روش، حداقل ساختن تورش همزمانی است تا از این طریق بتوان اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی را جدا کرد. علاوه بر این، برای کنترل مسئله همزمانی، برآورد GMM تلفیقی پویا دو ویژگی مهم دارد: نخست، این تخمین می‌تواند خطای اندازه‌گیری را در مقایسه با رگرسیون‌های مقطعی کنترل کند؛ دوم، GMM تلفیقی پویا حتی اگر آموزش عالی (و سایر متغیرهای توضیحی) درونزا باشند $[E(A_{it}\, u_{is}) \neq 0]$، باز هم یک برآوردگر سازگار خواهد بود. سازگاری تخمین‌زننده‌های GMM به معتبر بودن ابزارها و نبود همبستگی سریالی جملات اخلال بستگی دارد. بدین منظور، آرلانو و باور (Arellano & Bover, 1995) آزمون «سارگان»[۳۳] را برای معتبر بودن ابزارها و بلوندل و باند (Blundell & Bond, 1998) آزمون‌های AR(1) و AR(2) را برای بررسی همبستگی سریالی مرتبه نخست و دوم جملات خطا ارائه کردند. نبود فرضیه صفر آزمون‌ها دال بر معتبر بودن ابزارها و نبود همبستگی سریالی خواهد بود. در واقع، آماره سارگان را می‌توان برای مدل‌های سری زمانی و مقطعی، که از متغیر ابزاری استفاده می‌کنند، به‌کار برد. اما هنگامی که از داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود، می‌توان از این آماره برای آزمون «درونزایی» متغیرهای توضیحی استفاده کرد. آزمون فرضیات «بیش از حد مشخص بودن»[۳۴] در داده‌های تلفیقی اهمیت کمتری دارد، زیرا وجود متغیرهای توضیحی متغیر در زمان در دوره‌های مختلف زمانی خود به‌طور بالقوه ابزار هستند؛ به‌عبارت دیگر، محدودیت بیش از حد مشخص بودن به‌طور خودکار در مدل‌های داده‌های تلفیقی ایجاد می‌شود (Sargan, 1975; Bhargava, 1991).

یافته‌ها

توصیف داده‌ها: در جدول ۱ توصیف آماری متغیرهای مستقل ارائه شده است. میانگین تعداد شاغلان دارای تحصیلات عالی در میان ۱۳۵ صنعت تولیدی در دوره ۹۳-۱۳۸۳ برابر ۱۱۶۹ نفر است و این بدان معناست که طی این سال‌ها هر صنعت تولیدی کد ۴ رقمی طبقه‌بندی ISCI به‌طور متوسط ۱۱۶۹ کارگر دارای تحصیلات عالی بوده‌اند که بیشترین آن با ۱۳۱۶۶ کارگر در سال ۱۳۹۳ مربوط به صنعت تولید محصولات اولیه آهن و فولاد (کد ۲۷۱۰) است. میانگین مخارج فناوری اطلاعات و ارتباطات در صنایع

33. Sargan
34. Over-identifying

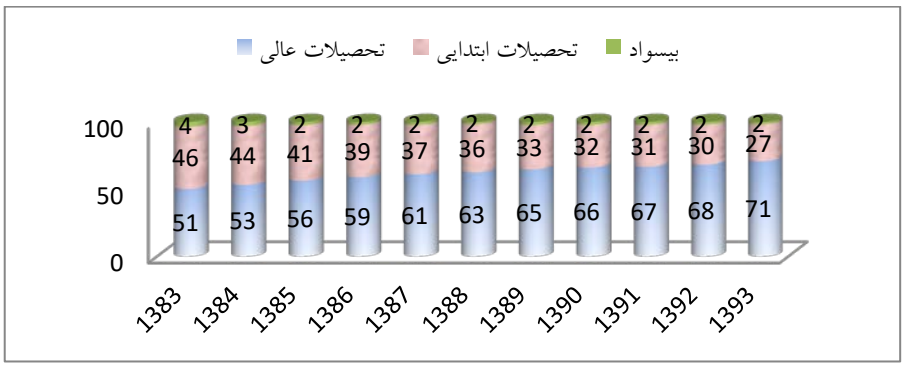
تولیدی معادل ۹۱۲۹ میلیون ریال بوده که صنعت تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه و ساخت لاستیک مصنوعی (کد ۲۴۱۳) در سال ۱۳۹۳ با صرف مبلغ ۵۶۰۸۴۳ میلیون از این نظر در رتبه نخست بوده است. همچنین متوسط مخارج تحقیق و توسعه و خرید ماشین‌آلات و تجهیزات در صنایع تولیدی به ترتیب برابر ۱۰۹۶۳ و ۲۹۱۵۵۳ میلیون ریال بوده است.

جدول۱- توصیف آماری متغیرهای مستقل۹۳-۱۳۸۳

متغیر	آموزش عالی (نفر)	فناوری اطلاعات و ارتباطات (میلیون ریال)	تحقیق و توسعه (میلیون ریال)	ماشین‌آلات و تجهیزات (میلیون ریال)
میانگین	۱۱۶۹	۹۱۲۸/۶	۱۰۹۶۳/۲	۲۹۱۵۵۳/۲
انحراف معیار	۱۷۳۹/۸	۲۹۹۵۰/۱	۴۸۸۰۶/۵	۱۱۸۰۹۴۷
حداکثر	۱۳۱۶۶	۵۶۰۸۴۳	۸۸۱۷۹۴	۲۲۷۸۵۴۶۵
حداقل	۱	۱	۱	۱
تعداد مشاهدات	۱۴۸۵	۱۴۸۵	۱۴۸۵	۱۴۸۵

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات مقاله

همچنین از کل شاغلان صنایع تولیدی در سال ۱۳۹۳، ۲۴ هزار نفر بی سواد و ۱۲۸۵ هزار نفر با سواد بوده‌اند که از این میان ۹۲۷ هزار نفر (۷۲ درصد) دیپلم و کمتر از آن و ۳۵۸ هزار نفر (۲۸ درصد) بالاتر از دیپلم بوده‌اند. از شاغلان بالای دیپلم ۱۳۷ هزار نفر (۳۸ در صد) مدرک فوق دیپلم، ۱۹۱ هزار نفر (۵۴ درصد) مدرک کارشناسی، ۲۶ هزار نفر (۷ درصد) مدرک کارشناسی ارشد و ۳ هزار نفر (۱ درصد) مدرک دکتری داشته‌اند.



نمودار۳- سهم شاغلان دارای تحصیلات عالی، ابتدایی و بی‌سوادان از کل اشتغال بنگاه‌های صنعتی، ۱۳۸۳-۹۳(مرکز آمار ایران و محاسبات نویسنده)

در نمودار ۳ روند سهم شاغلان به تفکیک سواد در دوره ۹۳-۱۳۸۳ ارائه شده است. یک دهه گذشته سهم شاغلان دارای تحصیلات عالی (کارشناسی و بالاتر) افزایش یافته و از ۵۱ درصد در سال ۱۳۸۳ به ۷۱ در صد در سال ۱۳۹۳ ر سیده و در مقابل، هم از سهم بی سوادان و هم شاغلان دارای تح صیلات ابتدایی کاسته شده است.

تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی: در جدول ۲ تغییرات بهره‌وری کل (MPI) و اجزای آن برای ۱۳۵ صنعت تولیدی کد ۴ رقمی ISIC در دوره ۹۳-۱۳۸۳ نشان داده شده است. گفته شد که اگر شاخص MPI کمتر از یک باشد، نشان‌دهنده رشد منفی بهره‌وری کل و مقدار بیشتر از یک بیانگر رشد مثبت بهره‌وری است. میانگین شاخص مذکور در دوره مورد بررسی بیشتر از یک بوده و بیانگر افزایش بهره‌وری کل صنایع تولیدی طی دوره مذکور است که بیشترین افزایش مربوط به سال ۱۳۸۴ است. در این میان، صنایع تولیدی فقط در دو سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۹ با رشد منفی بهره‌وری کل همراه بوده‌اند. از میان دو عامل پیشران رشد بهره‌وری کل، پیشرفت تکنولوژیکی نقش پر رنگ‌تری در مقایسه با تغییر کارایی فنی دارد. با نگاهی به نتایج این دو شاخص برای صنایع تولیدی مشخص می‌شود تمام صنایع کارایی فنی در دوره مورد بررسی کارایی فنی نداشته‌اند، اما پیشرفت تکنولوژیکی آنها رشد مثبت داشته که عامل اصلی آن بهره‌وری کل بوده است؛ به‌عبارت دیگر، اگرچه پیشرفت تکنولوژیکی به رشد بهره‌وری کل صنایع تولیدی کمک کرده، کارایی فنی این اثر را خنثی کرده است. شایان ذکر است که کارایی فنی با روش پارامتریک تحلیل مرزی تصادفی (SFA) نیز با رویکرد باتسی و کولی (Battese & Coelli, 1992a, 1992b) برآورد شد. نتایج این برآورد نیز تأیید کننده نتایج روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) است؛ یعنی صنایع تولیدی ایران در فرایند تولید خود از بهترین ترکیب نهاده‌ها در فناوری موجود بهره‌برداری نمی‌کنند.

جدول ۲- تغییر بهره‌وری کل، کارایی فنی و پیشرفت تکنولوژیکی؛ متوسط ۱۳۵ صنعت کد ۴ رقمی ISIC

سال	تغییر بهره‌وری کل (MPI)	پیشرفت تکنولوژیکی (TP)	کارایی فنی: روش تحلیل پوششی داده‌ها(DEA)	کارایی فنی: تحلیل مرزی تصادفی(SFA)
۱۳۸۳	۱/۰۴۸	۳/۵۷۶	۰/۲۹۳	۰/۱۰۸
۱۳۸۴	۱/۹۹۶	۳/۴۶۱	۰/۲۸۸	۰/۱۲۲
۱۳۸۵	۱/۱۸۷	۴/۰۲۲	۰/۲۹۵	۰/۱۳۷
۱۳۸۶	۱/۰۹۲	۴/۷۲۰	۰/۲۳۱	۰/۱۵۴
۱۳۸۷	۰/۹۹۰	۲/۸۴۳	۰/۳۴۸	۰/۱۷۱
۱۳۸۸	۱/۰۴۱	۲/۸۳۹	۰/۳۶۷	۰/۱۸۹
۱۳۸۹	۰/۹۹۱	۲/۸۳۲	۰/۳۴۹	۰/۲۰۹
۱۳۹۰	۱/۰۷۲	۳/۳۷۷	۰/۳۱۸	۰/۲۲۸
۱۳۹۱	۱/۱۴۹	۳/۵۸۹	۰/۳۲۰	۰/۲۴۹
۱۳۹۲	۱/۰۵۹	۳/۳۳۶	۰/۳۱۷	۰/۲۷۱
۱۳۹۳	۱/۱۰۵	۳/۶۵۹	۰/۳۰۲	۰/۲۹۲
میانگین	۱/۰۶۶	۳/۴۲۲	۰/۳۱۲	۰/۱۹۴

منبع: خروجی نرم‌افزارهای گمز و فرانتیر

نظر به این نتایج می‌توان گفت که صنایع تولیدی نیاز به بازبینی در شیوه کار خود دارند، اگرچه تمام صنایع از نظر پیشرفت تکنولوژیکی وضعیت مناسبی دارند و این می‌تواند بیانگر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در نوآوری یا انتقال فناوری‌های جدید باشد (Barros et al., 2005).

برآورد اثر آموزش عالی بر تغییرات کارایی فنی و بهره‌وری کل: در این مطالعه اثر آموزش عالی بر تغییرات کارایی فنی و تغییرات بهره‌وری کل در ۱۳۵ صنعت تولیدی کد ۴ رقمی طبقه‌بندی ISIC در دوره ۹۳-۱۳۸۳ بررسی و ابتدا شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست (MPI) و کارایی فنی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) برآورد شد. در ادامه متغیرهای مستقل معرفی شده‌اند. برای برآورد مدل‌های اقتصادسنجی (۴) و (۵) از روش داده‌های تابلویی استفاده شد.

پیش از برآورد لازم است آزمون‌های تشخیص انجام شود. در مرحله نخست آزمون ریشه واحد متغیرها انجام می‌شود. بدین منظور، از آزمون‌های ریشه واحد پانلی شامل آزمون‌های LLC، IPS، PP و ADF برای آزمون ایستایی متغیرها استفاده شد. در آزمون LLC فرض می‌شود یک فرایند ریشه واحد مشترک برای تمام مقاطع وجود دارد، در حالی که در آزمون‌های IPS، PP و ADF از فرایندهای ریشه واحد انفرادی استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد پانل

متغیرها	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
کارایی	-۹/۴*	-۴/۰۶*	۳۵۹/۰۸*	۵۵۷/۷*
بهره وری	-۱۷/۰۷*	-۱۱/۵۵*	۶۲۰/۱۱*	۱۲۹۴/۸*
آموزش عالی	-۱۳/۸۲*	-۰/۰۹	۳۰۴/۸۳**	۵۹۴/۲۶*
فناوری اطلاعات و ارتباطات	-۸/۳۴*	-۲/۶۷*	۳۴۲/۸۹*	۵۱۲/۰۶*
تحقیق و توسعه	-۹/۶۶*	-۳/۵۲*	۳۰۵/۷۷*	۴۵۶/۲۵*
ماشین‌آلات و تجهیزات	-۱۰۶/۵۱*	-۵/۸۲*	۳۲۵/۶۴*	۳۹۷/۳۹*

***,**,* به ترتیب معنادار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

انگل-گرنجر(Engle & Granger, 1987) معتقدند که برای جلوگیری از رگرسیون کاذب باید متغیرها ایستا باشند؛ یعنی اگر متغیرهای مورد استفاده در برآورد مدل ناایستا باشند، ممکن است هیچ رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد. در این حالت ضریب تعیین به‌دست آمده آن می‌تواند بسیار بالا باشد و موجب شود تا محقق استنباط‌های نادرستی درباره میزان ارتباط بین متغیرها داشته باشد و بنابراین، استفاده از داده‌های ناایستا می‌تواند به رگرسیون‌های کاذب منجر شود. نتایج آزمون‌هایLLC ، IPS، ADF-Fisher و PP-Fisher نشان داد تمام متغیرها در سطح دارای ریشه واحد نبوده و ایستا هستند. پس می‌توان نتیجه گرفت که تمام متغیرها هم‌انباشته از مرتبه صفر یا I(0)

هستند. بنابراین، رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق برقرار است و نتایج برآورد شده قابل اعتماد هستند (Pedroni, 2004; Kao, 1999).

در ادامه برای انتخاب بین روش حداقل مربعات تلفیقی[۳۵](PLS) و اثرهای ثابت[۳۶](FE) از آزمون «F مقید»[۳۷] و برای انتخاب بین روش اثرهای ثابت و اثرهای تصادفی[۳۸](RE)، از آزمون «هاسمن»[۳۹] استفاده شد. نتایج آزمون‌ها نشان داد که روش مناسب برای تحلیل اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی، اثرهای ثابت است. همچنین برای کنترل پویایی‌های مدل و کنترل مسئله درونزایی متغیرهای مستقل، مدل‌ها به‌صورت پویا و با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نیز برآورد شدند. نتایج برآورد اثرهای ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته مدل‌های در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج نشان داد که هر دو مدل از نظرآماری معنادارند. نتایج مدل تغییرات بهره‌وری کل حاکی از آن است که آموزش عالی اثر مثبت و معنادار بر تغییرات بهره‌وری کل صنایع تولیدی ایران دارد. ضریب برآوردی آموزش عالی در روش اثرهای ثابت برابر ۰/۱۳ و در روش گشتاورهای تعمیم یافته معادل ۰/۲۲ بود و این بدان معناست که افزایش ۱۰ درصدی آموزش عالی در صنایع تولیدی می‌تواند بهره‌وری کل را حداقل ۱/۳ و حداکثر ۲/۲ درصد افزایش دهد.

ذکر این نکته ضروری است که صنایع تولیدی ایران در بسیاری موارد از جمله نوع مالکیت؛ یعنی دولتی یا خصوصی، سبک مدیریتی و غیره با یکدیگر متفاوت هستند؛ در واقع، صنایع ممکن است از بسیاری جنبه‌ها ناهمگن باشند و روش برآورد اثرهای ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته این قابلیت را دارد که این عوامل غیرقابل مشاهده یا ناهمگنی را اندازه‌گیری و کنترل کند (Baltagi, Egger & Kesina, 2015). در میان متغیرهای کنترل نیز فناوری اطلاعات و ارتباطات و تحقیق و توسعه بر تغییرات بهره‌وری کل اثر مثبت و معنادار دارند، در حالی که ماشین‌آلات و تجهیزات اثر منفی دارند. علاوه بر این، وقفه متغیر وابسته؛ یعنی بهره‌وری کل نیز بر بهره‌وری کل اثر مثبت و معنادار دارد. در مدل ۲ اثر آموزش عالی بر تغییرات کارایی فنی برآورد شده است. نتایج نشان داد که آموزش عالی در این مدل نیز بر کارایی فنی اثر مثبت و معنادار دارد. کشش کارایی فنی نسبت به آموزش عالی بین ۰/۳۸–۰/۲۵ بود و نشان داد که افزایش ۱۰ درصدی نیروی کار دارای آموزش عالی، کارایی فنی صنایع تولیدی را بین ۳/۸–۲/۵ درصد افزایش خواهد داد. در میان متغیرهای کنترل، فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر مثبت و ماشین‌آلات و تجهیزات اثر منفی و معنادار بر کارایی فنی دارد، اما تحقیق و توسعه اثر معنادار ندارد.

35. Pooled Least Squares
36. Fixed Effects
37. Restricted F Test
38. Random Effects
39. Hausman Test

جدول ۳- برآورد اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی صنایع تولیدی ایران، ۱۳۸۳-۹۳

متغیر	مدل ۱: متغیر وابسته تغییرات بهره‌وری کل		مدل ۲: متغیر وابسته تغییرات کارایی فنی	
	اثرهای ثابت (EF)	گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)	اثرهای ثابت(EF)	گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)
عرض از مبدأ	۰/۲۶ (۰/۱۴)	–	−۱/۸ (۳/۰)	–
وقفه متغیر وابسته	–	۰/۴۶* (۰/۰۱)	–	۰/۱۱* (۰/۰۲)
آموزش عالی	۰/۱۳* (۰/۰۵)	۰/۲۲* (۰/۰۹)	۰/۲۵* (۰/۰۶)	۰/۳۸* (۰/۱)
فناوری اطلاعات و ارتباطات	۰/۰۵* (۰/۰۲)	۰/۲۷* (۰/۰۲)	۰/۱۴* (۰/۰۲)	۰/۱۱* (۰/۰۴)
تحقیق و توسعه	۰/۰۳* (۰/۰۱)	۰/۰۴*** (۰/۰۲)	۰/۰۱ (۰/۰۱)	−۰/۰۰۳ (۰/۰۳)
ماشین‌آلات و تجهیزات	−۰/۰۵* (۰/۰۱)	−۰/۲۷* (۰/۲۰)	−۰/۰۳* (۰/۰۱)	−۰/۰۲ (۰/۰۳)
ضریب تعیین	۰/۱۶	–	۰/۴۸	–
آماره F لیمر	۱/۶*	–	۶/۴*	–
آماره هاسمن	۱۲/۴*	–	۲۹/۵*	–
آماره سارگان	–	۹۷/۴*	–	۱۱۷/۶*
رتبه ابزاری	–	۷۰	–	۷۰
AR(1)	–	−۵/۰۹*	–	−۵/۸۹*
AR(2)	–	−۳/۷۹*	–	−۲/۶۸*
تعداد مشاهدات	۱۳۲۶	۱۰۷۳	۱۳۲۶	۱۰۷۳

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد؛ اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

از مسائل موجود در مدل‌ها، درونزایی متغیرهای تحقیق و همچنین پویایی‌های مدل است. بدین منظور، آرلانو و باند (Arellano & Bond, 1991) برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) را برای تخمین پارامترها پیشنهاد کردند که بر اساس تفاضل مرتبه اول داده‌هاست. در این حالت اثرهای خاص مقاطع از مدل حذف می‌شوند. آنها معتقد بودند که برآورد GMM تلفیقی پویا دو ویژگی مهم دارد: نخست، این تخمین می‌تواند خطای اندازه‌گیری را در مقایسه با رگرسیون‌های مقطعی کنترل کند؛ دوم، GMM تلفیقی

پویا حتی اگر متغیرهای توضیحی درونزا باشند $[E(A_{it}\ u_{is}) \neq 0]$، باز هم یک برآوردگر سازگار خواهد بود. ولی با توجه به محدودیت دوره زمانی تحقیق، استفاده از روش یادشده موجب از دست رفتن داده‌ها و کاهش درجه آزادی می‌شود و این می‌تواند اعتبار نتایج را دچار خدشه کند.

بحث و نتیجه‌گیری

امروزه، آموزش نیروی انسانی در کنار فناوری افزایش بهره‌وری و کارایی را در صنایع به همراه دارد. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری عملکرد بنگاه وجود دارد که نماگرهای بهره‌وری و کارایی از آن جمله هستند و به بنگاه‌ها کمک می‌کنند تا از منابع خود به‌طور کارا بهره بگیرند. در این پژوهش اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی در ۱۳۵ صنعت تولیدی کد ۴ رقمی طبقه‌بندی ISIC در دوره ۱۳۸۳-۹۳ برآورد شد. در این خصوص از رویکرد دو مرحله‌ای استفاده شد. در مرحله نخست با روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) شاخص بهره‌وری کل مالم‌کوئیست و اجزای آن اندازه‌گیری شد. برآوردها حاکی از آن بود که میانگین شاخص MPI صنایع در دوره مورد بررسی بیشتر از یک و نشان‌دهنده افزایش بهره‌وری کل صنایع تولیدی است. از میان دو عامل پیشران رشد بهره‌وری کل، پیشرفت تکنولوژیکی برجسته‌تری نسبت به تغییر کارایی فنی دارد، به نوعی که تغییرات کارایی فنی در تمام سال‌ها رشد منفی، اما پیشرفت تکنولوژیکی رشد مثبت داشته است که عامل اصلی رشد مثبت بهره‌وری کل است. علاوه بر این، کارایی فنی صنایع تولیدی با روش پارامتریک تحلیل مرزی تصادفی (SFA) نیز برآورد شد که نتایج تأییدکننده نتایج روش تحلیل پوششی داده‌ها بود و در مجموع، صنایع در این سال‌ها نتوانسته‌اند در فناوری موجود از عوامل تولید به صورت بهینه استفاده کنند.

در مرحله دوم اثر آموزش عالی بر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی فنی در قالب رگرسیون داده‌های تلفیقی برآورد شد. نتایج برآورد اثرهای ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان داد که آموزش عالی بر هر دو متغیر تغییرات بهره‌وری کل و کارایی در صنایع تولیدی اثر مثبت و معنادار دارد. با توجه به نتایج تحقیق، بهره‌وری در بلندمدت به‌عنوان نوعی طرز تفکر بر آموزش و فرهنگ استوار است. بنابراین، آموزش می‌تواند وسیله‌ای مهم در خصوص تسریع و پیشرفت کیفی نیروی کار تلقی شود. بهبود مهارت و تخصص و افزایش آموزش نیروی کار زمانی بهره‌وری و کارایی را افزایش می‌دهد که برنامه‌ریزی آموزش و اشتغال هماهنگ باشد و از افزایش سطح تحصیلات به‌طور کامل استفاده شود. هدف از بهره‌وری به حداکثر رساندن استفاده از منابع، نیروی انسانی، تسهیلات و غیره به طریق علمی یا کاهش هزینه‌های تولید و گسترش کالاها و افزایش اشتغال و کوشش برای افزایش دستمزدهای واقعی و بهبود معیارهای زندگی است، آن‌گونه که به نفع کارکنان، مدیران و مصرف‌کنندگان باشد.

پیشنهادها

۱. افزایش سهم نیروی انسانی متخصص در فرایند تولید و استفاده بهینه از آنها برای کاهش عدم انطباق شغل و مهارت نیروی‌کار؛

۲. ارتقای سطح فناوری بنگاه‌ها از طریق افزایش سهم هزینه‌های تحقیق و توسعه از تولید و ارتقای کارایی آن و جذب اثرهای سرریز تحقیق و توسعه خارجی؛

۳. استفاده بیشتر از فناوری اطلاعات و ارتباطات بهنگام و هماهنگ‌سازی آن با فرایند تولید؛

۴. تدوین نظام تعیین دستمزد مبتنی بر بهره‌وری نیروی‌کار به‌منظور افزایش انگیزه نیروی‌کار برای کار بیشتر و مفیدتر، ابداع و نوآوری، خلاقیّت و استفاده بهینه از امکانات سرمایه‌ای؛

۵. لازم است مدیران و کارفرمایان در خصوص کاربردی ساختن تحصیلات، استفاده از دانش نوین در عرصه‌های مختلف علمی و به‌کارگیری دانش‌آموختگان در تخصص‌های خود اهتمام ورزند و به ارتقای بهره‌وری و کارایی کمک کنند.

References

1. Abel, J.R., & Gabe, T.M. (2011). Human capital and economic activity in Urban America. *Reg. Stud*, 45 (8), 1079-1090.
2. Aigner, D.J., Lovell, C.A.K., & Schmidt, P. (1977). Formation and estimation of stochastic Frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 9(1), 21-37.
3. Alirezaee, M.R., & Afsharian, M. (2007). A ccombination method for measuring TFP growth using DEA models and tornqvist productivity. *Modern Human Scenes*, 11 (3), 137-156 (in Persian).
4. Amini, A., & Neshat, H. (2005). Estimated time series of capital stock in the iranian economy during the period 1338-1383. *Journal of Planning and Budgeting*, 10(1), 53-86 (in Persian).
5. Annabi, N. (2017). Investment in education: What are the productivity gains?. *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 499-518.
6. Annabi, N., Harvey, S., & Lan, Y. (2011). Public expenditures on education, human capital and growth in Canada: An OLG model analysis. *Journal of Policy Modeling*, 33, 852-865.
7. Arbia, G., Battisti, M., & Di Vaio, G. (2010). Institutions and geography: Empirical test of spatial growth models for European regions. *Econ. Model*, 27, 12-21.

8. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.

9. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

10. Azariadis, C., & Drazen, A. (1990). Threshold externalities in economic development. *Q. J. Econ*, 105, 501-526.

11. Bakhtiari, S., Dehghnizadeh, M., & Hosseinpoor, S.M. (2014). Analysis of labor productivity and efficiency in the cooperative sector: A case study of the industrial cooperative sector in the province of yazd. *Management & Development*, 27(3), 47-73 (in Persian).

12. Baltagi, B.H., Egger, P.H., & Kesina, M. (2015). Sources of productivity spillovers: Panel data evidence from China. *Journal of Productivity Analysis*, 43, 389-402.

13. Banker, R.D., Charnes, A., & Cooper, W.W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30(9).

14. Barros, C.P., Barroso, N., & Borges, M.R. (2005). Evaluating the efficiency and productivity of insurance companies with a Malmquist index: A case study for Portugal. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 30, 244-267.

15. Battese, G.E., & Coelli, T.J. (1992a). A model for technical inefficiency effects in the stochastic Frontier production for panel data. *Empirical Economics*, 20(2), 325-32.

16. Battese, G.E., & Coelli, T.J. (1992b). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1), 153-69.

17. Benos, N., & Karagiannis, S. (2016). Do education quality and spillovers matter? Evidence on human capital and productivity in Greece. *Economic Modelling*, 54(2), 563-573.

18. Bhargava, A. (1991). Identification and panel data models with endogenous regressors. *Review of Economic Studies*, 58 (1), 129-140.

19. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

20. Bohm, S., Grossmann, V., & Steger, M. (2015). Dose expansion of higher lead to trickle-down growth?. *Journal of Public Economics*, 132(11), 79-94.

21. Bowlin, W. (1998). Measuring performance: An introduction to data envelopment analysis (DEA). *Journal of Cost Analysis*, 15(2), 3-27.

22. Bronzini, R., & Piselli, P. (2009). Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: The role of R&D, human capital and public infrastructure. *Reg. Sci. Urban Econ*, 39, 187-199.

23. Caves, D.W., Christensen, L.R., & Diewert, W.E. (1982). The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity. *Econometrica*, 50, 1393-1414.

24. Chang, C., Wang, P., & Liu, J. (2015). Knowlage spillovers, human capital and productivity. *Journal of Macroeconomic*, 000, 1-19.

25. Charnesm, A., Cooper, W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2, 429- 444.

26. Coelli, T., Rao, D.S., O'Donnell, C., & Battese, G.E. (2005). *An introduction to efficiencyand productivity analysis.* Second Ed. Springer.

27. Dabbagh, R., Kouhileilan, B., Javaherian, L., & Latifi, M. (2015). Examining technical efficiency and productivity of industries in western azerbaijan using the parametric and nonparametric methods. *Majlis & Rahbord*, (23)83, 305-333 (in Persian).

28. Emami Maibodi, A., & Izadi, Z. (2008). Measuring the technical efficiency and productivity of Iranian oil refineries. *Quarterly Energy Economices Review*, 5(17), 31-56 (in Persian).

29. Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

30. Fallahi, M.A., Kazemi, M., & Saeadzaeh, M. (2011). Factors affecting the ffficiency of iranian regional power companies with a view to information technology. *IEJM*, 6(12), 85-106 (in Persian).

31. Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 84, 66-83.

32. Farrell, M.J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*. 120(3), 253-290.

33. Greene, W.H. (1993). *Frontier production function. EC-9320-*. Stern School of Business. New York University.

34. Hajikarimi, A.A., & Soltani, M. (2011). Study and analysis of Talent management measures: A case study of iran machinery and industrial equipment industry. *Organization Cultural Management*, 9(23), 95-116 (in Persian).

35. Horitz, S. (2009). What is human capital? Translation: Hassan Afroozi, Doniaie Egtesad Newspaper, 10, 29 (in Persian).

36. Kao, C.D. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

37. Komijani, A., & Mahmodzade, M. (2009). The infrastructure, usage and spillover impacts of Information and Communication Technology (ICT) on Economic Growth (EG) in developing countries. *Iranian Jornal of Trade Studies*, 49(13), 31-74 (in Persian).

38. Kosfeld, R., & Lauridsen, J. (2004). Dynamic spatial modelling of regional convergence processes. *Empir. Econ*, 29, 705-722.

39. Kumbhakar, S.C. (1990). Production Frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1.2), 201-11.

40. Kumbhakar, S.C. (2004). Productivity and efficiency measurement parametric econometric methods, Presented at The XIII International Tor Vergata Conference on Banking and Finance. Transparency, Governance and Markets. Rome, Italy (Dec 1-3 2004).

41. Lucas, R.E. (1988). On the mechanics of economic development. *J. Monet. Econ*, 22 (1), 3-42.

42. Mahmodzadeh, M., & Fathabadi, M. (2017). Driving factors of total factor productivity in iranian. *Journal of Economic Modeling Research*, 7(26), 141-165 (in Persian).

43. Malmquist, S. (1953). Index numbers and indifference surface. *Trabajos De Estatistica*, 4, 209-242.

44. Mankiw, N., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Q. J. Econ*, 107 (2), 407-437.

45. Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18 (2), 435-44.

46. Motafakker Azad, M.A., Pourebadollahan Covich, M., Fallahi, F., Ranjpour, R., & Sojoodi, S. (2014). Measuring the technical efficiency of iranian thermal power plants and analysis of its determinants: Application of stochastic nonparametric data envelopment method. *Journal of Economic Research*, 49 (1), 93-113 (in Persian).

47. Nelson, R.R., & Phelps, S.E. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *Am. Econ. Rev*, 56 (1-2), 69-75.

48. Nishimizu, M., & Page, J.M. (1982). Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: Dimensions of productivity change in Yugoslavia,1965-78. *Economic Journal*, 9, 920-36.

49. Ogaundari, K., & Awokuse, T. (2018). Human capital contribution to economic growth in Sub-Saharan Africa: Dose health status matter more than education?. *Economic Analysis and Policy*, 215(2), 1-27.

50. Pablo-Romero, M. del P., & Gómez-Calero, M. de la P. (2013). A translog production function for the Spanish provinces: Impact of the human and physical capital in economic growth. *Econ. Model*, 32, 77-87.

51. Papageorgiou, C. (2003). Distinguishing between the effects of primary and post-primary education on economic growth. *Rev. Dev. Econ*, 7 (4), 622-635.

52. Pedroni, P. (2004). Panel cointegration; Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 597-625.

53. Petrakis, P.E., & Stamatakis, D. (2002). Growth and educational levels: A comparative analysis. *Econ. Educ. Rev*, 21 (5), 513-521.

54. Pitt, M., & Lee, L.F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), 43-64.

55. Ramos, R., Suriñach, J., & Artís, M. (2010). Human capital spillovers, productivity and regional convergence in Spain. *Pap. Reg. Sci*, 89 (2), 435-447.

56. Sargan, J.D. (1975). *Testing for misspecification after estimating using instrumental variables.* Mimeo. London School of Economics.

57. Sari, R., & Soytas, U. (2006). Income and education in Turkey: A multivariate analysis. *Educ. Econ*, 14 (2), 181-196.

58. Schmidt, P., & Sickles, R.C. (1984). Production Frontiers and panel data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4), 367-74.

59. Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Rev Econ Stat*, 39, 312-320.

60. Soukiazis, E., & Antunes, M. (2011). Is foreign trade important for regional growth? Empirical evidence from Portugal. *Econ. Model*, 28, 1363-1373.

61. Spehrdoost, H., Shaabadi, A., & Shojaei, A.R. (2013). Impact of foreign R&D spillover and human capital on technical efficiency of factors of production. *IJTC*, (17) 68, 149-174 (in Persian).

62. Statistics Center of Iran. The results of surveys of industrial workshops for more than ten employees and more from 2004 to 1393, www. sci.org.ir (in Persian).

63. Temple, J. (1999). The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, 37 (1), 112-156.

64. Vandenbussche, J., Aghion, P., & Mehir, C. (2006). Growth distance to frontier and composition of human capital. *Journal of Policy Modeling*, 33, 856-865.