فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره‌های ۳۱ و ۳۲، زمستان ۱۳۹۱ و بهار ۱۳۹۲، صفحات ۱- ۲۴

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کارایی فنی در کشورهای منطقه منا و سازمان همکاریهای اقتصادی و توسعه*

اسفندیار جهانگرد**
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران
موسی خوشکلام خسروشاهی***
دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشگاه علامه طباطبائی، تهران
تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۸/۱۴

چکیده

با عنایت به توجه خاص اقتصاددانان طی دو دهۀ اخیر به فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان یکی از عوامل رشد کارایی و بهره‌وری، در مقالۀ حاضر رابطۀ فناوری اطلاعات و ارتباطات با کارایی فنی با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای ۱۱ کشور منطقه خاورمیانه و شمال افریقا و ۱۵ کشور سازمان همکاریهای اقتصادی و توسعه در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۰۸ بررسی می‌شود. نتایج این مقاله نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر مثبت و معناداری بر کارایی فنی ـ هم در گروه کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا و هم در گروه کشورهای سازمان همکاریهای اقتصادی و توسعه ـ دارد. البته تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کارایی فنی در گروه کشورهای سازمان همکاریهای اقتصادی و توسعه بیشتر از گروه کشورهای خاورمیانه و شمال افریقاست.

واژه‌های کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات، کارایی فنی، تابع تولید مرزی تصادفی، داده‌های تابلویی.

طبقه‌بندی JEL: H21, C23, L86.

---

* مقالۀ حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد موسی خوشکلام خسروشاهی است. این پایان‌نامه تحت حمایت مالی مرکز تحقیقات مخابرات ایران قرار گرفته که نویسندگان از همکاری این مرکز قدردانی می‌نمایند.
** مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: ejahangard@gmail.com
*** پست الکترونیکی: musa_khosroshahi@yahoo.com

۱. مقدمه

یافتن منابع رشد و توسعهٔ کشورها همواره یکی از مهمترین مباحث مورد توجه اقتصاددانان و سیاستگذاران بوده و تلاشهای جدی اقتصاددانان در بسط و گسترش مدلهای رشد از سالهای میانی دههٔ ۱۹۵۰ مؤید این مطلب است. مدلهایی که ابتدا توجه خود را بر نوع سرمایهٔ فیزیکی متمرکز می‌کردند و پیشرفتهای فناوری را برونزا در نظر می‌گرفتند، اندک اندک سرمایهٔ انسانی را نیز در تفاوت بین درآمد سرانه کشورها و انباشت سرمایه مؤثر دانستند. از سالهای میانی دههٔ ۱۹۸۰، مدلهای رشد، مباحث مربوط به رشد درونزا را معرفی کرده و به صورت چشمگیری سرمایهٔ دانش و سرریزهای آن مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت. بیش از دو دهه است که سرمایهٔ فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)[1] به عنوان یکی از منابع رشد اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. رابطهٔ بین کارایی فنی، بهره‌وری و رشد اقتصادی با فاوا موضوع بسیاری از مطالعات در طول ۲۵ سال اخیر بوده است.

در بیشتر مطالعات صورت گرفته قبل از اواسط دههٔ ۱۹۹۰، اثر فاوا بر بهره‌وری و رشد اقتصادی معنادار نبوده است اما نتایج به دست آمده از اکثر این مطالعات، از اواسط دههٔ ۱۹۹۰ به بعد، با عنایت به روشهای معتبرتر اقصادسنجی و حجم بالای داده‌های مورد استفاده، بازخورد مثبت و معناداری برای سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات را نشان می‌دهند. فاوا هم ویژگیهای سرمایهٔ سنتی و هم ویژگیهای دانش را دارد. بنابراین، هم به طور مستقیم هم به طور غیرمستقیم و از طریق سرریزهای[2] خود، رشد بهره‌وری و کارایی فنی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

امروزه میزان استفاده از فاوا در روابط اقتصادی بین کشورها، یکی از عوامل مؤثر در تعیین سهم حضور کشورها در اقتصاد بین‌الملل است (دیمیلیس و پاپایونر،[3] ۲۰۰۷). از این رو، کشورهای مختلف و در حال توسعه، در رقابت با یکدیگر برای به‌کارگیری فاوا در فرآیندهای اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی هستند. فاوا در کنار عوامل مکملی چون سازماندهی مجدد، سیاستهای دولت و سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی، تجربهٔ مدیریتی، ساختار اقتصادی و قانون‌گرایی به عنوان نهاده در تابع تولید وارد شده و باعث بهبود فرآیند تولید، پیشرفت فناوری و کیفیت نیروی کار و افزایش کارایی فنی می‌شود و در سطوح بنگاه و کشور موجب افزایش ارزش افزوده می‌گردد و در نهایت، موجب رشد بهره‌وری اقتصادی و رفاه اجتماعی می‌شود. در واقع، توسعهٔ توانمندیهای فناوری به تبع توسعهٔ فناوریهای عملیاتی و توسعهٔ توانمندیهای بازاریابی منجر به افزایش بهره‌وری و کارایی و به دنبال آن عاملی مؤثر در رقابت‌پذیری است که

---

[1] Information and Communication Technology (ICT)
[2] Spillover
[3] Dimelis and Papaioannou

این توسعه توانمندیهای فناوری شامل ارتقای سطح اطلاعات و دانش، گسترش فعالیتهای تحقیق و توسعه،[1] نوسازی ماشین‌آلات و تجهیزات و توسعهٔ نظامهای اطلاعاتی و ارتباطی است. در چنین فضایی کشورهای در حال توسعه، ناگزیر باید افق نگرش خود را به فراتر از شیوه‌های سنتی گسترش دهند.

آنچه به یقین می‌توان گفت این است که چنانچه کشوری به هر دلیل نتواند به این موج شتابان و فراگیر بپیوندد، در آینده‌ای نه چندان دور در صحنهٔ رقابت بین‌المللی به حاشیه زده شده و بسیاری از فرصتهای کسب و کار را به سود دیگران از دست خواهد داد (صادقیان، ۱۳۸۵). با عنایت به نکاتی اشاره شده، ضرورت تحقیق و بررسی در مورد تاثیرگذاری فاوا در زمینه‌های مختلف اقتصادی از جمله کارایی فنی امری لازم به نظر می‌رسد. با نگاهی به مطالعات مختلفی که در زمینهٔ فاوا صورت گرفته است، مشاهده می‌شود که در مورد رابطهٔ بین فاوا با بهره‌وری و رشد اقتصادی هم در داخل کشور هم در خارج کشور مطالعات فراوانی صورت گرفته است، اما در مورد رابطهٔ بین فاوا با کارایی فنی در داخل کشور هیچ مطالعه‌ای صورت نگرفته و در خارج از کشور نیز مطالعات اندکی همچون مطالعهٔ شائو و لین (۲۰۰۱) و مطالعهٔ مشیری، غلامی و لی (۲۰۰۴) صورت گرفته لذا، مطالعهٔ حاضر با توجه به روش‌شناسی خاص خود در داخل کشور مطالعهٔ جدیدی است.

فرضیه‌ای که این مقاله به دنبال آزمون آن است عبارت است از اینکه، سرمایه‌گذاری در فاوا اثر مثبت و معناداری بر کارایی فنی کشورهای منا[2] و سازمان توسعهٔ همکاریهای اقتصادی (OECD)[3] دارد. اهداف این مقاله نیز، برآورد اثر سرمایه‌گذاری در فاوا بر کارایی فنی ـ تعریف کارایی فنی در این مقاله به شکل مفهومی عبارت است از توانایی بنگاه در به‌دست آوردن حداکثر محصول از مقدار معینی نهاده[4] ـ منطقه منا و OECD بوده و مقایسه‌ای نیز بین اثر فاوا بر کارایی فنی منطقهٔ منا با نظیر این اثر برای OECD صورت می‌گیرد، برآورد اثر فاوا بر کارایی فنی طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی[5] و روش برآورد اثرات ثابت[6] صورت می‌گیرد.

چارچوب مقاله در ادامه به این شکل است که در ابتدا به بررسی وضعیت فاوا در دو منطقهٔ منا و OECD پرداخته و سپس ضمن ارائه مبانی نظری و ادبیات تجربی بحث، به منابع داده‌ها و

---

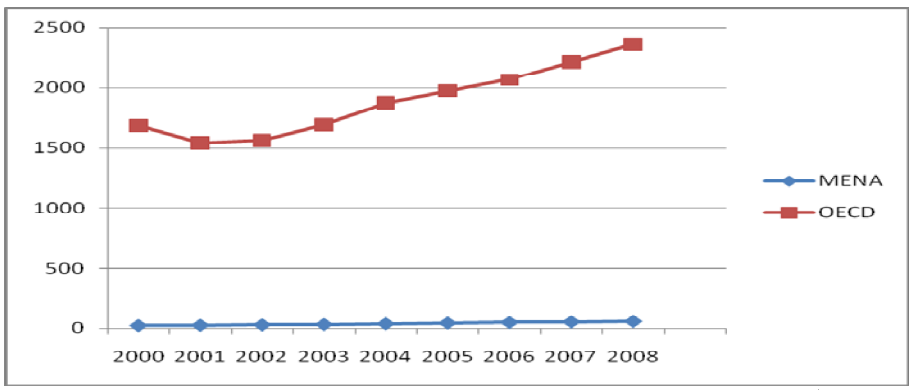
[1] Research and Development (R&D)
[2] Middle East and North Africa (MENA)
[3] Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
[4] Emami Meibodi (2000)
[5] Panel Data
[6] Fixed Effects

نحوهٔ محاسبه متغیرها اشاره کرده و در انتها ضمن بیان نتایج برآورد مدل و تفسیر مدل، نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

۲. وضعیت فاوا در کشورهای منا و OECD

نمودار ۱ نشان‌دهنده وضعیت مخارج کل فاوا در منا و OECD است. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد، کشورهای OECD نسبت به کشورهای منا، سرمایه‌گذاری در فاوا بیشتری دارند، به‌طوری که کشورهای OECD مخارج فاوا خود را از ۱۶۸۶ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۰ به ۲۳۵۹ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۸ رسانده است، یعنی در حدود ۴۰ درصد رشد داشته است. اما در مورد منا مشاهده می‌کنیم که این رقم از ۲۴/۸ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۰ به ۵۸/۵ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۸ رسیده، یعنی حدوداً ۲/۳ برابر شده است. با وجود این، منا به‌طور مطلق خیلی کمتر از OECD در زمینه فاوا سرمایه‌گذاری کرده است.

نمودار ۱. وضعیت مخارج فاوا در منا و OECD (میلیارد دلار)



مأخذ: آمار[1] WDI.

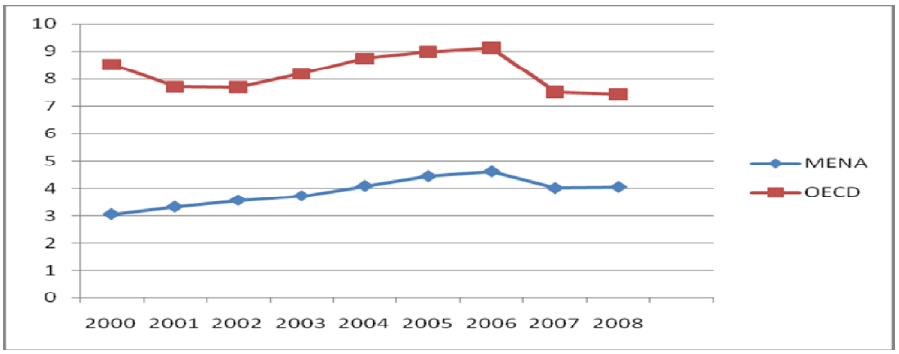
نمودار ۲ نشان‌دهندهٔ درصد تخصیص تولید ناخالص داخلی[2] به مخارج فاوا در منا و OECD است. مطابق نمودار، OECD درصد بیشتری از تولید ناخالص داخلی خود را به مخارج فاوا اختصاص داده است، چرا که OECD در سال ۲۰۰۰ چیزی در حدود ۸/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی خود را به مخارج فاوا اختصاص داده که این رقم در سال ۲۰۰۸ به ۷/۴ درصد

---

[1] World Development Indicator (WDI)
[2] Gross Domestic Production (GDP)

رسیده است. اما در مورد منا مشاهده می‌شود که در سال ۲۰۰۰ چیزی در حدود ۳/۰۵ درصد از تولید ناخالص داخلی به مخارج فاوا تخصیص یافته که این رقم در سال ۲۰۰۸ به ۴/۰۶ درصد رسیده است. لذا، برای منا روند صعودی مشاهده می‌شود اما OECD در دورهٔ ۲۰۰۰-۲۰۰۸ ابتدا با نزول و سپس با صعود روبرو بوده است. بنابراین، طبق دو نمودار ۱ و ۲ مشاهده می‌شود که فاصلهٔ بین کشورهای پیشرفته همانند OECD و کشورهای در حال توسعه همانند منا از لحاظ فاوا و سرمایه‌گذاری صورت گرفته در این زمینه زیاد بوده و همچنین منطقهٔ منا از نظر درصد تخصیص تولید ناخالص داخلی به مخارج فاوا نسبت به OECD به مراتب در وضعیت نامناسبی قرار دارد.

نمودار ۲. درصد تخصیص تولید ناخالص داخلی به مخارج فاوا (درصد)



مأخذ: آمار WDI.

۳. مبانی نظری

فاوا یک سرمایهٔ دو جانبه است از سویی، همانند اشکال دیگر سنتی سرمایه، به عنوان فناوری تولید استفاده می‌شود، (ددریک، گورباسانی و کریمر،[1] ۲۰۰۳)، یعنی کاهش قیمت سرمایه فاوا به جایگزینی نهاده فاوا با نهاده‌های دیگر و تعمیق سرمایه[2] منجر شده و به طور مستقیم رشد محصول، بهره‌وری و کارایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، فاوا ویژگیهایی همانند دانش دارد، زیرا بخشی از سرمایهٔ فاوا ـ بجز بخشهای سخت‌افزاری ـ به صورت کالای دیجیتالی[3] است. کالای دیجیتالی ویژگیهایی دارد که می‌توان آن را در زمرهٔ کالای دانش طبقه‌بندی کرد. کالای دیجیتالی مجموعه صفر و یک‌هایی است که ارزش اقتصادی داشته و بر مطلوبیت و منافع

[1] Dedrick, Gurbaxani and Kraemer
[2] Capital Deepening
[3] Digital Good

افراد در اقتصاد تأثیر می‌گذارد. به طور کلی هر چیزی را که بتوان در حافظهٔ رایانه ذخیره کرده و از طریق اینترنت قابل انتقال باشد، کالای دیجیتال گویند (کوآ،[۱] ۲۰۰۲). کالاهای دیجیتالی ویژگیهای: ۱. غیررقابتی،[۲] ۲. گسترش نامحدود،[۳] ۳. گسستگی،[۴] ۴. بی وزن[۵] و ۵. بازترکیبی را دارند.[۶] این خواص همان ویژگیهای کالای دانش هستند.

وجود ویژگیهای دانش برای کالای فاوا دو پیامد دارد: ۱. تلقی فاوا به عنوان فناوری با هدف عمومی و منبع سرریزها، ۲. اثرگذاری فاوا بر مطلوبیت مصرف‌کننده. کارایی دارای مفهوم وسیعی بوده و انواع مختلفی دارد. کارایی بیانگر این مفهوم است که یک سازمان تا چه حد از منابع خود در جهت تولید نسبت به بهترین عملکرد در مقطعی از زمان استفاده می‌کند. بررسی و مطالعهٔ کارایی به صورت مدون و نظام یافته از سوی دبرو و کوپمنس[۷] آغاز شده و فارل[۸] (۱۹۵۷) آن را ادامه داد. اساساً فارل سه نوع کارایی را مطرح کرد که عبارتند از کارایی فنی،[۹] کارایی تخصیصی (کارایی قیمت) و کارایی اقتصادی (کارایی کل). طبق تعریف فارل، کارایی فنی توانایی بنگاه در به دست آوردن حداکثر محصول از مقدار معینی نهاده است.[۱۰] با توجه به اینکه در این مقاله کارایی فنی مطالعه می‌شود، از بین پیامدهای ناشی از ویژگیهای کالای دانش بر فاوا، ایجاد مزایای خارجی[۱۱] و سرریزها توسط فاوا مد نظر قرار گرفته شده است. فاوا در کنار عوامل مکملی همچون سازماندهی و تجربهٔ مدیریتی، سازماندهی بخشی و قانونگذاری، ساختار اقتصادی، سیاستهای دولت و سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی، در طرف عرضهٔ اقتصاد به صورت سرمایه وارد شده و باعث بهبود فرآیند تولید از طریق تعمیق سرمایه (افزایش نسبت سرمایه به نیروی‌کار)، پیشرفت فناوری و کیفیت نیروی‌کار می‌شود و در نهایت، به دنبال افزایش تولید اقتصاد، افزایش کارایی فنی را در پی خواهد داشت (جهانگرد، ۱۳۸۵).

بحث دیگری که در زمینهٔ ارتباط بین کارایی و فاوا باید گفت اینکه، بر اساس تعریف کارایی (استفادهٔ بهتر از منابع در جهت حداکثرسازی تولید)، در تمامی فعالیتهایی که به نوعی با انتقال

---

[1] Quah
[2] Nonrival
[3] Infinitely Expansible
[4] Discrete
[5] Weightless
[۶] برای جزئیات بیشتر در مورد مفاهیم اشاره شده به مقالهٔ کوآ (۲۰۰۲) مراجعه شود.
[7] Debreu and Coopmans
[8] Farell
[9] Technical Efficiency
[۱۰] برای جزئیات بیشتر در مورد تعاریف انواع کارایی و تفاوت آنها با هم به جهانگرد (۲۰۰۴) مراجعه شود.
[11] Externality

اطلاعات سروکار دارند، فناوری اطلاعات به منزلهٔ بستر تسهیل‌ساز انتقال اطلاعات و به تبع آن کارایی بیشتر محسوب می‌گردد. در تجارت، در کارهای اداری و یا در خدمات مختلف نیز، این فناوری جدید به سرعت از یک موضوع حاشیه‌ای به یک نیاز اساسی در جهت فعالیتها تبدیل شده است. در تمامی فعالیتهایی که به نوعی با انتشار یا جمع‌آوری و یا عرضهٔ اطلاعات مواجه‌اند، امکان عرضهٔ خدمات به طور جدی وابسته به ارائهٔ خدمات همه‌گیرتر و آسانتر به مصرف‌کنندگان است که در حال حاضر به عنوان راهکار اصلی افزایش این ارتباط و اطلاع‌رسانی، فاوا حرف اول و اساسی را می‌زند (خوشکلام خسروشاهی، ۱۳۸۹).

۳-۱. تابع تولید مرزی تصادفی

برای بررسی اثر فاوا بر کارایی فنی، نیاز به مقادیر کارایی فنی کشورهای مورد بررسی در این مقاله است. اما همان طور که می‌دانیم مقادیر کارایی فنی را باید با روشهای خاص خود محاسبه کرد. رایج‌ترین ابزار استفاده شده برای تحلیل اندازه‌گیری کارایی فنی، تابع تولید اولیه[1] است. در در نظریهٔ نئوکلاسیکی تولید، تابع تولید اولیه، تعریف‌کنندهٔ حداکثر مقدار ممکن تولید یک بنگاه، با ترکیبی از نهاده‌ها و فناوری است. یعنی آن تابع تولید، تابع تولید مرزی است زیرا نظریهٔ نئوکلاسیکی فرض می‌کند که بنگاهها بهترین فناوری تولید را از بین فناوریهای موجود انتخاب خواهند کرد. مرز تولید بنگاه iام با بهترین فناوری تولید می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$Y_i^*=f(x_{i1},\ldots,x_{im})|T \qquad (۱)$$

Y^* و x_iها نشان‌دهندهٔ ستانده و نهاده‌های مرزی بنگاه iام هستند و T فناوری داده شده‌ای است که بین همهٔ بنگاهها مشترک است. موقعیتی که در آن بنگاه iام، تولیدکننده حداکثر ستاندهٔ ممکن خود نیست، می‌تواند ناشی از عوامل سازمانی غیرقیمتی و اقتصادی ـ اجتماعی گوناگونی باشد. تابع تولید بنگاه iام می‌تواند با توجه به عوامل غیربنگاهی اشاره شده به صورت زیر بازنویسی شود:

$$Y_i = f(x_{i1},\ldots,x_{im})e^{u_i} \qquad (۲)$$

u_i نشان‌دهندهٔ آثار ترکیبی از عوامل سازمانی و غیرقیمتی گوناگونی است که بنگاه را از تولید حداکثری خود (Y_i^*) باز می‌دارد. به عبارت دیگر، e^{u_i} منعکس‌کننده توانایی بنگاه iام برای تولید در سطح فعلی آن بنگاه در مقایسه با حداکثر تولید ممکن بنگاه است، که کارایی فنی[2]

---

[1] Primal Production Function
[2] Technical Efficiency (TE)

بنگاه iام نامیده می‌شود. مقدار و اندازه کارایی فنی به صورت زیر تعریف می‌شود (کالیراجان و شند،[1] ۱۹۹۹):

$$TE_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} \qquad (۳)$$

در این رابطه صورت کسر قابل مشاهده است اما مخرج کسر این طور نیست. لذا، اگر مخرج کسر موجود باشد، به راحتی می‌توان کارایی فنی را به دست آورد. برای محاسبهٔ کارایی فنی، دو روش (SFA) رهیافت مرزی تصادفی[2] و DEA رهیافت تحلیل پوششی داده‌ها[3] وجود دارد که با توجه به رویکرد مقاله از روش SFA استفاده می‌شود.

روش SFA برای محاسبهٔ کارایی فنی که بر مبنای تابع تولید مرزی است، در سال ۱۹۵۷ از سوی فارل ارائه شد. ساختار اساسی مدل تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر است (تابع تولید رابطهٔ ۴ در سال ۱۹۷۷ توسط دو گروه اقتصاددان به نامهای، آیگنر، لوول، اشمیت؛ موسن و ون‌دنبروک،[4] همزمان و در دو قارهٔ جهان به ادبیات اقتصادی اضافه گردید (باتسه و کوئلی،[5] ۱۹۹۸):

$$Ln(Y) = X'\beta + V - U \qquad (۴)$$

به طوری که

$$V \approx N(0, \delta_v^2)$$

$$U \approx N(0, \delta_u^2) \qquad \text{و} \qquad U = |U|$$

V جزء اخلال (تصادفی)، دارای توزیع نرمال است. U اثرهای عدم‌کارایی، دارای توزیع نیمه نرمال است. Y محصول بنگاه، X بردار نهاده‌ها و β بردار پارامترهاست. تفاضل (V-U) نامتقارن و غیرنرمال است که درجهٔ نامتقارن بودن آن بستگی به مقدار $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ دارد. در صورتی که $\lambda = 0$ باشد تابع به رگرسیون معمولی با توزیع نرمال جمله اخلال تبدیل می‌شود. انحراف نقاط مشاهده‌شده از تابع تولید مرزی به دو بخش U و V بستگی دارد که از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند.

V جمله اخلال و U عدم کارایی است. V جملهٔ اخلال معمولی و توضیح‌دهندهٔ عواملی است که خارج از حوزهٔ کنترل تولیدکننده قرار دارند، از قبیل حوادث مساعد و نامساعد خارجی (نظیر خوش‌شانسی، آب و هوا، عملکرد ماشین‌آلات)، اشتباهات اندازه‌گیری در آمارها و متغیرهای مهم

---

[1] Kalirajan and Shand
[2] Stochastic Frontier Approach (SFA)
[3] Data Envelopment Analysis (DEA)
[4] Aigner, Lovell, Schmidt-Meeuse and Van Den Broeck
[5] Battese and Coelli

که از مدل کنار گذاشته شده است. متغیرهای غیرمهمی که از مدل حذف شده‌اند، همگی در V مستتر هستند. این متغیر تصادفی (V) دارای توزیع نرمال بوده و مستقل از U است. توزیع نرمال V با توجه به ماهیت تصادفی V مورد تایید است. از طرف دیگر، U نشان‌دهنده عدم کارایی بوده و مسائلی از قبیل مهارتها و تلاش یا عدم تلاش مدیریت و کارکنان، اطلاعات منحصر به فرد یک بنگاه و محدودیتهای اطلاعاتی و غیره را در بر می‌گیرد (سو و لین،[1] ۲۰۰۱).

در مورد توزیع U نکتهٔ مهمی که باید گفت این است که عمدتاً در مطالعات تجربی برای U، توزیع‌های نرمال یک طرفه و توزیع گاما به‌کار گرفته می‌شود، البته توزیع نرمال یک طرفه از لحاظ محاسباتی نسبت به توزیع گاما مشکلات کمتری دارد. در ضمن باید اضافه کرد که در حال حاضر توزیع نیمه‌نرمال تعمیم‌یافته نیز در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد، این نوع توزیع به‌وسیلهٔ یک برش در نقطهٔ صفر توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 به دست می‌آید. اگر μ صفر باشد در نتیجه همان توزیع نیمه‌نرمال به دست خواهد آمد. انتخاب نوع توزیع برای U مهم است زیرا در آن هنگام مدل می‌تواند به وسیله روش حداکثر راستنمایی[2] در یک مرحله بر اساس فرضیات توزیع V و U تخمین زده شود.

روش حداکثر راستنمایی برای تخمین رابطهٔ ۴ مورد استفاده است، زیرا این روش تخمینهای کارامد حدی را برای بردار پارامترها (β) ارائه می‌نماید. تابع تولید مرزی که در رابطهٔ ۴ معرفی شد می‌تواند اشکال متفاوتی را داشته باشد که از جملهٔ آنها توابع کاب ـ داگلاس (CD)[3] و ترانسلوگ (TL)[4] هستند. باتسه و کوئلی در سال ۱۹۹۸ تابع تولید مرزی را برای داده‌های تابلویی ارائه دادند که همانند مدل فارل، این تابع نیز دربردارندهٔ اثرهای بنگاه[5] است. در این مدل، اثرهای بنگاه به صورت توزیع نرمال بریده شده در نظر گرفته شده‌اند که اجازه دارند تا به صورت نظام‌مند با زمان تغییر کنند. مدل ارائه شدهٔ آنها به صورت زیر است:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + V_{it} - U_{it} \qquad i = 1,...,N \qquad \text{و} \qquad t = 1,...,T \qquad (۵)$$

Y_{it} نشان‌دهنده لگاریتم تولید بنگاه iام در سال tام بوده و X_{it} نشان‌دهندهٔ بردار K×1 از لگاریتم مقادیر نهاده‌های بنگاه iام درسال tام است. V_{it} متغیر تصادفی است که دارای توزیع نرمال به صورت $V_{it} \approx N(0, \delta_V^2)$ است. در مورد U_{it} نیز باید گفت، U_{it} به شکل $U_{it} = U_i e^{-\eta(t-T)}$ تعریف شده است که در آن U_iها متغیرهای تصادفی نامنفی هستند که به

---

[1] Shao and Lin
[2] Maximum Likelihood (ML)
[3] Cobb-Douglas (CD)
[4] Translog (TL)
[5] Firm Effects

عنوان ناکارایی فنی در تولید در نظر گرفته شده و دارای توزیع نرمال بریده شده (نیمه‌نرمال)[1] در صفر از توزیع $N \approx (\mu, \delta_u^2)$ هستند. باتسه و کوئلی همچنین با فرضهایی به صورت مقابل اقدام به تخمین تابع ۵ کردند.

$$\delta^2 = \delta_U^2 + \delta_V^2 \qquad \text{و} \qquad \gamma = \frac{\delta_U^2}{\delta_U^2 + \delta_V^2}$$

رابطه ۵ را زمانی که شکل تابع $(X_{it}\ ;\beta)$ مشخص شد (مثلاً از نوع CD یا TL) و با در نظرگرفتن توزیع برای V_{it} (نرمال) وU_{it} (معمولا نیمه‌نرمال)، می‌توان با روش حداکثر راستنمایی تخمین زد. باید یادآوری کرد که تابع لگاریتم راستنمایی تابع مرزی، غیرخطی است و بنابراین حداکثر نمودن آن بدون استفاده از روش تکرار امکان‌پذیر نیست. البته کوئلی (۱۹۹۶) برای محاسبه همراه با سهولت کارایی فنی از طریق روش SFE، نرم افزاری بنام فرانتیر[2] را طراحی کرده است که به آسانی می‌توان با وارد کردن داده‌های هر نوع تابع تولیدی و به کمک تخمین از طریق روش حداکثر راستنمایی با روش تکرار، به مقادیر کارایی فنی هر یک از بنگاهها نایل شد. بر اساس مدل باتسه و کوئلی، تحمیل یکسری محدودیتهایی مانند $\eta = 0$ می‌تواند فراهم‌آورندهٔ تعدادی از موارد خاص از این مدل باشد. محدودیت $\eta = 0$، نشان‌دهندهٔ این امر است که طبق رابطه $U_{it} = U_i e^{-\eta(t-T)}$ مدل ما به صورت یک مدل بدون زمان یعنی مقطعی $(U_{it}=U_i)$ تبدیل خواهد شد. در ادامه ضمن اشاره به محاسن و معایب هر یک از روشهای SFE و DEA، روش SFE برای محاسبه مقادیر کارایی فنی در این مقاله انتخاب می‌شود. ۱. یکی از مشکلات روش مرزی تصادفی این است که در انتخاب نوع تابع و جزء اخلال و جزء ناکارایی می‌بایست فروضی را در نظر گرفت، در انتخاب فروض هم بیشتر به مطالعات انجام شده اتکا می‌شود. ولی روش DEA از فروض کمتری استفاده می‌کند و از پیچیدگیهای اقتصادسنجی به دور است. ۲. روش DEA تمام انحرافات از منحنی مرزی کارا را ناشی از ناکارایی واحدها می‌داند و آن را در جزء ناکارایی قرار می‌دهد، اما روش تحلیل مرزی تصادفی انحرافات تابع را به دو جزء ناکارایی و جزء اخلال ربط می‌دهد و به همین دلیل روش مرزی تصادفی دارای مزیت است. ۳. در روش تحلیل مرزی تصادفی، تابع تولید (هزینه) با استفاده از داده‌های تلفیقی و به کمک روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود. در روش برنامه‌ریزی خطی میزان کارایی واحدها با استفاده از داده‌های مقطعی محاسبه می‌شود. ۴. روش SFE بدان سبب روش مطلوبی قلمداد می‌شود که تعریف بهتری از ناکارایی بر پایهٔ نظریهٔ اقتصاد خرد عرضه می‌نماید. به‌عبارت دیگر،

---

[1] Truncated Distribution
[2] Frontier

روش SFE با مباحث نظریهٔ تولید در توضیح روابط بین عوامل تولید و محصولات، سازگار و منطبق است. در حالی که روش DEA بر پایهٔ نظریه‌های اقتصاد خرد قرار ندارد. ۵. از آنجا که روش مرزی تصادفی بر اساس مدل اقتصادسنجی بنا شده است، انواع آزمونها و تست‌های آماری را می‌توان به وسیلهٔ این روش انجام داد و درستی و نادرستی فرضیه‌ها را آزمون کرد، اما روش برنامه‌ریزی خطی دارای چنین توانایی نیست (امامی میبدی، ۱۳۷۹).

۴. روش انجام تحقیق

شائو[1] (۲۰۰۱) در این مقاله بررسی تأثیر فاوا بر کارایی فنی در دو مرحله صورت می‌گیرد. در مرحلهٔ اول، دو نوع تابع تولید مختلف بنامهای CD و TL را به روش SFE تخمین زده و از طریق پسماندهای حاصل از تخمین آنها، مقادیر کارایی فنی کشورهای مورد بررسی را استخراج می‌کنیم، سپس در مرحلهٔ دوم، یک رگرسیون جداگانه‌ای از اثر فاوا بر کارایی فنی را تخمین می‌زنیم (مطابق رابطه ۱۰). دلیل استفاده دو تابع تولید CD و TL برای مقاله این است که، چون تابع CD دارای یکسری محدودیتهایی مثل بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و کشش جانشینی ثابت بین نهاده‌ها است، لذا تابع TL را نیز وارد بحث می‌کنیم، تا این محدودیتها را از بین ببریم. تابع CD یکی از پر استفاده‌ترین توابع تولیدی است که در اقتصاد تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد. کاب ـ داگلاس معمولی با دو نهاده (L) و (K) می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$Y_{it} = \alpha L_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} e^{V_{it}-U_{it}} \qquad (i=1,...,N, t=1,...,T) \qquad (۶)$$

Y_{it} تولید ناخالص داخلی کشور iام در سال tام، L_{it} تعداد نیروی‌کار کشور iام در سال tام، K_{it} موجودی سرمایه کشور iام در سال tام و β_iها پارامترهای نامعلوم هستند که از تخمین مدل مشخص می‌شوند. با گرفتن لگاریتم طبیعی از معادلهٔ ۶ خواهیم داشت:

$$Ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Ln(L_{it}) + \beta_2 Ln(K_{it}) + V_{it} - U_{it} \qquad (۷)$$

خطای تصادفی رگرسیون شامل دو عبارت V_{it} و U_{it} است. خطاهای تصادفی V_{it} نشان‌دهندهٔ خطای اندازه‌گیری و سایر عوامل تصادفی مؤثر بر سطح تولید و همچنین نشان‌دهندهٔ اثرهای ترکیبی از متغیرهای نهاده‌ای تعریف نشده در مرز تولید هستند. خطاهای تصادفی V_{it} مستقل از هم بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 هستند. در مقابل، عامل پسماند U_{it} آثار رویدادهایی را که خود کشور مسبب آنها بوده است، نشان می‌دهد. ناکارایی فنی U_{it}، متغیرهای تصادفی نامنفی با توزیع نرمال بریده شده (نیمه‌نرمال) هستند. توزیع نیمه‌نرمال U_{it}

---

[1] Shao

به صورت $U_{it} \approx N(\mu_{it}, \delta_u^2)$ است. در مورد کارایی فنی می‌دانیم که به وسیلهٔ نسبت تولید مشاهده شده به مقدار تولید واقعی (روی مرز تولید) بیان می‌شود:

$$TE_{it} = \frac{Y_{it}}{f(X_{it}, \beta)\exp(V_{it})} = \exp(-U_{it}) \qquad (۸)$$

که در آن TE_{it} کارایی فنی کشورiام در سال tام بوده و X_{it} مقدار نهاده به‌کار گرفته شده توسط کشور iام در سال tام برای تولید Y_{it} است. حال فرم تابع تولید TL را که دارای انعطاف‌پذیری بیشتری است، بررسی می‌کنیم. مرز تولید تصادفی ترانسلوگ ۳ نهاده‌ای را می‌توان به صورت رابطهٔ ۹ که در زیر آمده است، نوشت:

(۹)

$$Ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Ln(L_{it}) + \beta_2 Ln(K_{it}) + \beta_3 T + \beta_4 \frac{Ln^2(L_{it})}{2} + \beta_5 \frac{Ln^2(K_{it})}{2} + \beta_6 \frac{T^2}{2} + \beta_7 Ln(L_{it})T + \beta_8 Ln(K_{it})T + \beta_9 Ln(K_{it})Ln(L_{it}) + V_{it} - U_{it}$$

همهٔ متغیرها و فرض های گفته شده در مورد V_{it} و ناکارایی فنی U_{it} برای تابع CD، در مورد تابع TL نیز برقرار است. متغیر T در معادلهٔ ۹ متغیر روند زمانی است که به عنوان تقریبی برای تغییرات فناورانه در نظر گرفته شده است. لذا، U_{it}ها درمعادلات ۷ و ۹ نامنفی هستند که بیانگر این است که $-U_{it} \le 0$ و لذا $0 \le \exp(-U_{it}) \le 1$ است که متناظر با نسبتی است که کارایی فنی را در معادله (۸) اندازه می‌گرفت. لذا این نتیجه حاصل می‌شود که، در مرحله اول بیان مدل های تحقیق، به کمک تخمین توابع مرزی تولید CD و TL، مقادیر کارایی فنی کشورهای مورد بررسی، برای تک‌تک سالهای مورد مطالعه به دست می‌آید. در مرحلهٔ دوم، به کمک نتایج به دست آمده برای کارایی فنی کشورهای مورد بررسی از مرحلهٔ اول، به دنبال بررسی اثر فاوا بر کارایی فنی کشورهای مورد بررسی هستیم. برای این منظور، مقادیر کارایی فنی $\exp(-U_{it})$ به‌دست آمده از مرحلهٔ اول را در مقابل سرمایه‌گذاری فاوا، برآورد می‌شود:

$$TE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ICT_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

در رابطه ۱۰، ICT_{it} عبارت است از کل مخارج فاوا کشور i ام در سال t ام. پس باید گفت که به کمک مراحل دوگانه گفته شده در بالا، به تبیین مدلهای مورد استفاده در این مقاله برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری در فاوا بر کارایی فنی کشورهای منا و OECD طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۸ پرداخته شد.

۵. پیشینهٔ تحقیق

در مورد تأثیر فاوا بر رشد اقتصادی و بهره‌وری، پژوهشگران مطالعات زیادی انجام داده‌اند، اما مطالعاتی که در مورد تأثیر فاوا بر کارایی فنی صورت گرفته‌اند، در سطح بنگاه، بندرت است و در سطح بین‌کشوری وجود ندارد. شائو و همکاران (۲۰۰۱) در مورد رابطهٔ بین کارایی فنی و سرمایه‌گذاری آی.تی[1] مطالعه‌ای انجام دادند، در این مطالعه که به روش داده‌هایی تابلویی برای ۵۰۰ بنگاه ایالات متحده و برای دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۹۲ صورت گرفت، آنها نشان دادند که تاثیر سرمایه‌گذاری آی.تی بر کارایی فنی مثبت و معنادار است. اولینر و سیچل[2] (۲۰۰۰) طی مطالعه‌ای که در مورد نقش آی.تی بر بهره‌وری داشته‌اند، نشان دادند که نقش آی.تی در رشد بهره‌وری در نیمهٔ دوم دههٔ ۱۹۹۰ افزایش یافته است. این دو در مطالعهٔ دیگری (۲۰۰۲) نشان دادند که هم استفاده از آی.تی و هم کاراییهای حاصل از تولید آی.تی عوامل مهمی در احیای رشد بهره‌وری در نیمهٔ دوم دههٔ۱۹۹۰بوده‌اند. مشیری، غلامی و لی (۲۰۰۴) در مقاله‌ای به بررسی رابطهٔ بین فاوا با کارایی فنی به کمک داده‌های ۲۲ صنعت تولیدی ایران طی دوره ۱۹۹۳-۱۹۹۹ پرداختند. تخمینهای کارایی با استفاده از داده‌های تابلویی، تاثیر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری فاوا بر کارایی فنی را تأیید می‌کند.

دیملیس و پاپایونو (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با استفاده از روش SFE به بررسی نقش فاوا در کاهش ناکارایی تولیدی در ۱۷ کشور OECD پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه که برای دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۵ بوده است نشان می‌دهد که فاوا دارای نقش معناداری در کاهش ناکارایی تولیدی کشورهای مورد مطالعه است. کاستیقلیون[3] (۲۰۱۱) در مطالعهٔ خود به بررسی نقش فاوا در کارایی فنی بنگاههای تولیدی ایتالیا طی دورهٔ ۱۹۹۵-۲۰۰۳ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فاوا دارای اثر مثبت و معناداری بر کارایی فنی بنگاههاست. از مطالعاتی که در بالا اشاره شد، یک نکتهٔ مهم قابل استنباط است و آن اینکه، به طور کلی همهٔ مطالعات بالا نشان می‌دهند که تأثیرگذاری فاوا بر کارایی فنی، بهره‌وری و رشد اقتصادی در طول سالهای مورد مطالعه از دو حال خارج نیست. در سالهای قبل از میانهٔ دههٔ۹۰ نتایج مطالعات نشان از بی‌تأثیر بودن یا کم تأثیر بودن آی.تی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی را دارند، اما مطالعات بعد از میانهٔ دههٔ ۹۰، نشان از تأثیرگذاری زیاد آی.تی بر کارایی، بهره‌وری و رشد اقتصادی نسبت به قبل از میانهٔ دههٔ ۹۰ دارند (اولینر و سیچل، ۲۰۰۰).

---

[1] Information Technology (IT)
[2] Oliner and Sichel
[3] Castiglione

در ایران نیز، جهانگرد (۱۳۸۳) با استفاده از داده‌های سرمایه‌گذاری ارتباطات و روش فضا ـ حالت،[1] تأثیر فاوا بر رشد اقتصادی ایران در سطح کلان در دورهٔ ۱۳۴۸-۱۳۸۰ را برآورد کرده است. نتایج برآوردها وی نشان می‌دهد این متغیر بر رشد اقتصادی ایران تأثیری ندارد. وی همچنین در پژوهش دیگری (۱۳۸۴) که در صنایع کارخانه‌ای ایران در دورهٔ ۱۳۷۹-۱۳۸۰ و به‌روش داده‌های تابلویی انجام داده، نتیجه می‌گیرد که تأثیر فناوری اطلاعات بر تولید صنعتی ایران مثبت و معنادار و کشش تولیدی آن برابر ۰/۰۳۴ است. علاوه بر آن، مشیری و جهانگرد (۲۰۰۷) در پژوهش خود که در صنایع کارخانه‌ای ایران در دورهٔ ۱۳۷۹-۱۳۸۰ و به صورت چندسطحی[2] مدلسازی شده و برآورد آن به روش دو مرحله‌ای انجام شده است، نتیجه گرفته‌اند که فناوری اطلاعات، اثرخالصی برابر ۰/۱۴ بر بهره‌وری نیروی کار دارد. رحمانی و حیاتی (۱۳۸۶) در مقالهٔ خود رابطهٔ بین سرریز فاوا و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۶۹ کشور در دوره ۱۹۹۳-۲۰۰۳ بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری داخلی در فاوا و سرریزهای بین‌المللی آن هر دو اثر مثبت و معناداری بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید هم در نمونه کشورهای توسعه یافته، هم در نمونه کشورهای در حال توسعه و هم در نمونه کل کشورها دارند. محمودزاده (۱۳۹۰) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر فاوا بر بهره‌وری نیروی‌کار در صنایع کارخانه‌ای ایران طی دورهٔ ۱۳۸۱-۱۳۸۶ و به‌روش داده‌های تلفیقی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر فاوا بر بهره‌وری نیروی‌کار در صنایع فاوابر (صنایعی که سهم فاوا در تولید، نسبت به سایر عوامل تولید بیشتر است) نسبت به سایر صنایع بیشتر است.

۶. منابع داده‌ها و نحوهٔ محاسبهٔ متغیرها

کشورهای انتخاب شده در این مقاله از منطقه منا و OECD، بر پایهٔ وجود داده‌های مورد نیاز در مقاله از جمله داده‌های فاوا در دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۸ بوده است، که از بین کشورهای منطقهٔ منا[3] فقط ۱۱ کشور و از بین کشورهای OECD[4] فقط ۱۵ کشور دارای داده‌های مربوط به مخارج فاوا بودند. در مورد دلیل انتخاب کشورهای منطقهٔ منا نکات زیر بیان می‌شود: ۱. اکثریت کشورهای واقع در این منطقه از جمله ایران، عمده درآمدهای ارزی خود را از نفت به دست می‌آورند که

---

[1] State Space
[2] Multilevel
[3] الجزایر، مصر، ایران، فلسطین اشغالی، اردن، کویت، مراکش، پاکستان، عربستان، تونس و امارات متحده عربی.
[4] بلژیک، جمهوری چک، فرانسه، مجارستان، ژاپن، کره جنوبی، مکزیک، هلند، نروژ، لهستان، اسلواکی، سوئد، ترکیه، بریتانیا و امریکا.

این اصلی‌ترین دلیل برای انتخاب کشورهای این منطقه است. ۲. تمامی کشورهای این منطقه از لحاظ موقعیت جغرافیایی در وضعیت مشابهی قرار دارند. ۳. اکثریت کشورهای منطقه منا دارای ساختار مشابه اقتصادی با یکدیگر بوده و بیشتر، اقتصادی دولت محور دارند.

در مورد دلیل انتخاب کشورهای OECD نیز باید گفت که چون اکثر کشورهای OECD کشورهای پیشرفته‌ای هستند، با انتخاب کشورهای OECD این مقاله به دنبال انجام مقایسه‌ای بین میزان اثرگذاری مخارج فاوا بر کارایی فنی OECD با منا است. در مورد متغیر فاوا لازم است توضیح داده شود که طبق گزارش سالانه ویتسا[1] مخارج کل فاوا کشورها عبارت است از مجموع مخارج صورت گرفته در زمینهٔ سخت‌افزار کامپیوتری، نرم‌افزار رایانه‌ای، خدمات رایانه و ارتباطات. داده‌های فاوا مورد استفاده در مقاله هم برای کشورهای منا و هم برای کشورهای OECD عبارتند از مخارج کل فاوا که از گزارش سالانه ویتسا گردآوری شده است. متغیرهای استفاده شده در مقاله عبارتند از: TE، تولید ناخالص داخلی، L، K، ICT و T. تولید ناخالص داخلی عبارت است از تولید ناخالص داخلی کشورها که داده‌های آن از WDI گرفته شده و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ هستند، L عبارت است از تعداد نیروی‌کار کشورها، که داده‌های این متغیر نیز از WDI گرفته شده‌اند. فاوا، مخارج کل فاوا است، که داده‌های فاوا از گزارش سالانه ویتسا گرفته شده‌اند. شایان ذکر است که ویتسا، فناوری اطلاعات را ترکیب صنایع نرم‌افزاری ماشینهای اداری، تجهیزات فرآیندسازی داده‌ها، تجهیزات ارتباطی داده‌ها و خدمات و سخت‌افزار تعریف کرده است. همچنین در اسناد این مؤسسه، فاوا، مجموع فناوری اطلاعات با تجهیزات ارتباطی و خدماتی تعریف شده است (جهانگرد، ۲۰۰۶).

T عبارت است از متغیر روند زمانی که به عنوان تقریبی برای فناوری در نظر گرفته می‌شود. داده‌های این متغیر نیز، اعداد طبیعی شروع شونده از ۱ برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-۲۰۰۸ هستند. K عبارت است از موجودی سرمایه،[2] که البته داده‌ای برای این متغیر برای کشورهای مورد بررسی موجود نیست. لذا با توجه به نبود داده‌های موجودی سرمایه برای کشورهای مورد بررسی، باید به‌صورت برآوردی داده‌های موجودی سرمایه را به دست آورد. در این مقاله داده‌های موجودی سرمایه را با استفاده از روش PIM[3] که به پیشنهاد سازمان ملل متحد در بیشتر کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد، استخراج کرده‌ایم که در ادامه به جزئیات این روش اشاره می‌شود. روش PIM برای محاسبهٔ داده‌های موجودی سرمایه به صورت $K_t = K_{t-1} + I_t - \delta K_{t-1}$ به روش

---

[1] World Information Technology and Services Alliance (WITSA)
[2] Capital Stock
[3] Perpetual Inventory Method (PIM)

بازگشتی صورت می‌گیرد، که در آن K_{t-1}، موجودی سرمایه مربوط به سال اول دورهٔ مورد بررسی است که مقدار K_{t-1} مطابق گریلیچیس و لی،[1] از رابطهٔ مقابل حاصل می‌شود:

$$K_{t-1} = \frac{I_{t-1}}{g+\delta}$$

در این روش، K_t عبارت است از موجودی سرمایه در سال t، K_{t-1} عبارت است از موجودی سرمایه در سال t-1، I_t عبارت است از انباشت سرمایه ناخالص[2] درسال t، I_{t-1} عبارت است از انباشت سرمایه ناخالص درسال t-1، δ عبارت است از نرخ استهلاک در دورهٔ مورد بررسی و g عبارت است از متوسط نرخ رشد سرمایه‌گذاری در دورهٔ مورد بررسی که از رابطهٔ $g = \sqrt[n]{\frac{f}{p}} - 1$ حاصل می‌شود. در رابطهٔ اخیر، n طول دورهٔ مورد بررسی، f انباشت سرمایهٔ ناخالص در آخر دوره و p انباشت سرمایهٔ ناخالص در ابتدای دوره است. داده‌های مربوط به انباشت سرمایهٔ ناخالص (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰) از WDI گرفته شده‌اند. در مورد δ باید گفت که طبق مطالعه‌ای که بو[3] انجام داده است، نرخ استهلاک محاسبه شده توسط وی برای کشورهای آسیایی و افریقایی چون فیلیپین، اندونزی، اردن، تونس، کنیا، مصر و غنا برابر ۱۰ درصد محاسبه شده است. در پروژه‌ای نیز که در مورد بهره‌وری در اتحادیهٔ اروپا در سال ۲۰۰۳ انجام شد،[4] نرخ استهلاک برای کشورهای اروپایی نیز ۱۰ درصد در نظر گرفته شده است. طبق مفروضات این مطالعات، نرخ استهلاک در این مطالعه ۱۰ درصد در نظر گرفته شده است (رحمانی و حیاتی، ۱۳۸۶).

۷. برآورد و تفسیر مدل

در این بخش، در ابتدا مقادیر کارایی فنی برای گروه کشورهای منا و OECD را به روش SFE و به کمک پسماندهای حاصل از تخمین دو تابع تولید CD و TL برآورد کرده (کوئلی،[5] ۱۹۹۶)، سپس به کمک مقادیر کارایی فنی حاصل شده، رابطه ۱۰ که نشان‌دهندهٔ رابطهٔ بین فاوا با کارایی فنی است، تخمین زده می‌شود. برای برآورد مقادیر کارایی فنی برای منا و OECD به کمک تابع CD، معادلهٔ ۷ را به صورت جداگانه برای دو گروه کشورهای منا و OECD با استفاده از نرم‌افزار فرونتیر تخمین زده و به کمک پسماندهای حاصل از تخمین و رابطهٔ $TE_{it} = \exp(-U_{it})$، مقادیر کارایی فنی حاصل می‌شوند. عین همین روند را برای همین دو گروه کشورها، این بار با استفاده از تابع

---

[1] Grilichis and Lee
[2] Gross Capital Formation
[3] Bu,Yisheng
[4] Euklmes (2003)
[5] Coelli

TL و تخمین رابطه ۹ انجام می‌دهیم. نتایج حاصل از تخمین توابع تولید مرزی تصادفی CD و TL (معادلات ۷ و ۹) به روش حداکثر راستنمایی در جدول ۱ آورده شده‌اند.

جدول ۱. نتایج تخمین توابع کاب ـ داگلاس (CD) و ترانسلوگ (TL) به روش حداکثر راستنمایی

لگاریتم طبیعی متغیرها	ضرایب	$CD_{(MENA)}$	t	CD_{ICT}	t	$TL_{(MENA)}$	t	TL_{ICT}	t
C	β_0	۷/۵۳ (۰/۲۹)	۲۵/۳	-۰/۳۴ (۰/۹۹)	-۰/۳۴	-۱۴/۳۲ (۰/۹۹)	-۱۴/۳۵	۶۷/۳ (۹/۱)	۷/۳
نیروی کار (L)	β_1	۰/۸۴۸* (۰/۰۷)	۴/۶۷	۰/۸۶* (۰/۸۵)	۵۰/۰۶	-۰/۱۹ (۱/۲)	-۰/۱۵	۲/۷۱* (۰/۹۸)	۲/۷
سرمایه (K)	β_2	۰/۱۶۷* (۰/۰۲)	۱۳/۷	۰/۱۶* (۰/۵۱)	۲۰/۰۱	۲/۷* (۰/۷۷)	۳/۴۵	-۵/۲* (۰/۹۰)	-۵/۸
زمان (T)	β_3	-	-	-	-	-۰/۳۸ (۰/۱۲)	-۳/۰۶	۰/۰۱۴ (۰/۰۳)	۰/۳۹
مربع نیروی کار (L^2)	β_4	-	-	-	-	۰/۴۰ (۰/۰۶)	۶/۰۴	-۰/۱۴ (۰/۰۸)	-۱/۶
مربع سرمایه (K^2)	β_5	-	-	-	-	۰/۰۵ (۰/۰۶)	۰/۸۸	۰/۲۱ (۰/۰۶)	۳/۰
مربع زمان (T^2)	β_6	-	-	-	-	-۰/۰۲ (۰/۰۰۳)	۱/۳۹	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۰۸)	۴/۸
LXT	β_7	-	-	-	-	۰/۰۲ (۰/۰۰۵)	-۳/۸۷	-۰/۰۰۰۳۸ (۰/۰۰۲)	-۰/۱۷
KXT	β_8	-	-	-	-	۰/۰۳ (۰/۰۰۴)	۶/۰۰	-۰/۰۰۰۷ (۰/۰۰۲)	-۰/۳۲
LXK	β_9	-	-	-	-	-۰/۲۳ (۰/۰۶)	-۳/۵۵	۰/۰۰۰۹ (۰/۰۷)	۰/۰۱۳
مربع δ	δ^2	۰/۲۳ (۰/۰۴)	۵/۴۴	۰/۰۸ (۰/۹۴)	۰/۰۹۲	۰/۰۵ (۰/۰۱)	۳/۰۴	۱/۵۵ (۲/۶)	۰/۵۹
گاما	γ	۰/۹۹ (۰/۰۰۲)	۴۱۷/۵	۰/۹۸ (۰/۸۵)	۱۰۱۵	۰/۹۸ (۰/۰۰۵)	۱۹۰/۰۴	۰/۹۹ (۰/۰۰۰۲)	۴۲۸۲/۶
Mu	μ	۰/۱۶ (۰/۲۱)	۰/۷۲	۰/۸۲۸ (۰/۹۹)	۰/۸۲۸	۰/۴۳ (۰/۱۴)	۲/۹۹	-۱/۴۵ (۴/۲)	-۰/۳۳
Eta	η	۰/۰۲ (۰/۰۰۳)	۶/۰۵	۰/۰۲۸ (۰/۶۲)	۰/۰۴۶	۰/۰۴ (۰/۰۰۷)	۷/۰۱	۰/۰۲۵ (۰/۰۰۳)	۸/۵

*: در سطح ۵ درصد معنادار است. اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار هستند. ضرایب δ^2 ، γ ، μ و η طبق تعریف ارائه شده در قسمت مبانی نظری هستند.

در ادامه مقاله، به برآورد اثر فاوا بر کارایی فنی طبق رابطه ۱۰ می‌پردازد. در برآورد اثر فاوا بر کارایی فنی، در مورد کارایی فنی چهار حالت وجود دارد که عبارتند از: ۱. مقادیر کارایی فنی کشورهای OECD حاصل شده از پسماندهای حاصل از تخمین تابع CD. ۲. مقادیر کارایی فنی کشورهای OECD حاصل شده از پسماندهای حاصل از تخمین تابع TL. ۳. مقادیر کارایی فنی کشورهای منا حاصل شده از پسماندهای حاصل از تخمین تابع CD ۴. مقادیر کارایی فنی کشورهای منا حاصل شده از پسماندهای حاصل از تخمین تابع TL. با توجه به این ۴ حالت، در برآورد اثر فاوا بر کارایی فنی نیز چهار حالت خواهیم داشت که نتایج برآورد رابطه ۱۰ در این چهار حالت در جدولهای ۲ و ۳ آورده شده‌اند. قبل از برآورد رابطه ۱۰، ابتدا آزمون برابری عرض از مبدأ کشورها را با استفاده از آزمون F انجام می‌دهیم. این آزمون را برای تمامی روابط برآورد شده در این مقاله محاسبه کرده‌ایم و برای تمامی آنها فرضیهٔ صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها را نمی‌توان پذیرفت. این نتایج در پایین جدولهای ۲ و ۳ آورده شده‌اند. در مرحلهٔ بعد برای تعیین روش برآورد اثر ثابت یا اثر تصادفی[1] از آزمون هاسمن[2] که مستقل بودن عرض از مبدأ از متغیرهای توضیحی را مشخص می‌کند، استفاده شده است (گرین،[3] ۲۰۰۲). اگر عرض از مبدأ با متغیرهای توضیحی همبستگی نداشته باشد، اثر ثابت سازگار ولی اثر تصادفی ناسازگار خواهد بود. نتایج آزمون هاسمن در پایین جدولهای ۲ و ۳ نشان می‌دهد که در تمامی معادلات مورد برآورد، روش اثر ثابت می‌تواند استفاده شود.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل اثر فاوا بر کارایی فنی برای دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۸، درحالت محاسبه مقادیر کارایی فنی از پسماندهای حاصل از تخمین تابع کاب ـ داگلاس

$TE_{(CD)}$	OECD	منا
ICT	۰/۰۹۸* (۰/۰۱۶۰۴)	۰/۰۳* (۰/۰۰۹۷)
R^2-	۰/۹۹	۰/۹۹
آزمون-F	۴۳۶/۵۴۸	۲۸۹۶/۸۳۳
آزمون هاسمن	۱۵/۷۶۶۹	۲۰/۷۶۶۹

توضیحات: اعداد داخل پرانتز خطای معیار است. *: معنادار در سطح ۵ درصد. آزمون هاسمن که توزیع کای- دو با K-1 درجه آزادی دارد، در سطح ۵ درصد معنادار است.

---

[1] Random Effects
[2] Hausman Test
[3] Green

جدول ۳. نتایج برآورد مدل اثر فاوا بر کارایی فنی برای دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۸، درحالت محاسبه مقادیر کارایی فنی از پسماندهای حاصل از تخمین تابع ترانسلوگ

$TE_{(TL)}$	OECD	منا
ICT	۰/۲۰* (۰/۰۱۴۰۱۴)	۰/۰۸* (۰/۰۲۳۸۴۵)
R^{-2}	۰/۹۹	۰/۹۹
آزمون-F	۲۲۱۸/۱۳۵	۵۸۴/۰۹۲۵
آزمون هاسمن	۱۳/۵۹۳۹	۹/۵۹۲۹

توضیحات: اعداد داخل پرانتز خطای معیار است. *: معنادار در سطح ۵ درصد است. آزمون هاسمن که توزیع کای-دو با K-1 درجه آزادی دارد.

ستون اول جدول ۲ ضریب ۰/۰۹ را برای فاوا نشان می‌دهد که مثبت و معنادار بوده و بیانگر این است که افزایش سرمایه‌گذاری در فاوا به میزان یک میلیارد دلار توسط کشورهای OECD، کارایی فنی OECD را به میزان ۰/۰۹ افزایش می‌دهد. ستون دوم جدول ۲ نشان‌دهندهٔ ضریب ۰/۰۳ برای فاوا بوده که مثبت و معنادار است. ستون اول جدول ۳ ضریب ۰/۲ برای فاوا نشان می‌دهد که مثبت و معنادار بوده و بیانگر این است که افزایش سرمایه‌گذاری در فاوا به میزان یک میلیارد دلار توسط کشورهای OECD، کارایی فنی OECD را به میزان ۰/۲افزایش می‌دهد. تفاوت عدد ۰/۲ در این حال برای OECD با عدد ۰/۰۹ برای OECD در قبل، بیانگر این است که تخمین رابطه ۱۰ به کمک مقادیر کارایی فنی حاصل شده از پسماندهای حاصل از تخمین تابع TL، ضریب فاوا به مراتب بزرگتری را نسبت به حالتی ارائه می‌دهد که مقادیر کارایی فنی از پسماندهای حاصل از تخمین تابع CD حاصل می‌شوند. که دلیل این امر محدود نبودن تابع TL به بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و کشش جانشینی ثابت بین نهاده‌هاست. ستون دوم جدول ۳ نشان‌دهندهٔ ضریب ۰/۰۸ برای فاوا بوده که مثبت و معنادار است.

همان طور که در ادبیات تجربی اشاره شد، هیچ مطالعه بین‌کشوری وجود ندارد که مستقیماً به مطالعه اثر سرمایه‌گذاری در فاوا بر کارایی فنی پرداخته باشد، اما با توجه به ارتباط نزدیکی که بین کارایی فنی و بهره‌وری وجود دارد ـ تغییرات فناورانه × تغییرات کارایی فنی = تغییرات بهره‌وری کل (امامی میبدی، ۱۳۷۹)، می‌توان با فرض فناوری ثابت نتیجه گرفت که نتایج حاصل از برآورد رابطه ۱۰ در جدولهای ۲ و ۳ با مطالعات تجربی از قبیل (اولینر و سیچل، ۲۰۰۰) که رابطهٔ بین فاوا و بهره‌وری را مثبت و معنادار برآورد کرده‌اند، منطبق است. همان طور که جدولهای ۲ و ۳ نشان می‌دهند، ضریب فاوا در حالت کارایی فنی حاصل از تابع CD (جدول

۲) از ضریب فاوا در حالت کارایی فنی حاصل شده از TL (جدول ۳) کمتر است، که دلیل این امر مربوط به خواص تابع CD، مبنی بر بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و کشش جانشینی ثابت بین نهاده‌هاست. با توجه به اینکه کشش جانشینی خاصیتی است که نیاز به اثبات ندارد، لذا، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس برای تابع CD باید ثابت شود. در ادامه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تابع CD را برای داده‌های کشورهای منا ثابت می‌کنیم و درست به همین شکل، برای داده‌های کشورهای OECD نیز بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تابع CD ثابت می‌شود.

در تابع تولید کاب ـ داگلاس که به صورت رابطهٔ ۷ در قسمت بیان مدلهای تحقیق به آن اشاره شد، برای اثبات بازدهی ثابت نسبت به مقیاس این تابع به کمک داده‌های کشورهای منا، باید فرضیهٔ صفر به صورت $\beta_1+\beta_2=1$ را مورد آزمون قرار داد. با توجه به نتایج تخمین تابع تولید کاب ـ داگلاس با استفاده از داده‌های کشورهای منا، برای Ln(L) و Ln(K) به ترتیب ضرایب ۰/۸۴۸ و ۰/۱۶۷ حاصل شده است (جدول ۲). با توجه به اینکه فرضیهٔ صفر در آزمون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس بصورت $\beta_1+\beta_2=1$ است، بنابراین، با محاسبهٔ آماره t به صورت $t=\frac{(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2)-1}{Se(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2)}$ ، مقدار ۰/۱۷ برای این آماره حاصل می‌شود که از آماره t جدول که برابر ۲/۳۶ است، کوچکتر بوده و لذا، فرضیهٔ صفر با سطح معناداری ۰/۰۵ رد نشده و برای تابع تولید کاب ـ داگلاس بازدهی ثابت نسبت به مقیاس رد نمی‌شود. همان طور که از جدولهای ۲ و ۳ بر می‌آید، ضریب فاوا برای گروه کشورهای OECD از نظیر این ضریب برای گروه کشورهای منا بیشتر است، که این امر ناشی از این است که کشورهای OECD درصد بیشتری از تولید ناخالص داخلی خود را برای سرمایه‌گذاری در فاوا اختصاص می‌دهند (بخش ۲ همین مقاله). اما موضوع اینجاست که افزایش سرمایه‌گذاری در فاوا تنها دلیل ایجاد تفاوت در کارایی فنی کشورهای OECD و کشورهای منا نیست. فناوری به نوبهٔ خود نمی‌تواند مشکلات پیش روی کشورهای در حال توسعه (همانند کشورهای منا) برای حل مسائل توسعه‌ای آنها را حل نماید. فناوری تنها یک فرصت است، فرصتی که در اختیار این کشورها قرار می‌گیرد تا با ایجاد عوامل مکمل مناسب با فناوریهای جدید، بتوانند شکاف موجود بین خود وکشورهای پیشرفته (همانند کشورهای OECD) را کاهش دهند. این در شرایطی است که زیرساختهای مناسب برای جذب منافع موجود درفناوریهای جدید در کشورهای در حال توسعه اندک است (پاجولا، ۲۰۰۲).

۸. نتیجه‌گیری

انقلاب فاوا از نیمهٔ دوم قرن بیستم به بعد به وقوع پیوست. اهمیت این مسئله تا حدی بوده است که در مدلهای رشد و توابع تولید نیم قرن اخیر متغیر فاوا به عنوان یک جزء اثرگذار مورد

توجه قرار گرفته است. مطالعات بسیاری بویژه در کشورهای توسعه یافته اثر مستقیم فاوا را بر رشد محصول، رشد بهره‌وری (در سطح بنگاه و بین‌کشوری) تأیید کرده‌اند. مطالعات اندکی نیز اثر مستقیم فاوا را بر کارایی فنی (درسطح بنگاه و بین‌کشوری) تأیید کرده‌اند. با توجه به اینکه مطالعات بسیار اندکی در مورد تأثیر فاوا بر کارایی فنی به صورت بین‌کشوری وجود دارد، لذا در این مقاله، اثر فاوا بر کارایی فنی کشورهای منا و OECD بررسی شد. فاوا، برای رشد اقتصادی، رشد بهره‌وری و کارایی فنی ضروری بوده (بساتی و همکاران،[1] ۲۰۰۳). و برای گسترش ظرفیت تولیدی کشورها در تمامی بخش‌های اقتصاد لازم است، چرا که کشورها را به اقتصاد جهانی متصل کرده و رقابت‌مندی[2] را تضمین می‌کند. فاوا در اقتصاد، هم در طرف عرضه و هم در طرف تقاضا تأثیر می‌گذارد. در طرف تقاضا، از طریق تابع مطلوبیت بر رفتار اقتصادی مصرف‌کننده اثر می‌گذارد و در طرف عرضه، بر رفتار تولید کننده اثر می‌گذارد (ددریک و همکاران، ۲۰۰۳).

در این مقاله با توجه به هدف آن تنها به طرف عرضه پرداخته شد. نتایج برآورد مدل، یافته‌های تجربی پژوهشگران را تأیید می‌کند، زیرا در این مقاله، برآورد مثبت و معنادار اثر سرمایه‌گذاری در فاوا بر کارایی فنی حاصل شده از هر دوی پسماندهای حاصل از تخمین توابع CD و TL، برای هر دو گروه کشورهای منا و OECD مورد تأیید قرار گرفته است. همان طور که از نتایج برآورد رابطه ۱۰ در جدولهای ۲ و ۳ ملاحظه می‌شود، اثر فاوا بر کارایی فنی در OECD نسبت به منا بیشتر است، که شاید بتوان دلیل آن را به ۱. تخصیص درصد بیشتری از تولید ناخالص داخلی توسط OECD به مخارج فاوا نسبت به منا ۲. وجود زیرساختهای مناسب اقتصادی، اجتماعی و اطلاعاتی کشورهای OECD نسبت به منا، ۳. نبود زیرساختهای مناسب برای جذب منافع حاصل از فاوا برکارایی فنی در کشورهای منا نسبت داد. در واقع، با اینکه فاوا یکی از عناصری است که کشورها را در رشد کارایی فنی یاری می‌رساند، اما نکته‌ای که باید به آن توجه داشته باشیم این است که فاوا خود به تنهایی عامل توسعه نیست، بلکه عاملی مکمل در کنار سایر عوامل است.

در مورد کشورهای منا باید گفت که این کشورها به دو دلیل می‌توانند از منافع فاوا بهره‌مند شوند. اول اینکه، بدون صرف هزینه‌های اولیهٔ لازم برای یادگیری و تجربه‌اندوزی، از تجربه‌های کشورهای توسعه یافته (OECD) بهره‌مند می‌شوند. دوم اینکه، می‌توانند به آخرین دستاوردهای فناورانه دست یابند، بدون اینکه لازم باشد مشکلات و هزینه‌های ناشی از سرمایه‌گذاری از دست رفته در فناوری منسوخ شده را بپردازند. با توجه به تجارب کشورهایی چون امریکا که بسیاری وجود محیط‌های رقابتی و تشویق‌انگیز برای ابداعات را مهمترین عامل در جذب منافع حاصل از

---

[1] Becchetti et al.
[2] Competitiveness

فاوا می‌دانند، همین‌طور با مرور تجارب دیگر کشورهای درحال توسعه که اکنون در زمینهٔ فاوا موفق هستند (از جمله برزیل، استونی، مالزی و کاستاریکا) می‌توان ادعا کرد که علاوه بر افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ فاوا، افزایش سهم بخش غیردولتی در توسعهٔ فاوا، جلوگیری از شکل‌گیری انحصارات جدید و تضمین فضای رقابتی سالم در بخش فاوا، عواملی همچون توسعه سرمایه‌های انسانی در جهت استفادهٔ بهینه از سرمایهٔ فاوا، توسعهٔ فرهنگ فاوا، افزایش سطح سواد کاربری اطلاعات و ارتباطات در سطح جامعه و پیشگامی دولت در زمینهٔ به کارگیری فناوری اطلاعات نیز کشورهای در حال توسعه‌ای همانند کشورهای منا را در جذب حداکثر منافع فاوا یاری خواهند رساند.

در مورد اهمیت مقاله برای ایران باید گفت که ایران جزوی از منطقهٔ منا است که هم از نظر مخارج فاوا و هم از نظر اثرگذاری مخارج فاوا بر کارایی فنی به مراتب پایین‌تر از منطقهٔ پیشرفته‌ای همچون OECD قرار دارد. لذا، جا دارد که ایران به عنوان کشوری اثرگذار در منطقه و همچنین دیگر کشورهای منطقه در زمینهٔ مخارج فاوا و فرآهم آوردن زیرساختهای لازم برای تأثیرگذاری حداکثری مخارج صورت گرفته در فاوا بر رشد بهره‌وری وکارایی فنی، اقدامات لازم را انجام دهند تا اختلاف بین دو منطقه بیش از این افزایش نیابد و حتی کاهش یابد. با توجه به مباحث مطرح شده در متن مقاله ملاحظه شد که، منطقهٔ منا از نظر مخارج فاوا و درصد تخصیص تولید ناخالص داخلی به مخارج فاوا نسبت به OECD به مراتب در وضعیت نامناسبی قرار دارد. بنابراین، توصیه می‌شود که کشورهای منطقه منا برای سرمایه‌گذاری در فاوا به عنوان یکی از عوامل اصلی رشد کارایی و بهره‌وری، تلاش بیشتری را به کار گیرند.

مآخذ

Becchetti, L., Paganetto, L., & London Bedoya, D. A. (2003). ICT investment, productivity and efficiency: Evidence at firm level using a stochastic frontier approach. *Journal of Productivity Analysis*, 20(2), 143-167.

Bu, Y. (2006). Fixed capital stock depreciation in developing countries: Some evidence from firm level data, *The Journal of Development Studies*, 42(5), 881–901.

Castiglione, C. (2011). Technical efficiency and ICT investment in Italian manufacturing firms. *Applied Economics*, 44(14), 1749-1763.

Coelli, T. (1996). A guide to frontier version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation, CEPA, working papers, 7/96.

Coelli, T., Rao, D. S. P., & Battese, G. E. (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Kluwer Academic, Norwell, MA.

Dedrick, J., Vijay G., & Kenneth, L. K. (2003). *Information technology and economic performance: A critical review of the empirical evidence*, Center for Research on Information Technology and Organizations, University of California, Irvine.

Demilis, S. P., & Papaioannou, S. K. (2007). Information technology as a factor of economic development: Evidence from developed countries, *Econ. Innov.*, New Techn., (16)3, 179-194.

Dimelis, S., & Papaioannou, S. (2010). The role of ICT in reducing inefficiencies: A stochastic production frontier study across OECD Countries, *Working Paper482*.

Green, W. H. (2002). *Econometric Analysis*,Macmillan, New York.

Emami Meibodi, A. (2000) *Principles of efficiency and productivity measurement.* Institute of Business Research. Tehran (in Persian).

EU KLEMS Project (2003). Productivity in the European Union: A comparative industry approach, Retrieved from http://www.euklmes.net.

Gujarati, D. (2004). *Basic econometrics*, The McGraw-Hill.

Jahangard, S. (2006). *Economic of information and communication technology*. Institute of Business Research, Tehran (in Persian).

Jahangard, S. (2004). *The effect of ICT on economic growth and productivity of manufacturing industries in Iran*, Ph. D. Thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaie University (in Persian).

Jahangard, S. (2005). The effect of information technology on the production of manufacturing industries in Iran, *Journal of Iranian Economic Research*, 25, 83-107 (in Persian).

Kalirajan, K. P., & Shand, R. T. (1999). Frontier production functions and technical efficiency measures, *Journal of Economic Surveys*, 13(2), 149-172.

Khoshkalam Khosroshahi, M. (2009). *The impact of information and communication technology on technical efficiency in a group of MENA countries*, M. A. Thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaie University, (in Persian).

Mahmoodzade, M. (2011). The effect of ICT on labor productivity in Iranian manufacturing firms: 2002-2007. *Journal of Modern Trade and Economics*, 17 & 18, 1-22, (in Persian).

Moshiri. S., & Jahangard, E. (2007). ICT Impact on the labor productivity in the Iranian manufacturing industries; A multilevel analysis. *Iranian Economic Review*, Vol. 12, No. 18, PP. 212-142.

Moshiri, S., Gholami, R., & Lee, S. (2004). ICT and productivity of the manufacturing industries in Iran. *EJISDC*, 4,1-19.

Oliner, S. D., & Sichel, D. E. (2000). The resurgence of growth in late 1990s: Is information technology the story?, *Journal of Economic Perspectives*,14(4), 3-22.

Pohjola, M. (2002). The new economy: Facts, impacts and policies, *Information Economics and Policy*, 14(2), 133–44.

Quah, D. (2002). *Digital goods and the new economy*, Center for economic performance, London School of Economics and Science.

Rahmani, T., & Hayati, S. (2007). Effects of ICT on the growth of total factor productivity: The national study. *Journal of Iranian Economic Research*, 33, 25-51, (in Persian).

Sadeghian, M. (2006). *The effect of foreign direct investment and ICT on economic growth (with Emphasis on Iran)*, MA Thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaie University (in Persian).

Shao, B. B. M., & Lin, W. T. (2001). Measuring the value of information technology in software efficiency with stochastic production frontiers. *Information and Software Technology*, 43, 447–456.

WITSA (World Information Technology and Services Alliance).

World Bank (2010). *World Development Indicators*. Washington, DC, World Bank.

This document was created with Win2PDF available at http://www.daneprairie.com.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.