

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال هفتم / شماره ۲۵ / زمستان ۱۳۸۴ / صفحات ۸۳-۱۰۷

اثر فن آوری اطلاعات (IT) بر تولید صنایع کارخانه‌ای ایران^۱

دکتر اسفندیار جهانگرد*

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۱۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۴/۷

چکیده

در این مطالعه به برآورد کشش تولید فن آوری اطلاعات در صنایع کارخانه‌ای می‌پردازیم. به طور کلی، روش‌های محاسبه کشش‌های تولید در ادبیات تجربی علم اقتصاد بیشتر از طریق توابع تولید صریح انجام شده است. مطالعات اخیر با به‌کارگیری توابع تولید کاب - داگلاس و یا کاب - داگلاس تعمیم یافته به بررسی و تحلیل تأثیر فن آوری اطلاعات بر بهره‌وری و تولید در سطح بخش و بنگاه نمودند. در این مطالعه نیز، با الهام از مطالعات مذکور اقدام به تخمین تابع تولید با لحاظ عامل فن آوری اطلاعات در ایران در سطح صنایع کارخانه‌ای نمودیم. بدین منظور از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر کارکن در سطح کدهای ISIC چهار رقمی مرکز آمار ایران در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۹ و روش الگوسازی داده‌های تلفیقی (Panel Data) استفاده نموده و کشش سرمایه فن آوری اطلاعات را استخراج نمودیم. مطالعه در این سطح در ایران نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات تولید را افزایش می‌دهد، اما میزان تأثیر آن همانند کشورهای توسعه یافته قوی نیست.

طبقه‌بندی JEL : O33 ، O47

واژگان کلیدی: فن آوری اطلاعات (IT)، تابع تولید، الگوی داده‌های تلفیقی، صنایع کارخانه‌ای ایران

۱. مقاله حاضر از رساله دکتری نویسنده اخذ شده که مورد حمایت مالی مرکز تحقیقات مخابرات ایران بوده است. نویسنده از دکتر سعید مشیری، دکتر مسعود نیلی، دکتر محمدمهدی بهکیش و دکتر بهروز هادی زنونز، به دلیل نقطه نظرات ارزنده و مفید که در بهبود رساله اینجانب مؤثر بوده است تشکر و قدردانی می‌نماید.

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

e-mail: ejahangard@gmail.com

مقدمه

هدف این مقاله، بررسی و تحلیل نقش فن آوری اطلاعات در تولید صنعت است. فن آوری یکی از عوامل اساسی پیشرفت اقتصاد در چند قرن اخیر است که نقش انکارناپذیری در بهبود و رشد تولید داشته است. شواهد نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در بخش فن آوری اطلاعات، میانگین بازدهی بالا در سطح بنگاه و بخش دارد و همچنین اینکه بازدهی مربوط به فن آوری اطلاعات بسیار زودتر از موج بهره‌وری در اواخر دهه ۱۹۹۰ در دنیا آشکار بوده است. اما اگرچه میانگین بازدهی فن آوری اطلاعات بالا است، ولی شواهدی دال بر وجود واریانس (اختلاف) زیادی در بین بنگاهها وجود دارد و بیشترین اختلافها می‌تواند ناشی از سرمایه‌گذاری در داراییهای مکمل سرمایه‌گذاری در فن آوری اطلاعات باشد.

در این زمینه علی‌رغم تردیدهای اولیه، پس از یک دهه مطالعه در سطوح بنگاه و بخش (خرد) و کشور (کلان)، اکنون تقریباً روشن شده است که سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات بر بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی تأثیر مثبت و قابل ملاحظه ای دارد.

مطالعات دهه ۱۹۸۰ ارتباطی بین سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و بهره‌وری اقتصاد امریکا نیافتند و این موضوع عنوان معمّای بهره‌وری^۱ را به خود گرفت. در دهه ۱۹۸۰، بیشتر مطالعات رابطه (همبستگی) منفی بین بهره‌وری در سطح اقتصاد و بهره‌وری نیروی کار بخش اطلاعات را گزارش کردند. همچنین، برخی برآوردهای اقتصادسنجی دلالت بر بهره‌وری پایین سرمایه فن آوری اطلاعات در صنایع مختلف کارخانه ای و صنایع خدماتی داشتند. در دهه ۱۹۹۰، پژوهشگران به رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و معیارهای مختلف عملکرد اقتصادی پی بردند.

بدین منظور هدف این مقاله، بررسی و تحلیل نقش فن آوری اطلاعات در تولید صنایع کارخانه‌ای ایران از طریق الگوی داده‌های تلفیقی است. در این خصوص از آمار گارگاههای صنعتی بالای ده نفر کارکن مرکز آمار ایران برای سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۰ استفاده شده و کسش عوامل مختلف تولید صنایع کارخانه‌ای از جمله نهاده فن آوری اطلاعات استخراج شده است.

۱. مبانی نظری

ادبیات و مطالعات انجام‌شده در زمینه بهره‌وری، تولید و تأثیر آن بر اقتصاد شامل دو رویکرد کلی است. به منظور درک بهتر این بحث، مفید است که آن را با توضیح نقش فن آوری اطلاعات به عنوان یک عامل تولید آغاز کنیم. برای این امر یک رویکرد مدل‌سازی، الگوی حسابداری رشد یک اقتصاد یا یک بخش است. این رویکرد سعی در مرتبط ساختن بازده یک اقتصاد یا بخش با عوامل تولید، براساس فروض مشخص درباره ماهیت تولید دارد. نهاده‌هایی که معمولاً در این روش گنجانده می‌شوند، شامل

1. productivity paradox

نیروی کار و سرمایه است که سرمایه خود شامل سرمایه فن‌آوری اطلاعات (IT) و سرمایه فیزیکی یا غیر فن‌آوری اطلاعات (Non-IT) است.

رویکرد دیگر معطوف به اقتصاد تولید^۱ است، که در این رویکرد تابع تولید مشخصی برای مدل‌سازی فرایند تولید انتخاب می‌شود و معمولاً در مطالعات سطح بنگاه بیشتر به کار می‌رود. به طور مشخص، افزایش سطح نهاده‌ها یکی از عوامل افزایش ستانده است. به عبارت دیگر، یک دلیل افزایش ستانده می‌تواند به دلیل افزایش ساعات نیروی کار با این توضیح باشد که اثری روی بهره‌وری نیروی کار نداشته باشد.

افزایش تولید و بهره‌وری نیروی کار معمولاً از سه طریق ایجاد می‌گردد. عامل اول، از طریق افزایش سطح سرمایه به کار رفته برای واحد نیروی کار است، که اصطلاحاً "تعمیق سرمایه"^۲ نامیده می‌شود. عامل دوم، رشد تولید و بهره‌وری نیروی کار، بهبود در کیفیت نهاده‌ها و به طور خاص نیروی کار است که در نتیجه آموزش و پرورش اتفاق می‌افتد. عامل سوم، رشد تولید و بهره‌وری نیروی کار، "رشد بهره‌وری چند عاملی (MFP)"^۳ است که باقی‌مانده رشدی است که از طریق دو عامل سرمایه و نیروی کار قابل محاسبه نیست. افزایش در این عامل بدین مفهوم ضمنی است که شیوه‌های تولید و یا کیفیت تولید بهبود یافته و امکان دست‌یابی به سطوح بالاتر ستانده در همان سطح از نهاده‌ها را فراهم می‌سازد. بهبود در فرایندهای تولید می‌تواند به دلایل مختلفی رخ دهد. تحقیق و توسعه (R&D) بر روی تولیدات و فن‌آوری فرایند تولید، می‌تواند دلیل افزایش MFP به حساب آید. (Gilchrist et al. 2001)

در تحلیل‌های اقتصادی به این نکته باید توجه نمود که بازدهی سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات در دو سطح کلان^۴ (از قبیل کل اقتصاد) و خرد^۵ (از قبیل بنگاه) کاملاً متفاوت است و تجمیع^۶ نتایج سطح بنگاه، ممکن است منجر به درک نادرست ساختار بازده‌ها شود، چرا که تجمیع اطلاعات می‌تواند عوامل مختص بنگاه را همانند کیفیت مدیریت و همچنین این واقعیت را که بازده‌ها برای یک بنگاه ممکن است نشان‌دهنده بازده‌های پایین‌تر نسبت به بنگاه‌های رقیب باشد، پنهان سازد. در کل، سازوکارهایی که بازده با آنها محقق می‌شوند، مشابه آنهایی است که افزایش‌های بالقوه در بهره‌وری نیروی کار و MFP در آنها در مرکز عایداتی است که هم به بنگاه و هم به کل اقتصاد تعلق می‌گیرد.

به طور کلی، سرمایه‌گذاری در فن‌آوری اطلاعات بازدهی بالاتری نسبت به بازده‌های عادی نشان می‌دهد. این مسئله می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد. یکی از دلایل این است که، سرمایه‌گذاری

1. production economics
2. capital deepening
3. multi factor productivity
4. aggregate
5. disaggregate
6. aggregation

فن آوری اطلاعات ممکن است پرخطرتر از سایر سرمایه‌گذاریها باشد. این امر چنین پیشنهاد می‌کند که لازم است بازدهها برای جبران خطرات اضافی بیشتر باشد. در فن آوری جدیدتر، پیچیده و دائماً در حال رشد و تکامل، تجربه کمتری برای هدایت مدیریت این سرمایه‌گذاریها در دسترس و خطرات بیشتر است. دوم اینکه، ممکن است هزینه‌های تعدیل در مورد سرمایه‌گذاری وجود داشته باشد. بدین مفهوم که برای بنگاهها ورود و به کارگیری ابداعات فن آوری اطلاعات سخت و پرهزینه است. با قیمتهای کاهنده فن آوری اطلاعات، سطح بهینه سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و موجودی سرمایه‌ای با نرخ یکنواخت افزایش می‌یابد. به هر حال، بنگاهها با هزینه‌های واقعی، تأخیرات مربوط به طول دوره توسعه نرم‌افزار، منسوخ شدن سیستمهای قدیمی و تحول در تجربه مواجه هستند که پیشنهاد می‌دهد بنگاهها ممکن است به این سطح بهینه در کوتاه‌مدت دست نیابند (Dedrick et al, 2003).

سرانجام اینکه، سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات یک ضرورت استراتژیک است و نه یک منفعت رقابتی. در این باره کلمنز (Clemons, 1991)، بحث می‌کند که فن آوری اطلاعات یک ضرورت استراتژیک شده است، و یک منبع سود رقابتی نیست، همان‌گونه که سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات لزوماً موانع ورود به بازار و یا سایر منابع مزیت‌های رقابتی پایدار را ایجاد نمی‌کند. در بازارهای رقابتی، ممکن است تفاوت اندکی در منافع احتمالی بنگاهها موجود باشد، همان‌گونه که ممکن است شکست سرمایه‌گذاری آنها به سادگی ناپدید شود و شکست نخورده‌ها ممکن است سطوح بسیار مشابهی از سوددهی داشته باشند. در نتیجه، به سختی می‌توان گفت بازدههای فزاینده که در مطالعات سطح بنگاه پیدا شده بدین معنی ضمنی است که بنگاهها به طور منظم دنبال سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات هستند، یا اینکه مدیران به طور غیرعقلایی عمل می‌کنند. بنگاهها زمانی سرمایه‌گذاری می‌کنند که خالص بازدهی برای پوشاندن هزینه تعدیل ریسک سرمایه کافی باشد. از طرف دیگر، این حقیقت که بنگاهها به شدت سرمایه‌گذاریهایشان در فن آوری اطلاعات را در سالهای اخیر افزایش داده‌اند، روشن می‌کند که مدیران ارزش سرمایه فن آوری اطلاعات را تشخیص داده و سازگار با آن عکس‌العمل نشان داده‌اند (Dedrick et al, 2003).

در متون علمی و مطالعات نظری که تاکنون برای بررسی نقش بهره‌وری در تولید انجام شده، شاخصهای خود را از توابع تولید ضمنی^۱ یا تئوری توزیع^۲ و یا از توابع تولید صریح^۳ استخراج نموده‌اند. در این زمینه یا به تخمین و تغییر کششهای عوامل تولید می‌پردازند و یا به طور مستقیم تأثیر عوامل تولید را بر بهره‌وری تولید ارزیابی می‌کنند.

در این خصوص فن آوری اطلاعات در اقتصاد در طرف عرضه از طریق تابع تولید بر عملکرد اقتصاد تأثیر می‌گذارد. اگر A مبین کالاهای دیجیتالی (فن آوری اطلاعات) باشد، A هم در مصرف و هم در

1. implicit production function
2. distribution theory
3. explicit production function

تولید نقش دارد. در این ساختار اقتصادی جدید کالاهای فن‌آوری اطلاعات همانند ساختار سنتی در طرف عرضه همانند یک نهاد به تولید اقتصادی کمک می‌کنند (Quah, 2003). در این مطالعه، به دلیل تمرکز بر اثر فن‌آوری اطلاعات بر بهره‌وری نیروی کار تنها به طرف عرضه می‌پردازیم. در روش تابع تولید صریح با معرفی نوع تابع تولید، پارامترهای این تابع برآورد می‌گردد که معرف بهره‌وری است. در اینجا از یک تابع تولید به گونه‌ای که موجودی سرمایه (به غیر از فن‌آوری اطلاعات)، نیروی کار شاغل و موجودی سرمایه فن‌آوری اطلاعات عوامل تولید هستند، استفاده می‌شود. برای تخمین کششهای نهاد، نیاز به معرفی فرم تابع تولید است.

$$Y = F(K, IT, N) \quad (1)$$

که در آن، Y تولید واقعی، K موجودی سرمایه غیر از فن‌آوری اطلاعات، N نیروی کار شاغل، IT فن‌آوری اطلاعات است. کشش تولیدی هر یک از عوامل مانند فن‌آوری اطلاعات از طریق $\partial \ln Y / \partial \ln IT = \varepsilon_{IT}$ به دست می‌آید و نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در نهاد فن‌آوری اطلاعات چند درصد تولید افزایش می‌یابد. تولید نهایی نهاد فن‌آوری اطلاعات نیز f_{it} میزان افزایش ارزش افزوده سالانه ناشی از افزایش در نهاد فن‌آوری اطلاعات را نشان می‌دهد و برابر است با $f_{it} = \varepsilon_{it} \cdot Y / IT$. برای تخمین کششهای نهاد، نیاز به معرفی فرم تابع تولید است. مطالعه در این زمینه ابتدا با استفاده از توابع تولید کاب - داگلاس به دلیل ماهیت و خاصیت جانشینی فن‌آوری اطلاعات به جای نیروی کار و برخی عوامل دیگر انجام یافته است. اما مطابق نظر دوان و مین (Dewan and Min (1997)) و همچنین هیت و اسنیر (Hitt and Snir (1999)) شکل تابع تولید کاب-داگلاس که در ابتدا در مطالعات مربوط به فن‌آوری اطلاعات نیز مورد استفاده قرار گرفته (مطالعات براین جلفسون و هیت (Brynjolfsson and Hitt, 1995, 1996)) و لیختنبرگ (Lichtenberg (1995)) چندان مناسب نیست، چراکه این تابع در حالت ساده خود به کشش جانشینی ثابت و برابر یک بین عوامل محدود است. بنابراین در این زمینه، از توابع تولید کاب - داگلاس تعمیم یافته با لحاظ فن‌آوری اطلاعات استفاده می‌کنیم. برای این منظور به معرفی برخی از توابع تولید کاب - داگلاس و کاب - داگلاس تعمیم یافته که در کارهای تجربی به بررسی تأثیر فن‌آوری اطلاعات بر بهره‌وری استفاده شده است، می‌پردازیم.

الف) تابع تولید کاب - داگلاس

شکل تابع تولید کاب-داگلاس یکی از فرمهای تابع تولید است که در ابتدا در مطالعات مربوط به فن‌آوری اطلاعات براین جلفسون و هیت (Brynjolfsson and Hitt, 1995, 1996)) و لیختنبرگ (Lichtenberg, 1995)) و برخی دیگر مورد استفاده قرار گرفت. از جمله دلایل به کارگیری این فرم

تابع تولید سادگی و سودمندبودن در زمینه کارهای تجربی اقتصادسنجی (جرگنسون (Jorgenson, 1998) و همچنین، مشخص بودن محدودیتهای این تابع عنوان می‌شود.

فرم جبری این تابع با لحاظ نهاده فن آوری اطلاعات به صورت زیر است:

$$Y = AL^{\beta_L} K^{\beta_K} IT^{\beta_{IT}} \quad (2)$$

که در آن، Y تولید واقعی، K موجودی سرمایه غیر از فن آوری اطلاعات، L نیروی کار شاغل و IT فن آوری اطلاعات است. فرمهای برآوردی این تابع معمولاً به صورت لگاریتمی است. این تابع دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است و اگر مجموع ضرایب بزرگتر از یک باشد، بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس است و تابع نه مقعر و نه محدب است (هندرسن و کوانت، ۱۳۷۱). در این تابع توانهای نهاده‌های متغیر مبین کشش تولید نسبت به هر یک از نهاده‌ها هستند. نرخ نهایی جانشینی در این تابع ثابت و کشش جانشینی آن نیز ثابت و برابر یک است.

(ب) تابع تولید متعالی^۱

این تابع را اولین بار هالتر و دیگران (Halter and Carter and Hocking, 1957) به عنوان پیوندی بین توابع تولید نهایی و نمایی مطرح کردند. بهره‌وری این تابع تولید می‌تواند غیر ثابت باشد و هر سه ناحیه تولید را به دلیل مذکور شامل می‌شود. یکی از ویژگیهای این تابع که تابع تولید کاب - داگلاس ساده ندارد، کشش تولید و کشش جانشینی متغیر بین عوامل است، لذا از انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به تابع تولید کاب - داگلاس برخوردار است.

شکل عمومی این تابع با n نهاده به صورت زیر است:

$$Y = \alpha_0 \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i} e^{\beta_i x_i} \quad (3)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

که Y ، معرف تولید کل، X_i معرف سطوح نهاده‌ها و α_i, β_i پارامترها است، به طوری که اگر $\beta_i = 0$ شد، این تابع به تابع تولید کاب - داگلاس تبدیل می‌شود.

شکل لگاریتمی این تابع با توجه به معرفی نهاده فن آوری اطلاعات و سرمایه و نیروی کار به صورت زیر است:

$$\ln Y = \ln \alpha_0 + \alpha_L \ln L + \alpha_K \ln K + \alpha_{IT} \ln IT + \beta_K K + \beta_L L + \beta_{IT} IT \quad (4)$$

که یک تابع خطی از سطوح نهاده‌ها است و کشش تولید نسبت به یک نهاده همانند فن آوری اطلاعات به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\varepsilon_{ict} = MP_{ict} / AP_{ict} = \alpha_{IT} + \beta_{IT} \cdot IT \quad (5)$$

1. Transcendental Production Function

که MP و AP به ترتیب، معرف تولید نهایی و تولید متوسط نهاده فن آوری اطلاعات است. بنابراین، مطابق نتیجه مزبور کشش تولید نسبت به هر نهاده ثابت نیست و تابع خطی از سطح همان نهاده است و محدودیت کشش تولید ثابت مانند تابع تولید کاب - داگلاس را ندارد.

ج) تابع تولید ترانسلوگ^۱

این تابع را اولین بار کریستنسن و جرگنسون و لائو در سال ۱۹۷۳ Christenson and Jorgenson and Lau, 1973) با استفاده از تقریب کمنا از تابع CES به صورت زیر ارائه کردند که شکل عمومی این تابع با n نهاده به صورت زیر است:

$$Y = \alpha \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i} \prod_{i=1}^n X_i^{\sum (\beta_{ij} \ln x_j)} \quad (۶)$$

$$i, j = 1, 2, \dots, n$$

که Y ، معرف تولید کل و X_i و X_j معرف سطوح نهاده‌ها و α_i پارامتر کارایی است. با گرفتن لگاریتم از طرفین شکل لگاریتمی تابع به صورت زیر می‌شود:

$$\ln Y = \text{const.} + \sum_i (\alpha_i \ln X_i) + \sum_i \sum_j (\beta_{ij} \ln X_i X_j) \quad (۷)$$

کشش تولید نسبت به نهاده X_i به صورت زیر به دست می‌آید، که حاکی از عدم ثابت بودن کشش تولید و تابعی از سطح نهاده مربوط و دیگر نهاده‌ها است.

$$\varepsilon_{pi} = \partial \ln Y / \partial \ln X_i = \alpha_i + \sum_{i=1, j \neq i} \beta_{ij} \ln x_j \quad (۸)$$

در این معادله دو مشکل تخمین وجود دارد که باید مورد توجه قرار گیرد. اول اینکه، وقتی تعداد نهاده‌ها افزایش می‌یابد، تعداد ضرایبی که باید تخمین زده شوند به سرعت افزایش می‌یابد. دوم اینکه جملات مجذور و حاصل ضرب تقاطعی نهاده‌ها، باعث بروز مشکل هم خطی چندگانه می‌شود. حذف جملات مجذور و حاصل ضرب تقاطعی که نسبت‌های آماری بی‌معنی دارند و یا اصلاح شکل تابع تولید از جمله روش‌های حل مشکل است. البته، این قبیل معیارها ممکن است درجه انعطاف‌پذیری الگو را از بین ببرد. این تابع را، به عنوان تقریب خوبی در مورد فن آوری اطلاعات و مفهوم بهره‌وری دوان و مین (Dewan and Min 1997) در زمینه ادبیات بهره‌وری معرفی کرده‌اند.

1. Production Function Translog

۲. مطالعات تجربی

هرچند معمّای بهره‌وری آن گونه که در ابتدا طرح شد، بر آمار بهره‌وری در سطح کلان اقتصاد متمرکز بود، لیکن بیشتر سرمایه‌گذاریهای فن آوری اطلاعات را سازمانها و اکثر بنگاههایی انجام می‌دهند که علاقه‌مند به بازدهی سرمایه‌گذاریهای خودشان به جای بازدهی آن در سطح کلان کشور هستند. بیشتر مطالعات سطح بنگاه با انگیزه حلّ معمّای بهره‌وری در دو دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ نگاشته شدند. مطالعات اولیه در نشان دادن اینکه سرمایه‌گذاری در فن آوری اطلاعات منجر به سود می‌شوند، ناتوان بودند و این در اکثر موارد به دلیل آمار ناکافی سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و همچنین، محدودیت در نمونه (آمار) بود. اکثر مطالعات ناامیدکننده مربوط به بنگاههای خدماتی همانند بانکها و شرکتهای بیمه می‌شد که ارتباط ضعیف و یا عدم وجود ارتباط بین فن آوری اطلاعات و بهره‌وری را نشان می‌داد. مطالعات بنگاههای تولیدی نشان‌دهنده بازده‌های بالاتر سرمایه‌گذاری در فن آوری اطلاعات بودند که تا حدودی به دلیل آسان‌تر بودن سنجش ستانده تولیدی و تطبیق آن با پیشرفت در کیفیت بود. این مطالعات در واقع، اهمیت اندازه‌گیری درست و دقیق ستانده را پر رنگ می‌کرد، به‌ویژه در صنایع خدماتی فن آوری بر، که عمده‌ترین سرمایه‌گذاریها را در بخش فن آوری اطلاعات بنا نهاده بودند (Brynjolfsson & Yung, 1996).

مطالعات مختلفی در مورد تأثیر فن آوری اطلاعات بر عملکرد انواع مختلف بنگاههای خدمات مالی وجود دارد. استراسمن (Strassmann, 1985)، شواهد ناامیدکننده‌ای را در مطالعه خود گزارش کرده است. علی‌الخصوص، وی دریافته است که رابطه‌ای بین فن آوری اطلاعات و بازدهی سرمایه‌گذاری در نمونه‌ای از ۳۸ بنگاه بخش خدمات وجود ندارد. برخی که عملکرد خوب داشته‌اند سرمایه‌گذاری سنگینی در فن آوری اطلاعات انجام داده‌اند، ولی این موضوع در مورد دیگر بنگاهها وجود ندارد. وی در آخرین کتابش (۱۹۹۰) نتیجه می‌گیرد که "بین مخارج انجام شده بر روی کامپیوترها و منافع بهره‌وری رابطه‌ای وجود ندارد" (Brynjolfsson & Yung, 1996).

مطالعه‌ای رایپارسون، کوتلیب و دنی (Parson, Gottlieb and Denny, 1990) انجام داده‌اند که در آن تابع تولید خدمات بانکی کانادا برآورد شده و نهایتاً نتیجه گرفته‌اند که تأثیر فن آوری اطلاعات بر بهره‌وری چند عاملی بین ۱۹۷۴ و ۱۹۸۷ کاملاً پایین است. آنها اظهار داشتند که فن آوری اطلاعات، صنعت را برای رشد بزرگتر و بیشتر در آینده، آماده می‌سازد. نتایج مشابهی نیز به‌وسیله فرانک (Franke, 1987) گرفته شده است (Brynjolfsson & Yung 1996).

براین جولفسون و هیت (Brynjolfsson & Hitt)، در مطالعه سال ۱۹۹۵ خود نتیجه مهم دیگری را نیز ارائه می‌دهند که بدین مضمون است که سهم فن آوری اطلاعات در تولید بخش خدمات نسبت به بخش صنعت بزرگتر است. از آنجا که آنها آمار و اطلاعات سطح بنگاه را مورد استفاده قرار

دادند، این نتیجه بیان می‌کند که کاهش و کندی بهره‌وری در بخش خدمات شاید ناشی از اندازه‌گیری اشتباه تولید در داده‌های کل شده^۱ باشد.

اسمیت و دی ورت (Smith and Diewert, 1994)، مطالعه موردی جالبی را در خصوص بنگاه‌های بزرگ خرده‌فروشی کانادایی انجام دادند. طبق چارچوب محاسبه آنها، سهم بنگاه و رشد بهره‌وری چند عاملی فصلی به صورت شگفت‌آوری رشد ۹/۴ درصدی را برای شش فصل متوالی که از فصل دوم سال ۱۹۸۸ شروع می‌شود نشان می‌دهد. آنها استدلال می‌کنند که این منافع بزرگ بهره‌وری مربوط به انقلاب کامپیوتر است، چرا که بنگاه در این خصوص توانایی پی‌گیری با دقت خرید و فروش اقلام موجودی خودش را دارد و همچنین، با استفاده از آخرین نرم‌افزارهای کامپیوتری هزینه‌های نگهداری به حداقل می‌رسد.

مطالعات زیادی نیز در سطح بنگاه در مورد بهره‌وری فن‌آوری اطلاعات در بخش تولید وجود دارد. مطالعه انجام‌شده به‌وسیله لاومن (Gray Loveman, 1994) اولین شواهد اقتصادی‌سنجی را با داده‌های ۶۰ واحد تجاری فراهم نمود. وی از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی و تابع تولید کاب-داگلاس استفاده نمود و تخمین زد که کمک سرمایه فن‌آوری اطلاعات به ستانده در طول یک دوره پنج‌ساله در هر کدام از نمونه‌هایی که او آزمون کرده تقریباً صفر بوده است (Brynjolfsson & Yung, 1996).

دادلی و لیزر (Dudley and Lassere, 1992) نیز در مطالعه خود نتیجه گرفتند این فرضیه که کاربرد ارتباطات و اطلاعات باعث کاهش نیاز به ذخیره موجودی انبار می‌شود از لحاظ آماری تأیید می‌شود. همچنین، با استفاده از مجموعه داده‌های متفاوت، ویل (Weill, 1992) توانست فن‌آوری اطلاعات را بر حسب نوع استفاده تفکیک کند و دریابد که بهره‌وری می‌تواند به انواع فن‌آوری اطلاعات نسبت داده شود (به طور مثال، پردازش داده‌ها). اما او در تعیین منافع همراه با سیستم‌های استراتژیک (به‌طور مثال، حمایت‌های فروش) یا سرمایه‌گذاری‌های اطلاعاتی (نظیر زیرساخت پست الکترونیکی) ناتوان بود (Brynjolfsson & Yung, 1996).

در یک سری از مطالعات با استفاده از داده‌های بنگاه‌های بزرگ به‌وسیله گروه اطلاعات بین‌المللی (IDG)^۲ هیت و براین جولفسون تأثیر مناسب فن‌آوری اطلاعات بر بهره‌وری را گزارش کردند. مطالعه اول آنها (۱۹۹۳) نشان داد درحالی‌که تولید نهایی ناخالص سرمایه غیر کامپیوتری از ۴/۱۴ تا ۶/۸۶ تغییر می‌کند، سرمایه کامپیوتر به‌طور متوسط ۵۶ الی ۶۸ درصد تغییر خواهد کرد.

تخمین‌های نقطه‌ای آنها از تولید ناخالص نهایی نسبتاً شگفت‌آور است، به‌طوری‌که سرمایه ناخالص کامپیوتر ده برابر بیشتر از سایر سرمایه‌های معادل، محصول ایجاد می‌کند. مطالعه بعدی آنها نشان داد بیش از نیمی از بازده اضافی منتسب به فن‌آوری اطلاعات می‌تواند به اثرات ویژه بنگاه نسبت داده شود

1. aggregated data
2. International Data Group

و کشش فن‌آوری اطلاعات معادل ۰/۱۰۹ است که آن را با استفاده از یک تابع تولید کاب - داگلاس با لحاظ فن‌آوری اطلاعات به تابع تولید به‌دست آوردند (۱۹۹۵).

تحقیقات در بخش صنایع کارخانه‌ای به طور کلی بازده بالاتری برای سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات نسبت به بخش خدمات نشان می‌دهد، شاید به دلیل اینکه بهتر قابل اندازه‌گیری است. در این زمینه اکثر مطالعات به این نتیجه رسیده است که سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات، تولید نهایی بالاتری نسبت به سایر سرمایه‌گذاریها دارد و این به وسیله برخی از نویسندگان که این تئوری را استخراج کرده بودند به "بازده‌های اضافی"^۱ مشهور شد و نشان می‌دهد که همه سرمایه‌گذاریها باید بازده نهایی همسانی را در میزان ریسک مربوط حاصل نمایند (Brynjolfsson & Yung, 1996).

به هر حال، براین جلفسن و هیت (۱۹۹۶) ولیختنبرگ (۱۹۹۵) به این نتیجه رسیدند که با کم کردن بالغ بر ۴۲ درصد در سال هزینه سرمایه فن‌آوری اطلاعات از بازده‌های ناخالص، بازده خالص فن‌آوری اطلاعات هنوز بالاتر از بازده سرمایه‌گذاری غیر فن‌آوری اطلاعات بوده است. آنها بیان می‌کنند که این بازدهی بالاتر تا حدودی متوجه سرمایه‌گذاری مکملی است که بنگاهها در داراییهای خود انجام می‌دهند که به نحو درستی برای سرمایه‌گذاری در گزارشهای مالی بنگاهها مورد محاسبه قرار نمی‌گیرد. لیختنبرگ (۱۹۹۵)، در مطالعه خود نیروی کار فن‌آوری اطلاعات را از نیروی کار غیر فن‌آوری اطلاعات در کنار تفکیک سرمایه‌ها به فن‌آوری اطلاعات (IT) و غیر آن پی‌گیری نموده و این نتیجه را اخذ نموده که کشش برآوردی مطالعه وی برای فن‌آوری اطلاعات در سطح بنگاههای امریکایی معادل ۰/۱۱ به‌دست می‌آید که با نتیجه براین جلفسن و هیت (۱۹۹۵) مطابقت دارد.

بعد از این مطالعات، دوان و مین (۱۹۹۷)، با تمرکز بر ۵۰۰ بنگاه بزرگ امریکایی و با استفاده از توابع تولید تعمیم یافته کاب - داگلاس در دوره ۱۹۹۸-۱۹۹۲، اقدام به برآورد تأثیر فن‌آوری اطلاعات بر نیروی کار و کشش تولیدی آن نموده‌اند. در این مطالعه آنها کشش تولیدی را معادل ۰/۱۴ برآورد نموده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که فن‌آوری اطلاعات یک جانشین خالص نیروی کار و سرمایه فیزیکی محسوب شده و همچنین، منجر به بازدهی اضافی سرمایه‌گذاری می‌شود.

به دنبال آن، هیت و اسنیر (۱۹۹۹)، با استفاده از مجموعه داده‌های ۴۱۶ بنگاه که در نهایت به ۱۵۹۶ مشاهده در طول ۸ سال (۱۹۸۷-۱۹۹۴) در ۳۰۴ بنگاه تعدیل گردید، اقدام به برآورد تأثیر فن‌آوری اطلاعات بر تولید و بحث جایگزینی و مکملی این فن‌آوری با سایر عوامل نمودند که در نهایت با استفاده از یک تابع تولید کاب - داگلاس تعمیم یافته اقدام به برآورد تأثیر فن‌آوری اطلاعات بر تولید نمودند. در مطالعه آنها با رد تخمین تابع تولید کاب - داگلاس به دلیل عدم انعطاف‌پذیری لازم به ترتیب کششهای تولید سرمایه فیزیکی، نیروی کار و فن‌آوری اطلاعات را معادل ۰/۱۳، ۰/۷۳ و ۰/۱۱ برآورد نمودند. کشش جانشینی فن‌آوری اطلاعات با نیروی کار را ۰/۶ که کاملاً بالا و کشش جانشینی سرمایه

1. excess returns

فیزیکی و فن‌آوری اطلاعات را تقریباً نزدیک یک برآورد نمودند، که نتیجه‌گیری آنها در این خصوص، جانشینی کامل فن‌آوری اطلاعات با سرمایه فیزیکی و جانشینی بالای آن با نیروی کار است. مک‌گکان و استیرو (McGukun and Stiroh, 2000) در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۶ مطالعه جالبی را در سه سطح کلان، بخش و بنگاه در اقتصاد امریکا انجام داده‌اند. آنها در این مطالعه از دو نوع تابع تولید معمولی و تعمیم یافته کاب - داگلاس استفاده نموده و به برآورد کشش‌های عوامل تولید پرداخته‌اند. ایشان در تخمین خود از سه روش حداقل مربعات معمولی، روش گشتاور تعمیم یافته و اثر ثابت در سه سطح کلان و بنگاه و بخش استفاده نمودند. نتیجه مطالعه حاضر نشان می‌دهد که تأثیر کامپیوتر بر تولید در بین بخش و بنگاه با ثبات و پایدار است و تورشی را نشان نمی‌دهد، ولی مقایسه روش‌های تخمین متفاوت در مقایسه با بخش و بنگاه حاکی از تورش و بی‌ثباتی برآورد در سطح کلان است. جدول (۱) نتایج بین‌المللی در کشورهای مختلف در این زمینه را نشان می‌دهد. با اغماض از روش تخمین در هر یک از مطالعات و مقاطع مورد بررسی، مشخص است که کشورهای در حال توسعه هنوز در زمینه کاربرد فن‌آوری اطلاعات در بخش صنعت از بسیاری از کشورها عقب‌تر بوده، ولی با این حال تأثیر این فن‌آوری بر تولید و بهره‌وری صنعت آنها مثبت و معنی‌دار است.

مطالعات مذکور بیشتر در امریکا متمرکز بوده و مطالعات اندکی به تبیین این مسئله در بنگاه‌های سایر کشورها پرداخته‌اند. گرنین و دیگران (Gireenan et al, 2001)، داده‌های آماری بنگاه‌های فرانسوی مربوط به سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات و همچنین، بهره‌وری را تحلیل کرده و به نتایج سازگار با مطالعات براین جلفسن، هیت و لیختنبرگ رسیده‌اند. در مقابل، لال (Lal, 2001) ارتباطی مابین سرمایه‌گذاری در فن‌آوری اطلاعات و بهره‌وری در بازارهای پوشاک هندی نیافته است و این مطابق با نتایج مطالعات بین‌کشوری دوان و کرامر، و پاجولا (Dewan, Kramer 2000 and Pohjola, 2001) است که نتیجه می‌گیرند یک ارتباط قوی بین فن‌آوری اطلاعات و بهره‌وری در کشورهای توسعه یافته وجود دارد، لیکن این ارتباط قوی در بین کشورهای در حال توسعه دیده نمی‌شود. با هزینه کم نیروی کار و هزینه‌های بالاتر سرمایه، تعجب برانگیز نیست که فرصت‌های اندکی برای جانشینی سرمایه- نیروی کار در کشورهای در حال توسعه وجود دارد، همچنین، نمونه (آماری) اول (مطالعه لال) شامل تعدادی از بنگاه‌های کوچک و متوسط می‌شود، لیکن اکثر مطالعات در ایالات متحده این مجموعه را شامل نمی‌شود.

در ایتالیا، پاگانتا و بچتی و بدویا (Paganetta and Becchetti and Bedoya, 2003) در مطالعه‌ای در خصوص بیش از ۴۰۰۰ بنگاه صنعتی بین ۱۱ تا ۵۰۰ نفر کارکن ایتالیا در سال ۱۹۹۷ با استفاده از روش مرزی تصادفی تأثیر سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات را بر بهره‌وری و کارایی بررسی کرده‌اند. سرمایه فن‌آوری ارتباطات و اطلاعات در مطالعه آنها شامل نرم‌افزار و سخت افزار و ارتباطات در میانگین دوره ۱۹۹۵-۱۹۹۷ و متغیرهای توضیحی دیگر شامل سرمایه فیزیکی و انسانی در سال ۱۹۹۷ است که به روش Bootstrap برآورد شده است. نتایج بررسی و برآوردهای آنها نشان

می‌دهد که تأثیر سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری و کارایی بنگاهها با تجزیه داده‌ها به نرم‌افزار و ارتباطات بهتر نمایان می‌شود. برآوردهای آنها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری ارتباطات تأثیر مثبت بر فرایند تولید و محصولات جدید دارد، اما سرمایه‌گذاری نرم‌افزار باعث افزایش تقاضای نیروی کار ماهر و بهره‌وری متوسط نیروی کار می‌شود. همچنین سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و ارتباطات باعث تغییر مبادله بین مقیاس اقتصادی و فضای اقتصادی می‌گردد و سرمایه‌گذاری نرم‌افزار منجر به افزایش مقیاس عملکرد اقتصادی و سرمایه‌گذاری ارتباطات باعث ایجاد انتخابهای منعطف و تطبیق بیشتر با سلیقه‌های متنوع مصرف کنندگان می‌شود.

در کره جنوبی، کیم (Kim, J., 2002)، مطالعه‌ای را در مورد تأثیر فن آوری اطلاعات در سطح بنگاههای کره‌ای در دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۹ انجام داده است. وی در این مطالعه از روش براین جولفسن و هیت (۱۹۹۵) با تخمین یک تابع تولید کاب - داگلاس استفاده کرده و کشش تولیدی فن آوری اطلاعات را معادل ۰/۴۳۴ و کشش تولیدی غیر این فن آوری را معادل ۰/۱۰۵۷ به دست آورده که هر دو نیز معنی دار است. در این مطالعه، این فرضیه که سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر مثبت دارد تأیید می‌گردد و به دنبال آن، باعث ایجاد داراییهای غیر ملموس و غیر قابل اندازه‌گیری به دلیل سازمان‌دهی مجدد عملیات در بنگاهها می‌شود. اگر چه این مطالعه برخی مدارک و شواهد درباره نقش مثبت فن آوری اطلاعات بر رشد بهره‌وری بنگاههای کره‌ای ارائه می‌دهد، اما این شواهد کامل نیستند، چرا که برخی شواهد بر این موضوع اذعان دارند که به کارگیری فن آوری اطلاعات در یک بنگاه تقریباً به ویژگی خاص داراییهای آن بنگاه همانند تواناییهای مدیریتی مرتبط است. همچنین، نمونه مورد مطالعه از بنگاههای داخل بورس اخذ شده و همه بنگاهها را در نظر نمی‌گیرد و نهایتاً اگر چه به نظر می‌رسد که ارتباط معنی‌داری بین سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و بهره‌وری وجود دارد، ولی بنگاههای کره‌ای نتوانسته‌اند اصلاحات ساختاری جذبی را بعد از بحران ۱۹۹۷ در خود ایجاد کنند.

در تانزانیا و کنیا، ولف (Wolf, S., 2001)، نیز در مطالعه خود تأثیر فن آوری اطلاعات و ارتباطات بر صنایع کوچک و متوسط کنیا و تانزانیا را نشان می‌دهد. وی نتیجه گرفته که این فن آوری بر سطح ستانده آنها مثبت، ولی از لحاظ آماری بی‌معنی است. او در مطالعه خود اظهار داشته که فن آوری اطلاعات و ارتباطات باعث افزایش توان رقابتی صنایع کوچک و توانمند نمودن آنها در زمینه انطباق با الگوهای تجاری جدید می‌گردد. از طرف دیگر، به صنایع بزرگ توانایی افزایش انعطاف در مهندسی مجدد را که منجر به توانایی تطبیق سریع‌تر با تحولات می‌شود، می‌دهد. بنابراین، فن آوری اطلاعات و ارتباطات باعث کاهش هزینه مبادله در سطح اقتصاد می‌شود. در این مطالعه از داده‌های ۱۵۰ بنگاه در دوره ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰ استفاده شده و در چارچوب تابع تولید که در آن تولید تابعی از نیروی کار، سرمایه فن آوری اطلاعات و ارتباطات و غیر این فن آوری و مواد واسطه‌ای و بهره‌وری کل عوامل تولید (شامل مجموع وزنی مهارت نیروی کار و سن بنگاه) است، برآورد شده است. روش الگوسازی در این مطالعه به صورت داده‌های تلفیقی است. نتیجه اخذ شده در مورد کشش فن آوری اطلاعات و ارتباطات در تانزانیا

۰/۰۱۵- و در کنیا ۰/۰۶۹ و در حالت تلفیقی دو کشور معادل ۰/۰۲۱ بر آورد شده است. این ضریب در کشور کنیا معنی‌دار ولی در تانزانیا معنی‌دار نیست (جدول (۱)).

جدول ۱- مقایسه کشش سرمایه فن آوری اطلاعات در صنعت کشورها

نویسنده	دوره	روش الگوسازی	نتیجه
براین جلفسون و هیت (۱۹۹۵)	صنایع کارخانه‌های بزرگ امریکا	تابع تولید کاب - داگلاس و الگوسازی داده‌های تلفیقی	کشش فن آوری اطلاعات معادل ۰/۱۰۹ بر آورد شده است.
براین جلفسون و هیت (۲۰۰۰)	در ۱۹۸۷-۱۹۹۴ در ۵۲۷ بنگاه بزرگ امریکایی	تابع تولید کاب - داگلاس و الگوسازی داده‌های تلفیقی	کشش <i>IT</i> معادل ۰/۰۶ به روش تخمین <i>IV</i> بر آورد شده است.
ولف (۲۰۰۰)	داده‌های ۱۵۰ شرکت تانزانیا و کنیا در دوره ۱۹۹۹-۲۰۰۰	تابع تولید کاب - داگلاس و الگوسازی داده‌های تلفیقی و مقطعی	کشش تولیدی فن آوری اطلاعات در کنیا ۰/۰۶۹ و در تانزانیا منفی ۰/۰۱۵ و در حالت داده‌های تلفیقی نیز ۰/۰۲۱ به دست آورده است.
دوان و مین (۱۹۹۷)	۵۰۰ بنگاه بزرگ امریکایی در دوره ۱۹۹۲-۱۹۹۸	تابع تولید کاب - داگلاس و تعمیم یافته و داده‌های تلفیقی	کشش تولیدی <i>IT</i> معادل ۰/۱۰۴ و به طور خالص نیز جانشین سرمایه فیزیکی و نیروی کار است.
لیختنبرگ (۱۹۹۵)	بنگاه‌های بزرگ امریکایی در دوره ۱۹۸۹-۱۹۹۱	تابع تولید کاب - داگلاس با تفکیک نیروی کار فن آوری اطلاعات <i>IT</i> و غیر <i>IT</i> و داده‌های تلفیقی	کشش <i>IT</i> معادل ۰/۱۱ و نیروی کار <i>IT</i> با ۶ نیروی کار غیر <i>IT</i> بدون تأثیر بر تولید قابل جایگزینی است.
مک گکان و استیرو (۲۰۰۰)	در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۶ در سه سطح کلان، بخش و بنگاه امریکا	تابع تولید کاب - داگلاس و کاب - داگلاس تعمیم یافته و داده‌های تلفیقی	بین ۰/۱۵ تا ۰/۲ کشش تولید <i>IT</i> را در سطح بنگاه بر آورد نمودند.
کیم (۲۰۰۱)	بنگاه‌های کره جنوبی در دوره ۱۹۹۹-۲۰۰۰	تابع تولید کاب - داگلاس و داده‌های تلفیقی	کشش تولیدی <i>IT</i> را معادل ۰/۴۳۴ بر آورد کردند و نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر مثبت دارد.

منبع: جهانگرد (۱۳۸۳)

مدارک و مطالعات زیادی بر مثبت و معنی‌دار بودن بازده‌های سرمایه‌گذاری در بین بنگاهها بر روی فن آوری اطلاعات وجود دارد. به طور روشن، سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات با سطوح

بالاتر بهره‌وری در داخل مجموعه بزرگی از شرکتها پیوند خورده و این رابطه حداقل از اواسط دهه ۱۹۸۰ صادق بوده است. به هر حال، با نظر انداختن به نمودار پراکندگی سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات و بهره‌وری، همان‌گونه که براین جلفسن و هیت در اکثر مقالاتشان نشان می‌دهند هر فرد با دیدن وسعت بالای نقاط پراکندگی داده‌های واقعی در اطراف خط روند حیرت زده می‌شود.

تأثیر تولیدی و بهره‌وری ناشی از سرمایه‌گذاری در فن آوری اطلاعات به طور گسترده‌ای در بین بنگاهها متفاوت است. به عبارت دیگر، برخی بنگاهها فن آوری اطلاعات را بسیار ثمربخش تر نسبت به دیگر بنگاهها به کار می‌برند. براین جلفسن و هیت (Brynjolfsson and Hitt, 1995) تخمین زدند که این اثرات بنگاهی^۱ ممکن است در حدود نصف منافع ناشی از بهره‌وری مربوط به سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات در فعالیتهای اولیه به حساب آید، لیکن بیان اینکه حساسیت فن آوری اطلاعات حتی پس از اثرات بنگاه مثبت و معنی‌دار باقی می‌ماند، می‌تواند قابل ملاحظه باشد. این هنوز مورد پرسش است که علل اثرات بنگاه چیست.

دو عامل به آسانی قابل رؤیت است: نخست، به دلیل خصلتهای مخصوص هر بنگاه همانند موقعیت بازار، چسبندگیها در ساختار هزینه (همانند قراردادهای نیروی کار)، شهرت برچسب یا دیدگاه و تواناییهای رهبری گردانندگان کلیدی، که بر گزینه‌های استراتژیک بنگاه و در نتیجه، بر توان حصول منافع سرمایه‌گذاری فن آوری اطلاعات تأثیر می‌گذارند، است. این عوامل می‌توانند در طی زمان تغییر یابند، لیکن به سادگی به وسیله مدیران در کوتاه‌مدت قابل دستکاری و کنترل نیستند. ثانیاً، به دلیل برخی ویژگیهای خاص ساختار سازمانی، استراتژی و تجربیات مدیریتی در بین بنگاهها بیشتر می‌توانند به طور مستقیم به وسیله مدیریت هر بنگاه، از طریق بازسازی ساختاری، تغییر انگیزشها، بازرگری فرایندها یا روزآمد کردن ارتقاء آموزش کارکنان تحت تأثیر قرار گیرند.

تجربه‌های مدیریتی و سرمایه‌گذاریهای مکمل، بخشی از واریانس در عایدات فن آوری اطلاعات را توضیح می‌دهد. مطالعات گوناگون در سطح بنگاه نشان می‌دهد که ارزش سرمایه‌گذاریهای فن آوری اطلاعات به میزان قابل توجهی از ساختار و تجربه‌های تجاری بنگاهها در سرمایه‌گذاری تأثیر می‌پذیرد. برای مثال، براین جلفسن و هیت (۲۰۰۰) و برزنهان و دیگران (Bresnahan et al, 2002)، نشان می‌دهند که با دسته‌ای از تجربیات مدیریتی (که آنها "سرمایه سازمانی" می‌نامند)، شامل تصمیم‌گیری غیرمتمرکز، به همراه سطوح بالای سرمایه‌گذاریها در فن آوری اطلاعات، سایر عوامل بهبود می‌یابند. در این بین بنگاههای فعال با ساختار سازمانی متمرکز سنتی و سرمایه‌گذاریهای بالا در بخش فن آوری اطلاعات در عمل بدتر از ساختار سازمانی مشابه که سرمایه‌گذاری کمتری در فن آوری اطلاعات داشته‌اند، عمل می‌کنند و مطالعه این دو و سایر مطالعات (همانند تالون و دیگران Tallon et al, 2000)، بیان می‌کند که تجربه‌های مدیریتی از قبیل تنظیم فن آوری اطلاعات با استراتژی تجاری،

1. firms effects

الزامات استخدامی، مدیریت کیفیت و طراحی مجدد فرایند کسب و کار، بازدهی فن‌آوری اطلاعات را افزایش می‌دهد.

بلک و لاینچ (Black and Lynch, 1997)، تأثیر تجربه‌های محل کار، سرمایه فن‌آوری اطلاعات و توسعه سرمایه انسانی را بر روی بهره‌وری مطالعه کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که آنچه بر روی بهره‌وری تأثیر گذاشته وجود و یا عدم تجربه مدیریتی خاصی، مثل تجربه مدیریت عمومی^۱، نبوده، بلکه آنچه مؤثر بوده روشی است که در آن این تجربه اجرا شده است. به‌ویژه، نکته مهم اینکه چیدمان استخدامی، همانند نسبت کارگران درگیر در تصمیم‌گیری قاعده‌مند در یک کارخانه مهم و با اهمیت است (Dedrick et al, 2003).

۳. نتایج تجربی

همان‌طور که در مبانی نظری مطالعه آمد، در این قسمت با توجه به هدف مطالعه با به‌کارگیری توابع صریح تولید، کشش عوامل تولید از جمله کشش عامل فن‌آوری اطلاعات بر آورد می‌شود که برای این کار از روش داده‌های تلفیقی در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۰ در قالب صنایع کارخانه‌ای استفاده می‌شود.

الف) آمار و اطلاعات

آمار و اطلاعات مطالعه از آمار کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر کارکن مرکز آمار ایران در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۰ به تفکیک کدهای *ISIC* چهار رقمی به قیمت جاری اخذ شده است.^۲ سپس با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده صنایع مختلف بانک مرکزی، متغیرهای اسمی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ تبدیل شده‌اند. موجودی سرمایه نیز با استفاده از توابع تولید در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۰ در صنایع مختلف برآورد شده است.

به طور کلی، برای محاسبه موجودی سرمایه و موجودی سرمایه کامپیوتر مراحل زیر انجام شده است:

- تخمین ارزش افزوده بالقوه
- تخمین توابع تولید صنایع ۹ گانه
- تعیین نرخ استهلاك
- محاسبه موجودی سرمایه در صنایع ۹ گانه با مشخص بودن موجودی اولیه سرمایه
- تعیین موجودی سرمایه در صنایع به تفکیک کد چهار رقمی *ISIC*
- تعیین موجودی سرمایه فن‌آوری اطلاعات

1. total management practice

۲. تعداد کارگاه‌های بالای ده نفر کارکن سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ در این مطالعه به ترتیب برابر ۱۱۲۰۰ و ۱۰۹۸۷ کارگاه است.

در این خصوص ذکر چند نکته ضروری است که یکی از آنها محدودیت آماری دوره مورد مطالعه یعنی (۱۳۷۹-۱۳۸۰) است، دیگری محدودیت روشهای برآورد موجودی سرمایه است. در این مطالعه با توجه به ارائه آمارهای موجودی سرمایه و تولیدات صنعتی در سال ۱۳۵۰ به وسیله وزارت امور اقتصادی و دارایی به تفکیک گروههای ۹ گانه نیازی به برآورد موجودی سرمایه ابتدای دوره نبوده و این مشکل با آمار مذکور مرتفع می شود. صرفاً آمار مزبور با استفاده از نسبت سرمایه به تولید برای کارگاههای بالای ده نفر کارکن تعدیل شد، چراکه آمار مذکور مربوط به کل صنایع است. سپس، ارقام مزبور با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده بانک مرکزی برای هر فعالیت صنعتی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ تعدیل شد و با استفاده از رابطه (۹) و تخمین توابع تولید در صنایع ۹ گانه در نرخهای استهلاک بین $0/2 \leq \sigma \leq 1/0$ موجودی سرمایه برآورد گردید.

$$K_t = (1 - \sigma)K_{t-1} + I_t - Damag_t \quad (9)$$

که در آن، $Damag_t$ میزان خسارات وارده بر موجودی سرمایه در سال t ، K موجودی سرمایه و I میزان سرمایه گذاری ناخالص است. ارزش افزوده بالقوه صنایع در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۰ با استفاده از روش هدریک پرسکات به دست آمد و در تخمین توابع تولید در هر یک از گروههای صنعتی ۹ گانه بهترین تخمین تابع تولید در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۰ در بین تخمینهای متعدد با متغیر وابسته تولید بالقوه هر صنعت انتخاب گردید. معیار انتخاب متغیرها و مدل، معنی داری ضرایب و الگو، مطابقت با مبانی نظری و انجام آزمونهای آماری پسماندهای الگوها و بالاترین ضریب تعیین الگو بوده است.

سپس، در هر یک از صنایع موجودی سرمایه و نرخ استهلاک مربوط مشخص شد. در ادامه با استفاده از حاصل ضرب شاخص نسبت سرمایه به تولید (نسبت سرمایه برآورد شده به تولید در صنایع ۹ گانه)، در هر یک از صنایع ۹ گانه در میزان تولید هر یک از فعالیتهای زیر مجموعه صنایع مذکور، میزان موجودی سرمایه کدهای چهار رقمی *ISIC* در هر یک از سالهای ۱۳۷۴-۱۳۸۰ محاسبه گردید. به دنبال آن، برای محاسبه موجودی سرمایه نرم افزار کامپیوتر به دلیل محدودیت آماری و نبود موجودی سرمایه اولیه در این زمینه و نداشتن سری زمانی بلندمدت برای برآوردی موجودی سرمایه آن در صنایع، در سال ۱۳۷۹ از نسبت سرمایه گذاری کامپیوتر به کل سرمایه گذاری در هر فعالیت ضربدر موجودی سرمایه هر فعالیت، و در سال ۱۳۸۰ از رابطه تعدیل موجودی سرمایه میزان موجودی سرمایه کامپیوتر محاسبه شد.^۲

۱. دامنه نرخ مزبور براساس مطالعات ندیری و پروچا (Nadiri and Prucha, 1993) و (Musgrave, 1992) اخذ شده است. همچنین مطالعه علیرضا امینی (۱۳۷۹)، نیز محدوده ای کمتر از این دامنه را در نظر گرفته است.
۲. باید توجه نمود که اندازه گیری موجودی سرمایه دارای برخی مشکلات است که می توان علاوه بر روش برآورد به یکسان در نظر گرفتن نرخ استهلاک در همه دوره ها، یکسان در نظر گرفتن فرسودگی تجهیزات در اثر کاربرد و امحاء فیزیکی و منسوخ شدن فن آوری اشاره نمود. همچنین، در متون اقتصادی منظور از نیروی کار به طور عمده

ب) تصریح الگوی تولید

همان‌طور که در مبانی نظری آمد، به منظور برآورد کشش‌های عوامل تولیدی، نیاز به معرفی فرم تابع تولید است. در این زمینه همان‌طور که اشاره شد، مطابق مطالعات براین جلفسن و هیت (۱۹۹۶) و (۱۹۹۵) ولیختنبرگ (۱۹۹۵) و برخی دیگر از اقتصاددانان، الگوهای کاب-داگلاس برای برآورد کشش عوامل تولید از جمله عامل فن‌آوری اطلاعات مورد استفاده قرار گرفته و در برخی مطالعات نیز همانند مطالعات دوان و مین (۱۹۹۷) و هیت و اسنیر (۱۹۹۷) شکل تابع تولید کاب-داگلاس چندان مناسب تشخیص داده نشده و از فرمهای تابع تولید کاب-داگلاس تعمیم یافته استفاده شده است. علت این امر نیز محدودیت تابع کاب-داگلاس در مورد کشش جانشینی ثابت و برابر یک بودن آن بین عوامل ذکر می‌شود. به دلیل محدودیت مذکور هیت و اسنیر (۱۹۹۹) و دوان و مین (۱۹۹۷) در زمینه فن‌آوری اطلاعات، توابع تولید کاب-داگلاس تعمیم یافته را مناسب‌تر تشخیص داده‌اند.

اما در این مطالعه، از سه تابع کاب-داگلاس، متعالی و ترانسلوگ در مراحل اولیه استفاده شد و بهترین الگو از نظر مطابقت با مبانی نظری و محدودیت‌های آماری ارائه گردید. در این خصوص ابتدا، تابع کاب-داگلاس با ضریب کشش متفاوت هر عامل در هر صنعت برآورد گردید که به دلیل محدودیت آماری، ضرایب عوامل هر صنعت از لحاظ اقتصادی با توجه به ویژگی تابع کاب-داگلاس قابل دفاع نبود.^۱ در ادامه برای برآورد کشش عوامل تولید در هر فعالیت صنعتی، اقدام به تخمین توابع تولید متعالی و ترانسلوگ نمودیم که برآورد تابع ترانسلوگ به دلیل افزایش تعداد پارامترهای تخمینی تابع مذکور، دچار مشکل همخطی چندگانه در بین عوامل تولید گردید و منجر به این شد که به برآورد تابع تولید به فرم متعالی برآییم که از انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به تابع کاب-داگلاس ساده برخوردار بوده و مشکلات تابع ترانسلوگ را ندارد. در این خصوص، تابع تولید مذکور با متغیر وابسته ارزش افزوده صنایع کارخانه‌ای (Y)، با نهاده‌های سرمایه فیزیکی غیر فن‌آوری اطلاعات ($Non-IT$)، موجودی سرمایه نرم‌افزار کامپیوتر (IT)، نیروی کار دارای تحصیلات آموزش عالی یا نیروی کار متخصص (Edl)، نیروی کار فاقد تحصیلات عالی یا نیروی کار ساده ($Nedl$)، مورد برآورد قرار گرفت. نتایج برآورد پس از

نفر-ساعت است که در ایران کمبود و مشکلات آماری این امکان را برای پژوهشگر فراهم نمی‌کنند. علاوه بر آن، عدم محاسبه شاخص هدانیک ($hedonic price index$) در ایران که در آن کیفیت کالاها و خدمات نیز ملحوظ می‌شود، ممکن است پژوهشگر را در زمینه مطالعه تأثیر فن‌آوری اطلاعات دچار خطا و مشکل نماید. خواننده محترم برای کسب اطلاعات بیشتر می‌تواند به رساله اسفندیار جهانگرد (۱۳۸۳) مراجعه نماید.

۱. در تخمین تابع کاب-داگلاس طی دوره مطالعه در سطح فعالیت صنعتی، ضریب کشش برخی عوامل در تعدادی از صنایع منفی به دست می‌آمد. لذا، نتایج آن در هر فعالیت به دلیل محدودیت آماری از نظر تعداد سالها، مطابق مباحث نظری نبود. چرا که در تابع کاب-داگلاس به دلیل ویژگیهای خاص آن، MP یا بهره‌وری نهایی عوامل تولیدی هرگز منفی نمی‌شود و کشش هر عامل تولیدی از نسبت بهره‌وری نهایی به بهره‌وری متوسط به دست می‌آید و کشش منفی در این نوع تابع تولید مفهوم اقتصادی ندارد.

تخمین الگوهای مختلف از نظر معنی داری ضرایب و ضریب تعیین الگو و همچنین، مطابقت با مباحث نظری ارائه شده‌اند. با توجه به محدودیت آماری و فقدان آمار در مورد عامل سرمایه نرم افزار کامپیوتری، دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۰ برای برآورد الگو انتخاب شد و در قالب کدهای چهاررقمی (ISIC) برای بررسی و تحلیل کشش عامل فن آوری اطلاعات، تابع تولید برآورد شد.^۱

ج) برآورد الگوی تولید

الگوی کلی لگاریتمی تابع تولید متعالی (ترانسدنتال) این مطالعه بدون لحاظ زمان و فعالیت به صورت زیر است، که Y مبین ارزش افزوده صنعت و سایر متغیرها هم همان تعریف فوق را دارند:

$$\ln Y = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln Non - IT + \alpha_2 \ln IT + \alpha_3 \ln Edl + \alpha_4 \ln Nedl + \beta_1 Non - IT + \beta_2 IT + \beta_3 Edl + \beta_4 Nedl + \xi \quad (10)$$

در زمینه تصریح تابع تولید، ابتدا توابع تولید برای تشخیص متغیر بودن عرض از مبدأ مورد آزمون F قرار گرفت که نتیجه با توجه به آماره محاسباتی $F = 0/96$ و آماره جدول که برابر ۱/۳۷ است حاکی از رد فرضیه عدم است.^۲

نتیجه تخمین تابع تولید در جدول (۲) آمده است. بر اساس تخمین الگوی تولید طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۹ کشش عامل فن آوری اطلاعات، معادل ۰/۰۲۶ برآورد می شود. به عبارت دیگر، به ازای یک درصد افزایش در عامل فن آوری اطلاعات، ۰/۰۲۶ درصد به تولید صنعتی کشور اضافه می شود.

مطابق جدول (۳)، کشش عامل سرمایه غیر فن آوری اطلاعات حدود ۰/۴۴ و بسیار بیشتر از عامل سرمایه فن آوری اطلاعات است. این موضوع بیانگر نقش بالاتر سرمایه غیر فن آوری اطلاعات نسبت به سرمایه فن آوری اطلاعات همانند مطالعات دوان و کریم (۱۹۹۸)، که خاص کشورهای در حال توسعه می باشد است. چرا که مطابق نظر این دو محقق، این کشورها فاقد عوامل مکمل برای این نوع سرمایه گذارهای بالاسری هستند. این موضوع از برآورد نسبی بالای کشش سرمایه گذارهای غیر فن آوری اطلاعات و کشش پایین سرمایه های فن آوری اطلاعات و نیروی کار نتیجه گیری می شود.

۱. در برآورد الگوی فوق در مورد تعداد کارگاههای صنعتی (خروج کارگاههای صنعتی) به دلیل ورشگستگی برخی کارگاهها در سالهای اخیر، به دلیل نسبت کم آنها به کل کارگاهها مورد توجه قرار نگرفته است.

۲. متغیرهای این الگو به دلایل زیر تحت آزمون ریشه واحد قرار نگرفته اند. در این مورد در الگوهای تلفیقی، اخیراً مباحث زیادی مطرح شده، ولی هنوز کاربرد این موضوع در مباحث کاربردی دچار مشکلات و نقصانهای زیادی است. به طوری که مدولا و موکیم (Maddola and Mookim, 2002)، علت مطرح شدن آزمونهای ریشه واحد را در الگوهای تلفیقی، بالابردن قدرت آزمون با افزایش حجم نمونه عنوان نمودند. اما اشاره می کنند که این آزمونها با افزایش حجم نمونه در مقاطع به طور واقعی مشکل ضعف قدرت آنها را حل نمی کند. بنابراین، بیشتر کاربرد آن در مباحث نظری مطرح است. به دلیل مذکور و همچنین دوره زمانی محدود مطالعه از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) در مورد متغیرهای الگو صرف نظر نمودیم.

$$Ly = 2/5 + 0/26LNon - IT + 0/36LedL + 0/42LNedl + 0/028LIT$$

$$- 3/07e - 0.7 \sim NonIT - 5/60e - 0.5Edl - 1/57e - 0.5Nedl - 2/87 - 0.7IT$$

$$R^2 = 0/99$$

(۱۱)

جدول ۲- نتایج کشف عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۰

عامل تولید	نماد	کشف
نیروی کار ساده	<i>Nedl</i>	۰/۳۱۴
نیروی کار متخصص	<i>Edl</i>	۰/۳۱۰
سرمایه غیر فن آوری اطلاعات	<i>Non-IT</i>	۰/۴۴۰
سرمایه فن آوری اطلاعات	<i>IT</i>	۰/۰۲۶

منبع: جدول (۲) و معادله (۵) و آمار متغیرهای مذکور در فعالیتهای صنعتی در سالهای ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰

نتایج نشان می‌دهد که علی‌رغم پیشرفتهایی که در سالهای اخیر از نظر کاربرد بیشتر فن آوری اطلاعات در صنعت ایران شده، ولی هنوز مقیاس کاربرد این نوع از فن آوری در صنعت بسیار کم است، به طوری که تنها درصد کمی از کل سرمایه‌گذاری صنعت به سرمایه‌گذاری در نرم‌افزار کامپیوتر اختصاص دارد. با توجه به نقش این فن آوری در افزایش بهره‌وری نیروی کار، بهبود کیفیت نیروی کار، تعمیق سرمایه و مدیریت بهتر زنجیره عرضه، و بهبود روش و کیفیت تولید هنوز کاربرد این فن آوری با عنایت به ویژگی سرعت بالای انتقال آن به کشورهای مصرف‌کننده آن، در صنعت نهادینه نشده و زمینه برای کاربرد بیشتر این فن آوری و بهبود کیفیت تولید صنعتی کشور بسیار زیاد است. کشف نیروی کار متخصص و ساده صنایع کارخانه‌ای نیز هرکدام تقریباً معادل ۰/۳۱ است که در مجموع از کشف سرمایه فیزیکی غیر فن آوری اطلاعات بیشتر است

در بین فعالیتهای صنعتی^۱ نیز، بر اساس برآوردهای انجام شده، کشف تولیدی نهاده فن آوری اطلاعات در صنایع تولید محصولات آهن و فولاد، تولید قطعات و ملحقات وسایل نقلیه موتوری، تولید وسایل نقلیه موتوری، تولید دارو و مواد شیمیایی پزشکی، آماده‌سازی و ریسندگی الیاف و بافت

۱. در محاسبه کشفهای فعالیتهای صنعتی از معادله (۵) و آمار سرمایه فن آوری اطلاعات در دوره مطالعه استفاده شده است. این موضوع با توجه به تابع ترانسدنتال قابل استحصال است. میانگین کشف هر فعالیت در دو سال به عنوان کشف آن فعالیت در دوره مطالعه به دست می‌آید که توضیحات مذکور از نتایج کشفهای محاسبه شده و مرتب نمودن آنها بر اساس اندازه آنها اخذ شده است.

منسوجات، تولید بیسکویت و شیرینی، تولید موتورهای برق و ترانسفورماتور، تولید ماشین ابزار و تولید مخازن و انباره‌ها و ظروف فلزی بیشتر از میانگین کل صنعت است. در بین فعالیتهای صنعتی، کشش فن‌آوری اطلاعات، در صنایع با فن‌آوری ساده و منبع‌گرا مانند: کشفایی و تریکو، چکش‌کاری و پرس‌کاری، شیشه، تولید دوغ و آب معدنی، تولید مایع‌شیر، تولید ماشین‌آلات معدن، انتشار مجله و روزنامه، تولید ظروف و محفظه‌های چوبی، تولید کالاهای نساجی به جز پوشاک از میانگین کل صنعت پایین‌تر است. آمار صنعتی ایران نشان می‌دهد که در حدود ۵۰ درصد تولیدات صنایع کارخانه‌ای ایران را محصولات مبتنی بر فن‌آوری منبع‌گرا (RB) تشکیل می‌دهد^۱ که در آن، محصولات غیرکشاورزی نقش بالاتری دارند و حدود ۲۰ درصد صنایع دارای فن‌آوری ساده و ۳۰ درصد صنایع دارای فن‌آوری میانه (MT) هستند که بخش فرایندی در آن به‌دلیل صنایع شیمیایی و پتروشیمی سهم بیشتر و خودروسازی سهم کمتری دارد. سهم نسبتاً ناچیزی نیز مربوط به صنایع با فن‌آوری بالا می‌شود. مطابق برآوردهای انجام شده، کشش فن‌آوری اطلاعات عمدتاً در صنایع با فن‌آوری میانه (MT) بیشتر است، که به‌طور عمده صناعی مانند فلزات اساسی و خودروسازی و بعضاً صنایع فرایندی شامل پتروشیمی از کشش بیشتر فن‌آوری اطلاعات برخوردار هستند. با توجه به افزایش سرمایه‌گذاری برخی صنایع خودروسازی و ماشین‌آلات و فلزات اساسی، در زمینه نرم‌افزار کامپیوتری در دو سال اخیر و افزایش برخی شاخصهای این فن‌آوری همانند نسبت سرمایه‌گذاری کامپیوتر به ارزش افزوده و همچنین، دارا بودن نیروی کار متخصص بالاتر نسبت به سایر صنایع باعث بالا بودن کشش فعالیتهای مزبور نسبت به سایر صنایع شده است.

کشش عامل سرمایه غیر فن‌آوری اطلاعات یا سرمایه فیزیکی نیز، در فعالیتهای تولید وسایل نقلیه موتوری، تولید آهن و فولاد، تولید مواد پلاستیکی، آماده‌سازی ریسندگی الیاف، تولید فرآورده‌های نفتی و تولید سیمان و گچ بیشترین و بزرگتر از یک است، و کشش عامل مزبور در تولید فرآورده کوره کک، صنایع نساجی با فن‌آوری پایین، کمتر از سایر صنایع است. با توجه به اینکه فن‌آوری اطلاعات همراه با به‌کارگیری نیروی کار متخصص در بین فعالیتهای صنعتی است و نیروی کار متخصص نیز در صنعت در دوره مطالعه با افزایش بهره‌وری روبه‌رو بوده و در همه صنایع یکسان نبوده، نتیجه مزبور روشن‌تر و مستدل‌تر است.

۱. لال (Lall, 2000) بر اساس مطالعات (Pavit, 1984) و (OECD, 1994) طبقه‌بندی را در صنایع بر مبنای نوع فن‌آوری انجام داده که ما نیز در اینجا برای درک موقعیت صنعتی کشور صنایع کشور را در قالب این نوع طبقه‌بندی شکل داده و از آن در تحلیل استفاده نمودیم.

۴. خلاصه و نتیجه گیری

به طور کلی، در علم اقتصاد از طریق برآورد توابع تولید می‌توان کشش‌های عوامل تولید را استخراج نمود که درخصوص مطالعه فن‌آوری اطلاعات، برخی مطالعات همانند مطالعات دوان و مین (۱۹۹۷) و مک کگان و استیرو (۲۰۰۰) و همچنین هیت و اسنیر (۱۹۹۹)، از تابع تولید کاب - داگلاس تعمیم یافته برای بررسی و تأثیر فن‌آوری اطلاعات بر تولید استفاده نموده و کشش نهاده‌های تولید علی‌الخصوص فن‌آوری اطلاعات را برآورد و تحلیل کرده‌اند.

در این مطالعه نیز با استفاده از مطالعات تجربی دنیا با هدف تخمین کشش عامل تولید فن‌آوری اطلاعات از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر کارکن مرکز آمار ایران در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۹ در قالب کدهای چهار رقمی *ISIC* با روش الگوسازی داده‌های تلفیقی (*Panel Data*) استفاده نموده و تابع تولید متعالی صنعت را برآورد نمودیم. در این خصوص از موجودی سرمایه نرم‌افزار کامپیوتر به عنوان شاخص فن‌آوری اطلاعات سود جستیم.

مطالعه در این سطح در ایران نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات، تولید را افزایش می‌دهد، اما نحوه تأثیر آن در بین فعالیتهای صنعتی متفاوت است. کشش نهاده فن‌آوری اطلاعات در کل صنایع کارخانه‌ای معادل ۰/۰۲۶ است که پایین بودن آن نشان می‌دهد علی‌رغم پیشرفتهایی که در سالهای اخیر از نظر کاربرد بیشتر فن‌آوری اطلاعات در کشور شده، ولی هنوز مقیاس کاربرد این نوع از فن‌آوری در صنعت بسیار کم است و تنها درصد کمی از کل سرمایه‌گذاری صنعت به سرمایه‌گذاری در فن‌آوری اطلاعات اختصاص دارد. در بین فعالیتهای صنعتی، عامل فن‌آوری اطلاعات عمدتاً در صنایع با فن‌آوری میانه (*MT*) از کشش بیشتری برخوردار است؛ که عمدتاً شامل بخش خودروسازی و بعضاً صنایع فرایندی شامل پتروشیمی است. با توجه به افزایش سرمایه‌گذاری برخی صنایع خودروسازی و ماشین آلات، در زمینه نرم‌افزار کامپیوتری در دو سال اخیر و افزایش برخی شاخصها همانند نسبت سرمایه‌گذاری فن‌آوری اطلاعات به ارزش افزوده آنها باعث بالا بودن کشش فعالیتهای مزبور نسبت به سایر صنایع شده است.

کشش عامل سرمایه غیر فن‌آوری اطلاعات نیز حدود ۰/۴۴ برآورد شده است و بسیار بیشتر از عامل سرمایه فن‌آوری اطلاعات است. این موضوع بیانگر نقش بالاتر سرمایه غیر فن‌آوری اطلاعات نسبت به سرمایه فن‌آوری اطلاعات است که علت آن فقدان عوامل مکمل برای سرمایه‌گذاری اطلاعات در ایران است.

منابع

- امینی، علیرضا. (۱۳۷۹). اندازه‌گیری بهره‌وری و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر آن در کارگاه‌های بزرگ صنعتی استان هرمزگان در مقایسه با کل کشور. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان هرمزگان. جهانگرد، اسفندیار. (۱۳۸۳). اثر فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر رشد اقتصادی و بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران. رساله دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی. مرکز آمار ایران. (سالهای مختلف) نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر کارکن و بیشتر سالهای ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۰.
- هندرسن و کوانت. (۱۳۷۱). نظریه اقتصاد خرد با رهیافت ریاضی. ترجمه جمشید پژوهیان و مرتضی قره باغیان.
- وزارت امور اقتصادی و دارایی. (۱۳۵۲). آمار صنعتی ایران، اداره کل آمار.
- Bresnahan, Timothy, Brynjolfsson, Erik and Hitt, Lorin. (2001). Information Technology, Work place Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 117 (1), PP.339-376.
- Brynjolfsson, Erik and Yang, Shinkyu. (1996). Information Technology and Productivity: A Review of the Literature: *Advances in Computers*, Vol. 43, PP. 179-214.
- Brynjolfsson, Erik and Lorin, Hitt. (1995). Information Technology as a Factor of Production: the Role of Differences Among Firms. *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 3, PP. 183-199.
- Brynjolfsson, Erik and M. Hitt, Lorin. (2000). Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance. *Journal of Economic Perspectives*, Vol, 14(4), PP. 23-48.
- Clemons, E.K. (1991). Evaluation of Strategic Investment in Information Technology. *Communications of the ACM*. 34:1, PP. 22-36.
- Dedrick J, Vijay Gurbaxani and Kraemer, Kenneth L. (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.
- Dewan, S. and Min, C. (1997). The Substitution of Information Technology for Other Factors of Production: A Firm-Level Analysis. *Management Science*, Vol. 43, No. 12, PP. 1660-1675
- Gilchrist, Simon, Vijay Gurbaxani and Town, Robert. (2001). PCs and the Productivity Revolution. Center for Research on Information Technology and Organizations, *working paper*.

- Hitt, Lorin M and Eli M. Snir. (1999). *The Role of Information Technology in Modern Production: Complement or Substitute to Other Inputs?* University of Pennsylvania, WP.
- Kim Jong-Il. (2001). Information Technology and Firm Performance in Korea. *Thirteenth Annual East Asian Seminar on Economics*.
- Kraemer, Kenneth L., and Dedrick, Jason. (2001). *Information Technology and Productivity: Results and Implications of Cross-Country Studies*. In Matti Pohjola (ed), *Information Technology and Economic Development*. Oxford: Oxford University Press, PP. 257-279.
- Lall, S. (2000). The Technological Structure and Performance of Developing Country. Manufactured Exports, 1985-1998. *QEH Working Paper Series – QEHWPS44*.
- Lichtenberg, Frank R. (1995). The Output Contributions of Computer Equipment and Personal: A Firm-Level Analysis. *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 3, PP.201-217.
- Maddala, G.S and In Mookim. (2002). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press.
- McGukun. K. and Stiroh. (2000). Computer and Productivity :Are Aggregation Effect Important? *EPWPT.00-04*. Federal Reserve Bank of New York.
- Musgrave, J.C. (1992). *Fixed Reproducible Tangible Wealth in the United States Revised Estimates*. Survey of Current Business, PP. 106-119.
- Nadiri, M, and Prucha. R.M. (1993). Estimation of the Depreciation Rate of Physical and R&D Capital in the U.S. Total Manufacturing Sector. *WP4591*. NBER.
- Paganetta and et al. (2003). ICT Investment, Productivity and Efficiency: Evidence at Firm level Using a Stochastic Frontier Approach. *CEIS Tor Vergata*. Vol.10.No.29.
- Pohjola, M. (2001). *Information Technology and Economic Growth: A Cross-Country Analysis*. In Pohjola, Matti ed., *Information Technology and Economic Development*. Oxford: Oxford University Press, PP. 242-256.
- Quah, D. (2003). *Digital Goods and the New Economy*. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Tallon, Paul, Kenneth L. Kraemer and Gurbaxani, Vijay. (2000). Executives' Perceptions of the Business Value of Information Technology: A Process-Oriented Approach. *Journal of Management Information Systems*, 16:4, PP. 145-173.

Wolf, Susanna. (2001). *Determinants and Impact of ICT use for African SMEs: Implications for Rural South Africa*. Paper prepared for TIPS Forum.

پیوست - نتایج بر آورد تابع تولید متعالی صنایع کارخانه‌های ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۰

<i>Dependent Variable: LY?</i>				
<i>Method: GLS (Cross Section Weights)</i>				
<i>Date: 01/25/05 Time: 08:36</i>				
<i>Sample: 1379 1380</i>				
<i>Included observations: 2</i>				
<i>Number of cross-sections used: 121</i>				
<i>Total panel (unbalanced) observations: 218</i>				
<i>One-step weighting matrix</i>				
<i>Cross sections without valid observations dropped</i>				
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>C</i>	۲/۵۳۰۳۷۵	۰/۰۷۳۶۴۰	۳۴/۳۶۱۵۶	۰/۰۰۰۰
<i>LNon-IT?</i>	۰/۲۶۴۱۷۳	۰/۰۱۲۰۰۷	۲۲/۰۰۱۷۱	۰/۰۰۰۰
<i>Ledl?</i>	۰/۳۶۳۳۷۲	۰/۰۲۱۲۷۲	۱۷/۰۸۲۴۱	۰/۰۰۰۰
<i>LNedl?</i>	۰/۴۲۳۶۲۸	۰/۰۲۷۱۵۷	۱۵/۵۹۹۴۱	۰/۰۰۰۰
<i>LIT?</i>	۰/۰۲۸۸۰۰	۰/۰۰۵۳۹۹	۵/۳۳۳۹۱۰	۰/۰۰۰۰
<i>Non-IT?</i>	۳/۰۷E-۰۷	۷/۸۸E-۰۹	۳۸/۹۹۴۸۲	۰/۰۰۰۰
<i>Edl?</i>	-۵/۶۰E-۰۵	۱/۳۴E-۰۵	-۴/۱۶۷۶۶۵	۰/۰۰۰۰
<i>Nedl?</i>	-۱/۵۷E-۰۵	۸/۹۶E-۰۷	-۱۷/۵۳۸۴۰	۰/۰۰۰۰
<i>IT?</i>	-۲/۸۷E-۰۷	۳/۲۶E-۰۷	-۰/۸۷۸۶۶۸	۰/۳۸۰۶
<i>Weighted Statistics</i>				
<i>R-squared</i>	۰/۹۹۹۹۱۹	<i>Mean dependent var</i>		۲۵/۸۰۰۲۶
<i>Adjusted R-squared</i>	۰/۹۹۹۹۱۶	<i>S.D. dependent var</i>		۳۵/۳۶۳۵۰
<i>S.E. of regression</i>	۰/۳۲۳۳۳۳	<i>Sum squared resid</i>		۲۱/۸۴۹۷۸
<i>F-statistic</i>	۳۲۴۴۴۷/۵	<i>Durbin-Watson stat</i>		۱/۱۱۳۹۰۷
<i>Prob(F-statistic)</i>	۰/۰۰۰۰۰۰			

منبع: محقق

نماد *L* در جدول نیز مبین لگاریتم طبیعی از متغیرهای الگو است.