

بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور^۱

دکتر علیرضا دقیقی اصلی* دکتر صالح قوبدل**

پریمما بهرامی زنونز***

تاریخ ارسال: ۱۳۸۸/۴/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۷/۱۸

چکیده

این مقاله قصد دارد تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ را تخمین بزند. مدل به کار برده شده یک تابع تولید کاب-داگلاس با لحاظ متغیر فاوا می باشد که با استفاده از روش‌های داده‌های تابلویی و نرم افزار *Eviews 6* تخمین زده می شود.

نتایج برآورد نشان می دهد که اثر مثبت فاوا بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور تایید می شود. همچنین اثر مثبت سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی نیز مورد تاکید است.

با توجه به نتایج پیشنهاد می شود که کشورهای در حال توسعه مانند ایران به منظور افزایش بهره‌وری زمینه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری در فاوا را فراهم آورند تا سرمایه‌گذاران خارجی و داخلی بتوانند با سهولت بیشتری در این فناوری سرمایه‌گذاری کنند.

واژگان کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)، بهره‌وری نیروی کار، صنعت بانکداری، رشد اقتصادی
طبقه بندی JEL: J۲۴, D۴۷, D۲۴.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه:

آنچه در اقتصاد جدید قابل توجه است این است که ساختار آن متکی به دانش و آگاهی است، نه فقط از این جهت که امروزه فرض می شود دانش و آگاهی از طریق رشد و افزایش بهره وری، در تولید اهمیت فزاینده یافته است، بلکه از این جهت که مادی بودن و حالت فیزیکی مواد کم اهمیت شده و مصرف کالاها و خدماتی شبیه نرم افزارهای کامپیوتری، تحویل اینترنتی کالاها و خدمات و به عبارتی محصولات فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)^۲ افزایش یافته است و این موضوع بر رشد و بهره وری اقتصاد تأثیر می گذارد.

بهره گیری از فاوا باعث افزایش توان و سرعت پردازش اطلاعات، ارزان شدن نسبی قیمت سخت افزار و نرم افزار، رواج استفاده از سیستم های مکانیزه، بوجود آمدن نظام های اطلاعاتی بهینه و دسترسی سریع و آسان به اطلاعات، امکان انجام محاسبات و مبادله داده ها با سرعت بسیار بالا و در پهنه جغرافیایی وسیع تر و دسترسی مشترک و همزمان به منابع اطلاعاتی شده است. با استفاده از فاوا امکان تولیدات مشابه با هزینه تمام شده کمتر، افزایش سطح تولیدات با هزینه های یکسان و افزایش سرعت در تهیه و تدارک عوامل تولید و نیز عرضه محصولات بدون نیاز به افزایش هزینه ها بوجود می آید.

امروزه اهمیت فاوا به منظور افزایش سرعت و دقت فعالیتهای مختلف سازمانها و ارتباط اجزای مختلف آن با یکدیگر و در نتیجه بالابردن بهره وری آنها بر کسی پوشیده نیست. بانکها از جمله سازمانهایی هستند که برای بقاء در بازار و حفظ قدرت رقابتی خود به فاوا نیازمند هستند. بانکها با توجه به خیل عظیم مشتریان و ضرورت برآورده نمودن نیازهای آنها و ارائه خدمات بهینه به آنها از یک سو به طور عام و نیاز به پردازش اطلاعات به صورت خاص؛ در بکارگیری این فناوری یکی از صنایع پیشتاز در جهان می باشند. بنابراین فاوا را می توان به عنوان یکی از اساسی ترین عوامل در تولید و اشتغال در نظر گرفت که از طرفی با جانشینی به جای نیروی انسانی (کارکنان در صنعت بانکداری) باعث کاهش اشتغال آنها شده و از سوی دیگر با گسترش مقیاس تولید و ایجاد توانایی ها و فرصت های جدید، اشتغال نیروی کار ماهر را افزایش می دهد و همچنین مطالب بیان شده می تواند موجب افزایش ارزش افزوده خدمات بانکی و ارائه خدمات بانکی در سطحی گسترده تر و در نتیجه رشد بهره وری کارمندان بانکی شود.

فاوا به عنوان یک عامل تسهیل کننده فعالیتهای سازمانی، می تواند بر بهره وری نیروی کار مؤثر باشد. همچنین فاوا در بسیاری موارد جایگزین نیروی انسانی می گردد. برای مثال ظهور دستگاه های خودپرداز^۳ حجم مراجعه به صندوق های بانک را کاهش می دهد و در نتیجه نیاز کمتری به نیروی انسانی در بانک ها می گردد که بر بهره وری نیروی انسانی شاغل اثر مثبتی می گذارد. و همچنین استفاده از فاوا برای کاهش هزینه ها و بالابردن بهره وری نیروی کار و رقابت لازم و ضروری است. بر این اساس علیرغم توافق نسبی بر اثرگذاری مثبت فاوا بر بهره وری نیروی کار برای قضاوت نهایی در مورد تأثیر فاوا بر بهره وری نیروی کار در هر کشور، صنعت یا منطقه خاص، مطالعه ای ویژه حائز اهمیت است.

از طرفی دیگر با توجه به سیاست کاهش نرخ سود تسهیلات اعطایی بانکها که کاهش درآمد آنها را به همراه داشته و همچنین عدم کاهش متناسب هزینه های اصلی بانکها (سود پرداختی بابت سپرده های مشتریان)، بانک ها را مجبور به کاهش هزینه های خود از طرق مختلف از جمله افزایش بهره وری نیروی کار، ساخته است. از آنجاکه بهره وری نیروی کار اثری قابل ملاحظه بر قدرت

^۱.Information and Communication Technology (ICT)

^۲.Automatic Teller Machine (ATM)

رقابت پذیری هر بنگاهی دارد، بررسی تأثیر فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری امری ضروری و با اهمیت به نظر می رسد.

در نتیجه در این مقاله سعی شده تا میزان و نقش تأثیر فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری ایران مورد بررسی قرار گیرد.

مبانی نظری فاوا و بهره وری^۴:

در الگوی رشد اقتصادی پاجولا^۵ با پیروی از دو الگوی رشد با توابع تولید مختلف و روش متفاوت، ابتدا در چارچوب حسابداری رشد، شکل تابع تولید به صورت زیر در نظر گرفته می شود.

$$Y_t = Y(Y_t^{ict}, Y_t^0) = A_t F(C_t, K_t, H_t, N_t) \quad (1)$$

که t بیانگر زمان، Y نشان دهنده ارزش افزوده کل، Y^{ict} ارزش افزوده کالاها و خدمات فاوا است و Y^0 نشان دهنده دیگر تولیدات است. تولید با نهاده های سرمایه ای فاوا (C)، سرمایه فیزیکی غیر از فاوا (K)، سرمایه انسانی (H) و نیروی کار (N) انجام می گیرد. با فرض سطح فناوری به صورت هیکسی (خنثی)، افزایش تولید این متغیر توسط پارامتر A ارایه می گردد.

فاوا به سه روش اساسی بر رشد اقتصادی، تولید و بهره وری تأثیر می گذارد:

اول این که، تولید کالاها و خدمات فاوا Y^{ict} بخشی از ارزش افزوده اقتصاد هستند.

دوم، به کارگیری سرمایه فاوا یا C ، به عنوان نهاده در تولید همه کالاها و خدمات باعث ایجاد رشد اقتصاد می گردد.

نهایتاً، فاوا باعث افزایش رشد اقتصادی از طریق کمک بخش های فاوا به تغییر فناوری می شوند.

اگر رشد سریع تولید فاوا بر اساس منافع کارایی و بهره وری در این فعالیت ها باشد، بنابراین باعث افزایش و کمک به رشد بهره وری در سطح کلان اقتصادی نیز خواهد شد. این مسئله باید در کنار ارزیابی تغییرات فناوری بخش فاوا (منسوب به A) صورت پذیرد.

به دو روش تولید فاوا به رشد اقتصادی کمک خواهد کرد.

روش اول: روش مستقیم از طریق تولید کالاها و خدمات فاوا به رشد تولید ناخالص داخلی واقعی کمک می کند.

روش دوم: کمک بخش فاوا به پیشرفت های فناوری است. روش مستقیم با مشتق نسبت به زمان سمت چپ معادله ۱ به دست می آید.

$$\dot{Y} = w_{ict} \dot{y} + w_0 \dot{y}$$

علامت نقطه نمایانگر نرخ تغییر می باشد و w_{ict} سهم تولید اسمی فاوا و w_0 سهم تولید کالاها و خدمات غیر فاوا می باشند. کمک مستقیم فاوا به رشد اقتصادی قسمت اول معادله است که با ضرب سهم تولید اسمی کالاها و خدمات فاوا در نرخ رشد ارزش افزوده بخش فاوا به دست می آید. در سازمان همکاری اقتصادی و توسعه این ضریب بین ۳ و ۹ درصد کل تولید ناخالص داخلی جاری تخمین زده شده است.^۶

۲. جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۵)، «اقتصاد فناوری اطلاعات و ارتباطات».

۴. Pohjola, ۲۰۰۲.

۵. OECD (۲۰۰۰)

نظر به این که همه کشورهای جهان ممکن است تولیدکننده فاوا باشند بنابراین ممکن است مصرف کننده یا استفاده کننده هم باشند. کاهش سریع در قیمت های نسبی نرم افزارها و تجهیزات مخابراتی و محاسباتی باعث جذب و جلب سرمایه گذاری می گردد. اما سود و منافع چگونه قابل محاسبه است.

تخمین تأثیر سرمایه گذاری فاوا در ادبیات اقتصادی بر رشد اقتصادی از طریق: تخمین تابع تولید، حسابداری رشد و تئوری رشد کاربردی قابل اندازه گیری می باشد. با روش تابع تولید شروع می کنیم. فرض می کنیم که تابع تولید بر اساس مطالعات اولیه در زمینه فناوری اطلاعات به شکل کاب داگلاس است.

$$Y = Ac^{a_c} k^{a_k} H^{a_h} N^{a_n} \quad (2)$$

در این جا نماد زمان در الگو لحاظ نشده است. با گرفتن لگاریتم طبیعی تابع تولید به صورت خطی و به شکل زیر می گردد.

$$\ln Y = \ln A + a_c \ln C + a_k \ln K + a_h \ln H + a_n \ln N \quad (3)$$

معادله مذکور با فرض وجود اطلاعات متغیرهای الگو، قابل تخمین و برآورد است. معمولاً از این تابع برای تحلیل های سری زمانی برای یک کشور و تحلیل های بین کشوری برای گروهی از کشورها قابل تخمین است. اما تخمین در سطح، باعث بروز بسیاری از مشکلات در خصوص رشد اقتصادی خواهد شد. مشتق معادله فوق بر حسب زمان به صورت زیر خواهد شد.

$$\dot{Y} = \dot{A} + a_c \dot{C} + a_k \dot{K} + a_h \dot{H} + a_n \dot{N} \quad (4)$$

که علامت نقطه مؤید نرخ تغییر می باشد. به هر حال اگر فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید در نظر گرفته شود و همچنین پرداخت به عوامل تولید به اندازه تولید نهایی باشد، ضریب α سهم عوامل در کل درآمد را بیان می نماید. تکنیک استاندارد حسابداری رشد برای تعیین کمک عوامل تولید به رشد اقتصاد به گونه مستقیم قابل به کارگیری است. همه عوامل به غیر از تغییرات فناوری، \dot{A} در معادله فوق قابل مشاهده هستند که این تغییرات نیز به عنوان باقیمانده به دست می آید و عمدتاً نرخ رشد کل یا چند عاملی بهره وری نامیده می شوند. این روش علیرغم آنکه اطلاعات مفیدی را در رابطه با منابع رشد اقتصادی فراهم می نماید، اما بطور کامل نحوه شکل گیری رشد اقتصادی یک کشور را توضیح نمی دهد.

در مورد مطالعات کاربردی به کارگیری هر کدام از روش های مذکور با کمبود آمار و اطلاعات در زمینه موجودی سرمایه فناوری ارتباطات و اطلاعات و سهم آن در درآمد ملی مواجه است. به دنبال آن تحلیل گران مجبورند به فرض های ساده سازی و منابع اطلاعات جایگزین در برآورد تأثیر سرمایه گذاری فناوری ارتباطات و اطلاعات، قیمت و موجودی سرمایه رجوع کنند. این موضوع با توجه به این که در الگوهای رشد نئوکلاسیکی بسط داده شده بیشتر از یک نوع سرمایه وجود دارد مشکل حادث می شود.^۷ در روش دوم می توان فرم تابع تولیدی که کمی با معادله (۲) متفاوت است را به صورت زیر در نظر گرفت.

$$Y = c^{a_c} k^{a_k} H^{a_h} (AN)^{a_n} \quad (5)$$

که اختلاف آن با الگوی قبل در مورد تغییرات فناوری است. در این جا فرض شده که این تغییرات از نوع کارافزا^۸ است با فرض آن که بازده ثابت نسبت به مقیاس نیز برقرار می باشد می توان نتیجه گرفت که $a_n = 1 - a_c - a_k - a_h$ است.

این الگو شامل سه نوع سرمایه: انسانی، فناوری ارتباطات و اطلاعات و فیزیکی می باشد.

الگوی سولو فرض می کند که قسمت ثابتی از تولید در هر یک از انواع سرمایه، سرمایه گذاری می شود. در این الگو y سطح تولید برای هر نیروی کار مؤثر، $y = Y/AN$ و c, k, h به ترتیب میان موجودی انواع سرمایه فیزیکی فاوا، فیزیکی غیر فاوا و

^۷. Mankiw, Romer & Weil, ۱۹۹۲.

^۸. Labour Augmenting

انسانی به ازای هر واحد نیروی کار مؤثر می باشند. بنابراین معادله رشد انواع سرمایه ها در شرایط Steady State به صورت زیر می باشد.

$$dc(t) / dt = s_c y(t) - (\alpha + n + \delta_c) c(t) \quad (6)$$

$$dk(t) / dt = s_k y(t) - (\alpha + n + \delta_k) k(t) \quad (7)$$

$$dh(t) / dt = s_h y(t) - (\alpha + n + \delta_h) h(t) \quad (8)$$

در این معادلات ضریب SC نمایانگر نرخ پس انداز در سرمایه فیزیکی فاوا، SK نمایانگر نرخ پس انداز در سرمایه فیزیکی غیرفاوا و SH نمایانگر نرخ پس انداز در سرمایه انسانی است و δ نرخ استهلاک می باشد. نهاده نیروی کار و فناوری فرض شده با نرخ های برون زای n و α رشد می کنند و در اینجا $(\alpha, n, \delta) > 0$ بوده و $s_c + s_k + s_h < 1$ است.

حل معادلات فوق برای دستیابی به مقدار حالت پایدار موجودی سرمایه و جایگزینی در تابع تولید به شکل زیر می شود.

$$\ln(Y/L) = \alpha_0 + (\alpha_c / 1 - \beta) \ln s_c + (\alpha_k / 1 - \beta) \ln s_k + (\alpha_h / 1 - \beta) \ln s_h - (\beta / 1 - \beta) \ln(\alpha + n + \delta) \quad (9)$$

که $\beta = a_c + a_k + a_h$ ، $\alpha = \ln A(\cdot) + at$ و نرخ استهلاک برای همه انواع موجودی سرمایه δ و هم چنین $\beta < 1$ فرض شده است. نتیجه این است که حالت یکنواخت تولید سرانه نیروی کار یا بهره وری کار رابطه مثبت با نرخ های پس انداز انواع سرمایه دارد ولی با نرخ رشد جمعیت و استهلاک سرمایه رابطه منفی دارد. نهایتاً این که بهره وری نیروی کار در کشورهایی که سرمایه گذاری بیشتری در سرمایه فناوری ارتباطات و اطلاعات نسبت به دیگر کشورها انجام می دهند با فرض برابری سایر موارد بالاتر می باشد.

در صورتی که آمار نسبت سرمایه گذاری (یا پس انداز) در هر نوع سرمایه ای در کشورها قابل دسترس باشد، معادله (9) را می توان تخمین زد. بنابراین نیازی به اندازه گیری موجودی سرمایه نیست.

حداقل سه مساله در خصوص مشخصات الگوی فوق وجود دارد. اول ویژگی تابع تولید کاب داگلاس حاکی از این است که درآمد حاصل شده توسط موجودی سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات سهم ثابتی از درآمد ملی را در بر می گیرد. این مورد در زمان افزایش تطبیق فناوری اطلاعات و ارتباطات صحیح نیست. دوم استفاده از یک نرخ استهلاک برای همه موجودی های سرمایه مشکل ساز است چرا که سرمایه های فناوری اطلاعات و ارتباطات طول عمر استفاده آنها نسبت به سایر سرمایه ها کمتر است. سوم، این که معادله (9) بر مبنای این فرض که همه کشورها در حالت یکنواخت هستند می باشد. این موضوع که همگرایی به حالت یکنواخت به آرامی انجام می شود غیر واقعی است. دو فرض ساده ساز اول را نمی توان به آسانی کنار گذاشت. مشکل سوم به آسانی با الگوسازی همگرا به حالت یکنواخت ثابت و ماندنی می شود.

$$\ln \frac{Y(t)}{L(t)} - \ln \frac{Y(0)}{L(0)} = \theta \ln A(0) + at + \theta \frac{a_c}{1 - \beta} \ln s_c + \theta \frac{a_k}{1 - \beta} \ln s_k + \theta \frac{a_h}{1 - \beta} \ln s_h - \theta \frac{\beta}{1 - \beta} \ln(\alpha + n + \delta) - \theta \ln \frac{Y(0)}{L(0)} \quad (10)$$

که $Y(0)$ و $L(0)$ تولید و نیروی کار در زمان اولیه هستند و $\theta = (1 - e^{-\lambda t})$ ، $\lambda = \beta(\alpha + n + \delta)$ سرعت همگرایی را اندازه می گیرند^۹. این معادله می گوید که بهره وری در کشورهایی که سرمایه گذاری بیشتری در سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات می کنند و در سایر موارد برابر هستند، سریع تر رشد می کند.

مروری بر مطالعات تجربی:

۱. برای جزئیات بیشتر به (Mankiw, Romer and Weil (۱۹۹۲) مراجعه شود.

جورگسون و استیرو (۲۰۰۰) در مقاله ای با عنوان «بالا بردن محدوده سرعت: رشد اقتصادی آمریکا در عصر اطلاعات» مطالعه ای در کشور آمریکا در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۸ به این نتیجه رسیدند که تعمیق سرمایه (چه سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات و چه سرمایه گذاری در غیر فناوری اطلاعات باعث افزایش ۲/۳۷ درصدی رشد متوسط بهره وری نیروی کار شده است. اولین و سیچل (۲۰۰۰) در مقاله ای با عنوان «تجدید نظری در رشد اقتصادی در اواخر دهه ۱۹۹۰: آیا فناوری اطلاعات داستان است؟» مطالعه ای در کشور آمریکا در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۹ دریافتند که سرمایه در فناوری اطلاعات نسبت به سایر سرمایه گذاری ها تأثیر بیشتری بر بهره وری نیروی کار دارد و در این بازه زمانی نرخ رشد بهره وری نیروی کار ۲/۵۷ درصد بوده است. جورگسون (۲۰۰۱) در مقاله ای با عنوان «تجدید نظری در فناوری اطلاعات» مطالعه ای در کشور آمریکا انجام داده و دریافت بازدهی سرمایه گذاری فاوا بر بهره وری نیروی کار معادل ۲/۱۱ درصد در دوره ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۹ برای می باشد. جورگسون، هو و استیرو (۲۰۰۳) در مقاله ای با عنوان «درس های برای تجدید نظر در رشد آمریکا» ۲۰۰۳ در بازه های زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ و ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۱ نرخ رشد بهره وری نیروی کار را به ترتیب ۲/۰۷ و ۲/۰۲ درصد محاسبه نمودند. و مانند مطالعات قبلی بیشترین تأثیر در رشد بهره وری نیروی کار مربوط به سرمایه فناوری اطلاعات می باشد. اولین و سیچل (۲۰۰۳) در مقاله بعدی خود با نام «فناوری اطلاعات و بهره وری: ما کجا هستیم و به کجا میرویم؟» در این زمینه در آمریکا به این نتیجه رسیدند که در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۱ نرخ رشد (APL) معادل ۲/۴۳ درصد است که بیشترین تأثیر را سرمایه (IT) دارد با این تفاوت که در این تحقیق «نیمه رساناها»^{۱۰} را هم مد نظر گرفته و میزان تأثیر آنها را نیز بررسی کردند. پرهام و دیگران (۲۰۰۱) در فناوری اطلاعات و موج خروشان بهره وری استرالیا دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ در استرالیا نرخ رشد بهره وری کار را ۳/۷ درصد محاسبه نموده اند که بیشترین تأثیر را بهره وری کل عوامل و بعد از آن سرمایه فناوری اطلاعات بر رشد بهره وری کار داشته است. جالوا و پاچولا^{۱۱} (۲۰۰۱) در مقاله خود با عنوان «رشد اقتصادی در اقتصاد جدید: مدارکی به واسطه اقتصاد پیشرفته» در کشور فنلاند در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۹ نرخ رشد بهره وری را معادل ۳/۵ درصد محاسبه نموده که در این مشاهده سرمایه غیر (IT) دارای اثری منفی بوده و بهره وری کل عوامل بیشترین اثر را بر نرخ رشد بهره وری کار دارد. هارچاویس و همکاران (۲۰۰۲)^{۱۲} در مقاله خود با عنوان «فناوری اطلاعات و رشد اقتصادی در کانادا و آمریکا» طبق مطالعاتی که در کشور کانادا انجام دادند به این نتیجه رسیده اند که در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ نرخ رشد بهره وری کار معادل ۱/۷ درصد بوده که بیشترین تأثیر این رشد به خاطر بهره وری کل عوامل بوده است. و سرمایه غیر فاوا هیچ تأثیری بر این نرخ نداشته است. روبیدوکس و وانگ (۲۰۰۳)^{۱۳} در مقاله خود با عنوان «آیا روند رشد بهره وری در کانادا افزایش دارد؟» طبق مطالعاتی که در کشور کانادا انجام دادند نتایج حاصله از تحقیق قبلی در این کشور را مورد بررسی قرار داده و در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۱ نرخ رشد بهره وری کار را معادل ۱/۸ درصد و عمدتاً ناشی از رشد بهره وری کل عوامل دانسته اند.

میسون و همکاران (۱۹۹۹) در مقاله بهره وری، تکنولوژی و مهارت ها در بانکداری: وام دهی تجاری در بریتانیا، ایالات متحده و آلمان نتیجه می گیرند که متوسط بازده (تولید) سرانه کارگر ساعتی وام دهنده در آلمان نسبت به ایالات متحده آمریکا ۳۳ درصد بیشتر است و تقریباً دو سوم (۲/۳) بیشتر از بریتانیا است. در تمام این سه نمونه رابطه مدیریت و تحلیل گری مالی در سطوح بالاتر مهارت رسمی و آموزش، بطور مشابه و یکسان مد نظر گرفته شده است. تفاوت اصلی در سطوح مهارت نیروی کار به واسطه سهم

^{۱۰}. Semiconductors

^{۱۱}. Jalava & Pohjola

^{۱۲}. Harchaoui et al (۲۰۰۲)

^{۱۳}. Robidoux & Wong (۲۰۰۳)

بالای کارکنان دفتری آلمان است که یک تعلیم کامل کارآموزی بعد از ترک کردن مدرسه (در مقابل آنها در آمریکا و بریتانیا آموزش خوب کمتر بوده است) دیده بودند. مورتینن، لینا (۲۰۰۲) در مقاله تولید (بازده) بخش بانکداری و بهره‌وری نیروی کار در شش کشور اروپایی نتیجه می‌گیرد بهره‌وری نیروی کار در بخش بانکداری را با کمک شاخص‌های تورنکوئیست برای شش کشور: فنلاند، سوئد، انگلستان، آلمان، فرانسه و ایتالیا در دوره‌های مختلف از ۱۱ تا ۲۰ سال مد نظر قرار داده و بر طبق نتایج حاصله بهره‌وری بخش بانکداری فنلاند از طریق کاهش اساسی (شدید) مقدار نیروی کار، پیشرفت و افزایش داشته است، در حالیکه رشد تولید (بازده) نسبتاً کمی داشته است.

نیکلاس آلتون (۲۰۰۱) در مقاله فاوا و رشد بهره‌وری در انگلیس نتیجه می‌گیرد که از حسابداری رشد برای اندازه‌گیری سهم فاوا در رشد کل هم در تولید و هم در مصرف استفاده کرده و به این نتیجه رسید که از سال ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۸ میلادی سهم بازده فاوا یک پنجم جمع کل رشد تولید ناخالص داخلی است. از سال ۱۹۸۹، ۵۵ درصد از سرمایه با تعمیق سرمایه فاوا حاصل شده است و ۹۰ درصد از این رشد از سال ۹۴ است. این تعمیق سرمایه فاوا باعث شده است رشد بهره‌وری نیروی کار در طی این دوره از ۲۵٪ (در سال‌های ۹۴ تا ۹۸) به بالای ۴۸٪ برسد. پائول کِسلِی و فرانسیسکو پاترنو (۲۰۰۱) در مقاله انباشت فاوا و رشد اقتصادی در آمریکا: تحلیلی بر مبنای داده صنعتی با کمک روش‌های اقتصادسنجی نتیجه می‌گیرد اگرچه نشانه‌هایی دال بر تأثیر مثبت انباشت کامپیوترها در پویایی بهره‌وری کل عوامل تولید در سال‌های اخیر گذاشته است اما تأثیر مثبت انباشت سرمایه فاوا در رشد بهره‌وری کل هنوز نسبتاً ضعیف است. بارت وِن آرک و همکاران (۲۰۰۲) در مقاله چرخه دگرگونی «بهره‌وری، فاوا و خدمات صنعتی در اروپا و ایالات متحده نتیجه می‌گیرد. انتشار فاوا در اروپا از الگوهای اعمال شده در کشور آمریکا تبعیت می‌کنند. تنها تفاوت مهم بین اروپا و آمریکا در شدت و قدرت استفاده از سرویس‌ها و خدمات فاوا می‌باشد. در بخش تولیدی فاوا، تجهیزات کامپیوتری و مخابراتی با رشد شایان توجه بهره‌وری و شتاب واقعی روبرو شده و می‌توان گفت که در تمامی کشورها یکی از قدرتمندترین ارکان اقتصادی در حال رشد محسوب می‌شود.

باقری قادیکلای (۱۳۸۳) در پایان نامه بررسی تأثیر فناوری اطلاعات بر روی دستمزد و بهره‌وری نیروی کار (مطالعه موردی صنایع استان تهران) در رساله خود به این نتیجه رسید که نسبت استفاده کنندگان از کامپیوتر به کل نیروی کار و نسبت استفاده کنندگان از اینترنت به کل نیروی کار در سطح ۵ درصد روی بهره‌وری نیروی کار تأثیر نداشته است ولی نسبت استفاده کنندگان از اینترنت به کل نیروی کار رابطه معنی‌داری را نشان می‌دهد. و همچنین رابطه معنی‌داری بین دستمزد و فناوری اطلاعات است. جمالی‌زاده زواره (۱۳۸۵) در پایان نامه بررسی روابط بین هزینه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات فاوا و بهره‌وری کل در ایران نتیجه می‌گیرد که در رساله خود به این نتیجه رسید که ارتباط مثبت و معنی‌دار بین بهره‌وری کل (باقیمانده سولو) و هزینه زیرساخت‌های فاوا تأیید می‌شود. همچنین ارتباط مثبت و معنی‌دار بین تولید و هزینه زیرساخت‌های فاوا نیز مورد تأیید قرار گرفت. همچنین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از بردار همجمعی جوهانسون تأیید شده به نحوی که یک درصد افزایش در هزینه زیرساخت‌های فاوا باعث افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۱۱۳ درصد می‌شود. از سوی دیگر یک درصد افزایش در هزینه زیرساخت‌های فاوا باعث افزایش میزان بهره‌وری به میزان ۰/۰۴ درصد خواهد شد. شیری (۱۳۸۵) در مقاله استراتژی فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه اقتصادی نتیجه می‌گیرد دولتهای کشورهای در حال توسعه باید یک استراتژی ملی برای گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشور خود اتخاذ کنند که در بین این استراتژی‌ها، استراتژی استفاده داخلی از فناوری اطلاعات و ارتباطات برای کشورهای بزرگ و بخصوص کشورمان بهترین و مؤثرترین استراتژی خواهد بود.

محمودزاده (۱۳۸۶) در رساله دکترای خود تحت عنوان نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات فاوا در بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی (مطالعه موردی: کشورهای در حال توسعه منتخب با تأکید بر ایران) به این نتیجه رسید که سرمایه غیرفاوا، سرمایه انسانی، بازبودن اقتصاد و پس‌انداز تأثیر مثبت و نرخ تورم تأثیر منفی بر بهره‌وری کل در ایران دارند. کشش بهره‌وری کل نسبت به سرمایه گذاری سرانه فاوا حدود ۰/۰۳ بوده و رابطه‌ی علیت از سوی متغیرهای توضیحی بر بهره‌وری کل در بلندمدت برقرار است. همچنین، نتایج برای کشورهای در حال توسعه، نشان داد که سرمایه غیرفاوا، ضریب نفوذ تلفن ثابت و اینترنت، شاخص شبکه، کاربری اطلاعاتی، مخارج فاوا و بازبودن اقتصاد تأثیر مثبت ولی نرخ تورم و نرخ رشد جمعیت تأثیر منفی بر بهره‌وری کل و رشد اقتصادی این کشورها دارند. سرمایه انسانی بر رشد بی‌تأثیر بوده ولی بر بهره‌وری کل تأثیر مثبت قابل ملاحظه دارد. اثرات مثبت نرخ پس‌انداز بر بهره‌وری کل نیز تأیید می‌شود. نتیجه نهایی این رساله این است که فاوا از سه طریق زیرساخت، کاربردی و اثرات سربز بر بهره‌وری کل و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه تأثیر می‌گذارد و تناقض بهره‌وری در این کشورها مشاهده نمی‌شود. محمودزاده و اسدی (۱۳۸۶) در مقاله اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران بیان می‌دارد با استفاده از الگوهای نظری و تجربی، تابع بهره‌وری نیروی کار با لحاظ فاوا و با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۰-۸۲ و به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شد. نتایج برآورد نشان می‌دهد بهره‌وری کل و سرمایه غیر فاوا بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران دارند. اثر سرمایه انسانی و سرمایه فاوا بر بهره‌وری نیروی کار مثبت و معنی‌دار است ولی اثرگذاری‌ها در مقایسه با متغیرها کمتر است. نتایج این مطالعه در زمینه فاوا با بیشتر مطالعات تجربی در کشورهای در حال توسعه سازگار است.

نوری (۱۳۸۶) در مقاله بانکداری الکترونیک در ایران: موانع، مشکلات و چالش‌های پیش‌رو بیان می‌دارد توسعه بانکداری الکترونیک در ایران را می‌توان به صدور کارت‌های دارای موجودی، ارائه برخی از خدمات از طریق پایانه‌های خودپرداز و پایانه‌های فروش محدود دانست و از این رو هر گونه مقایسه بانکداری الکترونیک ایران با کشورهای دیگر نیز محدود به شاخص‌های مذکور خواهد بود. شود ایران در مقایسه با کشورهای پیشرفته، هم از نظر تعداد و هم از نظر نسبت جمعیت، شکاف درخور توجهی با این کشورها دارد، لیکن از نظر نسبت (تعداد *ATM* و *POS* به یک میلیون نفر) هنوز هم شکاف بین ایران و سایر کشورهای مشابه از تفاوت معناداری برخوردار است. در صورتی که سایر شاخص‌های مربوط به حوزه بانکداری الکترونیک، اعم از بانکداری اینترنتی، کارت‌های اعتباری و... نیز مدنظر قرار گیرد، این شکاف بیشتر نیز می‌باشد. این امر در مقایسه با کشور ترکیه که از نظر جغرافیایی و جمعیتی وضعیت مشابهی با ایران دارد، نمود بیشتری دارد.

تصریح مدل:

در این مقاله به بررسی رابطه فاوا بر روی بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور می‌پردازیم، همانطور که در بخش‌های قبل توضیح داده شد، با استفاده از الگوی پاچولا (۲۰۰۱، ۲۰۰۲)، جورجسون و استیرو (۲۰۰۳، ۲۰۰۰) و کوا (۲۰۰۳، ۲۰۰۲) تابع تولید را به صورت زیر بیان می‌کنیم.

$$Y = A.F(K, H, L, ATM)$$

میزان محصول با (Y) نشان داده شده است، از آنجا که بانکها واسطه و جوه هستند لذا علاوه بر ارائه انواع خدمات بانکی، اصلی‌ترین وظیفه آنها کماکان جمع‌آوری سپرده و پرداخت وجوه به متقاضیان در قالب تسهیلات مالی است که در این مطالعه به عنوان

نماینده^۴، حجم سپرده ها به عنوان محصول تولیدی توسط بانک ها مد نظر گرفته می‌شود. البته ارزش افزوده نیز می‌توانست معیار مناسبی برای Y باشد. سرمایه فیزیکی با (K) نمایش داده شده است که به عنوان نماینده، با توجه به عدم ارزیابی سالانه به قیمت روزذلریایی های ثابت لذا برای عدم اشتباه در برآورد، حقوق صاحبان سهام در بانک ها مد نظر گرفته شده است^۵. سرمایه انسانی (تعداد نیروی کار شاغل در بخش بانکداری کشور با تحصیلات لیسانس و بالاتر) با (H) نمایش داده شده است، تعداد کل نیروی کار در بانک ها (L) ، تعداد دستگاه های خودپرداز (ATM) که یکی از شاخص های ICT است، به عنوان نماینده فاوا بوده و بهره وری کل عوامل (TFP) از طریق A اندازه گیری می‌شود. ضمن آن که ATM بخشی از سرمایه ثابت فیزیکی است و به دلیل کمبود آمار و اطلاعات امکان تفکیک سرمایه ICT و غیر ICT وجود ندارد.

در این مقاله برای اندازه گیری بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری از نسبت حجم سپرده به نیروی کار استفاده می‌شود. پس فرمول کلی را به صورت زیر بیان می‌کنیم:

$$\Delta \ln Y = \Delta \ln A + \alpha_l \Delta \ln L + \alpha_h \Delta \ln H + \alpha_k \Delta \ln K + \alpha_{atm} \Delta \ln ATM$$

بدیهی است که اگر تابع تولید با بازدهی ثابت به مقیاس تولید داشته باشیم، مجموع توان عوامل برابر یک خواهد بود (یعنی $\alpha_l + \alpha_h + \alpha_k + \alpha_{atm} = 1$). منظور از Δ نشاندهنده دیفرانسیل مرتبه اول است. و با فرض رشد بهره وری نیروی کار به صورت: $Y/L = y$ فرمول ما به صورت:

$$\Delta \ln y = \alpha_k \Delta \ln k + \alpha_{atm} \Delta \ln atm + \alpha_h \Delta \ln h + \Delta \ln A$$

در معادله بالا رشد بهره وری نیروی کار به سه عامل ارتباط دارد. ① سرمایه که خود به دو بخش فاوا و غیر فاوا تقسیم می‌شود. با افزایش سرمایه سرانه، انتظار می‌رود بهره وری نیروی کار افزایش یابد. ② رشد کیفیت نیروی کار است که جانشینی نیروی کار با بهره وری نهایی بالاتر را اندازه گیری می‌کند. ③ بهره وری کل عوامل تولید که اثرات تغییرات فنی و سایر عواملی که باعث افزایش رشد تولید می‌شوند و در الگو مدنظر گرفته نشده اند را نمایش می‌دهد. بهره وری کل عوامل تولید خود شامل دو قسمت می‌شود، ① عواملی که ناشی از صنعت فاوا بوده و سهم آن برابر با $\alpha_{atm} \Delta \ln A_{atm}$ است؛ ② مربوط به سایر بخش ها است که بصورت زیر می‌توان نمایش داد:

$$\Delta \ln A = \alpha_{atm} \Delta \ln A_{atm} + \Delta \ln A_n$$

با توجه به الگوی بیان شده و جایگذاری اطلاعات در آن به تجزیه و تحلیل داده ها می‌پردازیم.

^۴.Proxy

۲. حقوق صاحبان سهام: را می‌توان ترجمه واژه *Shareholders Equity* دانست، بدین معنا که مازاد دارائیهای بر بدهیهای یک شرکت سهامی، بیانگر حقوق صاحبان سهام آن است. به عبارت دیگر، این اصطلاح، در ترازنامه شرکتهای سهامی، جانشین حساب سرمایه (سرمایه های) شرکاء در شرکتهای تضامنی و حساب سرمایه مالک در واحد های تک مالکی می‌باشد. در شرکتهای سهامی اجزای اصلی معادله ترازنامه یا معادله حسابداری عبارتند از: دارائیهای، بدهیها و حقوق صاحبان سهام که می‌توان آن را به صورت (دارائیهای = بدهیها + حقوق صاحبان) نوشت، قسمت حقوق صاحبان سهام در ترازنامه شرکتهای سهامی باید اقلام تشکیل دهنده حقوق صاحبان سهام را به تفکیک منعکس سازد. دو منبع اصلی حقوق صاحبان سهام عبارتند از: ① سرمایه گذاری صاحبان سهام (سرمایه پرداخت شده) ② سود حاصل از عملیات سودآور شرکت (حقیقی) (۱۳۸۴) و نوروش و شیروانی (۱۳۷۹).

برآورد مدل و تحلیل نتایج:

در این مقاله از دو روش برای تجزیه و تحلیل داده ها استفاده شده که به شرح زیر است:

(۱) نتایج حاصل از وارد کردن اطلاعات بر اساس مشاهدات:

الف) ابتدا داده ها را بدون در نظر گرفتن عامل فاوا در الگو وارد می کنیم:

$$DLog(Y_0 = 0.1 + 0.86DLog(H) + 0.5DLog(K) + 0.82DLog(F))$$

با توجه به فرمول می توان دریافت که بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده ها نیروی متخصص یا دارد با این تفسیر که افزایش یک درصد نیروی کار ماهر باعث افزایش ۸۶ درصد متغیر وابسته می شود و بعد از آن بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده ها نیروی کار غیرماهر دارد.

پس نیروی کار مهم ترین عامل در جذب سپرده های بانکی محسوب می شود و می توان این نتیجه را گرفت که تمامی ضرایب برآورد شده از نظر آماری در سطح استاندارد ۵ درصد معنادار هستند و علائم با مبانی نظری سازگار است. ضریب تبیین تعدیل شده الگو (\bar{R}^2) ۸۷ درصد است.

(ب) وارد کردن اطلاعات با در نظر گرفتن عامل فاوا در الگو:

با توجه به الگوی زیر

$$DLog(y) = 0.1 + 0.7DLog(h) + 0.16DLog(k) + 0.46DLog(f) + 0.18DLog(atm)$$

اینگونه می توان نتیجه گرفت که مانند حالت قبل سرمایه انسانی متخصص بیشترین تأثیر را بر حجم سپرده ها دارد و بعد از آن نیروی کار و سپس سرمایه فاوا و در آخر سرمایه فیزیکی بر میزان حجم سپرده های بانکی مؤثر هستند. پس با توجه به نتایج حاصله، فرضیه اصلی این تحقیق مبتنی بر این موضوع که فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور تأثیر مثبت و معناداری دارد، مورد قبول است.

(۲) نتایج حاصل از وارد کردن اطلاعات به روش داده های تابلویی:

در این روش با وارد کردن سرمایه انسانی الگوی ما بهتر شده و نتایج زیر حاصل شد مبنی بر این که الگوی ما به صورت

$$\text{Log}(\text{prod}) = -2.14 + 0.28\text{Log}(k) + 0.22\text{Log}(atm) + 0.8\text{Log}(h)$$

بیان می شود که در این الگو ضریب تبیین تعدیل شده الگو برابر با ۸۳ درصد است و همچنین با توجه به اینکه مدل انتخابی ماست، پس برای هر ضریب عرض از مبدأ متفاوتی را انتخاب می کند یعنی می شود.

آزمون F برای الگو نشان می دهد که آماره 23.84433404245 به دست می آید و با توجه به F جدول که در سطح معنای (prob) 0.05 با درجه آزادی ۱۵ و ۶۰ مساوی $1/84$ می باشد و همچنین با درجه آزادی ۱۵ و ۱۲۰ مساوی $1/75$ می باشد و همچنین F جدول که در سطح معنا (prob) 0.01 با درجه آزادی ۱۵ و ۶۰ معادل $2/35$ و با درجه آزادی ۱۵ و ۱۲۰ معادل $2/19$ می باشد، این چنین می توان نتیجه گرفت که از آنجا که $F_0 > F$ شده پس فرضیه H_0 مبنی بر اینکه عرض از مبداها برای واحدهای متفاوت مقطعی یکسان فرض می شود رد شده و مدلی که در آن عرض از مبداها برای واحدهای مختلف مقطعی متفاوت است (اثرات ثابت) مورد قبول است. آزمون هاسمن برای الگو نشان می دهد که از آنجایی که سطح معنای محاسبه شده معادل 0.0000 می باشد و از 0.05 کمتر شده است پس فرضیه H_0 ما مورد قبول است که همان «اثرات ثابت» مدل مورد استفاده و صحیح می باشد.

$0/05 > 0/0000 \Rightarrow \text{Fixed Effects}$

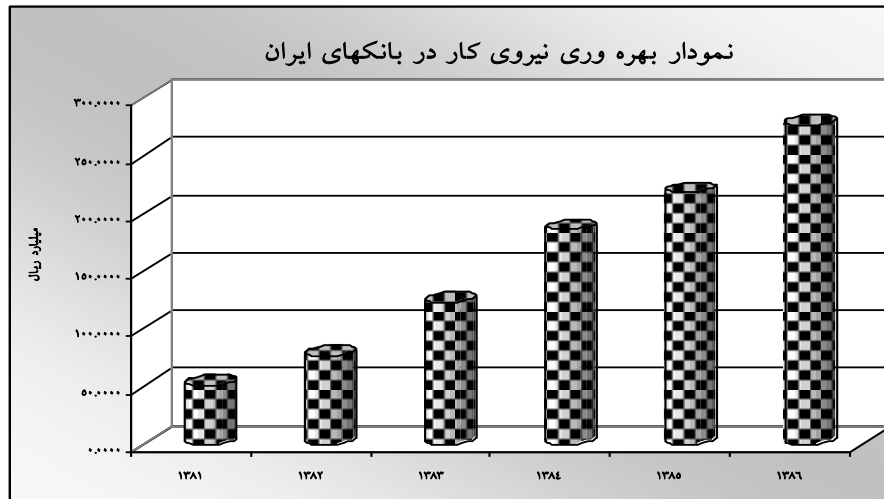
لذا با تایید الگو و با توجه به ضرابی که مشاهده می کنید می توان این گونه بیان کرد که صد درصد افزایش سرمایه فیزیکی باعث ۲۸ درصد افزایش بهره وری نیروی کار می شود. صد درصد افزایش سرمایه انسانی باعث ۸ درصد افزایش بهره وری نیروی کار می شود و همچنین صد درصد افزایش سرمایه فاوا باعث ۲۲ درصد افزایش بهره وری نیروی کار می شود. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این موضوع است که سرمایه غیرفاوا (سرمایه فیزیکی) تأثیر بیشتری را بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور دارد اما برخلاف انتظار تقریباً این سرمایه مساوی با سرمایه فاوا حرکت می کند و تنها ۶ درصد مؤثرتر است.

که البته این خود می تواند به خاطر این باشد که بخشی از سرمایه غیر فاوا (سرمایه فیزیکی) ما در صنعت بانکداری شامل، کامپیوتر، شبکه و... می شود و تفکیک کامل آنها از یک دیگر امکان پذیر نیست.

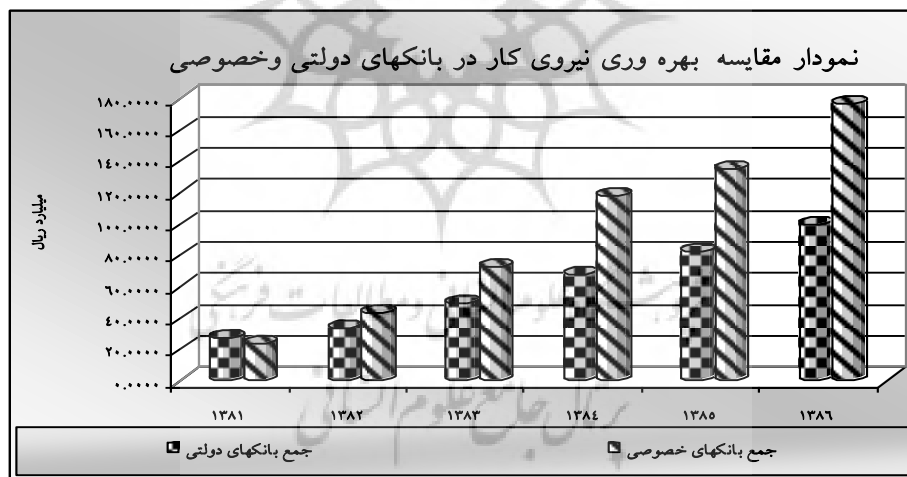
پس با توجه به نتایج حاصله، فرضیه اصلی این تحقیق مبتنی بر این موضوع که فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور تأثیر مثبت و معناداری دارد، مورد قبول است. و همچنین فرضیه فرعی آن مبتنی بر این موضوع که سرمایه فیزیکی (غیر فاوا) بیشتر از سرمایه فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری تأثیر مثبت و معنادار دارد، نیز مورد قبول است.



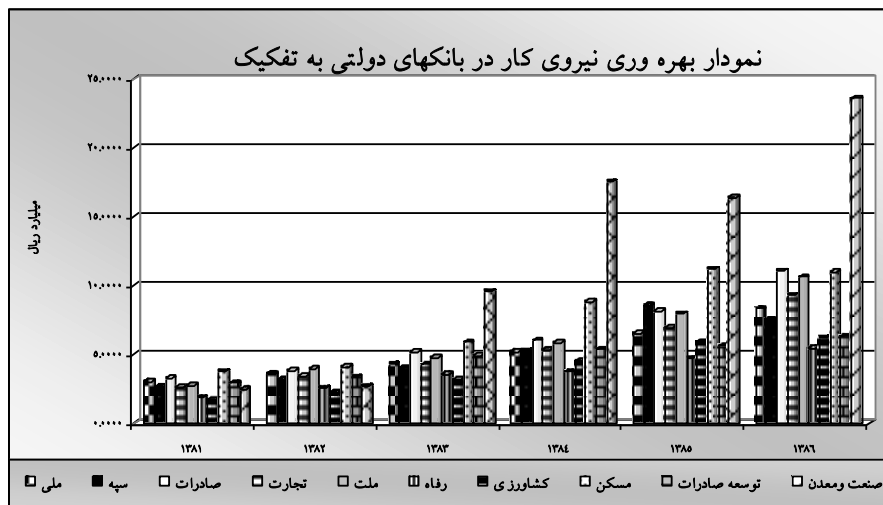
طبق نمودار ترسیم شده ملاحظه می کنید بهره وری نیروی کار از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ روند روبه افزایشی را طی نموده است و می توان علت اصلی این امر را افزایش کاربرد IT در صنعت بانکداری کشور دانست.



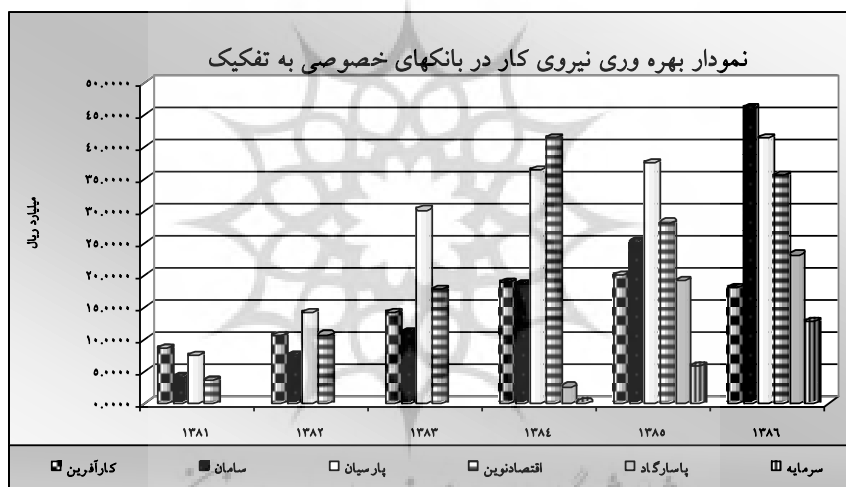
در حالت مقایسه ای بین بانک های دولتی و خصوصی همانطور که ملاحظه می کنید از سال ۸۲ به بعد بهره وری نیروی کار در بانک های خصوصی بیشتر از دولتی بوده است.



در بین بانک های دولتی همانطور که نشان داده شده در سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ بانک مسکن بیشترین بهره وری را داشته و از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۶ بانک صنعت و معدن بیشترین بهره وری را بین بانک های دولتی دارد.



در بین بانک های خصوصی نیز بانک کارآفرین در سال ۱۳۸۱ و بانک پارسیان در سال های ۱۳۸۲، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۵ و بانک اقتصادنویین در سال ۱۳۸۴ و بانک سامان در سال ۱۳۸۶ بیشترین بهره وری نیروی کار را داشتند.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتیجه گیری و پیشنهادات:

با توجه به نتایج الگو بدون در نظر گرفتن عامل فاوا نیروی متخصص بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده ها دارد و بعد از آن بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده ها نیروی کار غیرماهر شاغل در بخش دارد. در الگوی بعد با در نظر گرفتن عامل فاوا می توان نتیجه گرفت که مانند حالت قبل سرمایه انسانی متخصص بیشترین تأثیر را بر حجم سپرده ها دارد و بعد از آن نیروی کار و سپس سرمایه فاوا و در آخر سرمایه فیزیکی بر میزان حجم سپرده های بانکی مؤثر هستند.

پس با توجه به نتایج حاصله، اثر مثبت فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور مورد تایید قرار می گیرد. در الگوی داده های تابلویی نیز با وارد کردن اطلاعات بدون در نظر گرفتن عامل فاوا می توان اینگونه نتیجه گرفت که افزایش در سرمایه فیزیکی بر بهره وری نیروی کار می افزاید و همچنین سرمایه انسانی ۵۲ درصد بهره وری نیروی کار را افزایش می دهد و می توان نتیجه گرفت که سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور دارد. در الگوی بعد با مد نظر گرفتن عامل فاوا این گونه می توان تفسیر کرد که، افزایش سرمایه فیزیکی باعث افزایش بهره وری نیروی کار می شود. و همچنین افزایش تعداد *ATM* ها باعث افزایش بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور می شود. پس علاوه بر سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و سرمایه فاوا نیز در مراتب بعد بر بهره وری اثر دارند. لذا به صورت کلی می توان چنین نتیجه گرفت که که فاوا در کنار سرمایه انسانی و فیزیکی بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور تأثیر مثبت و معناداری دارد. در این راستا توجه کافی به مسائل فرهنگی، حمایت کافی از سوی دولت و رفع قوانین دست و پا گیر اداری و تمهیداتی در مقابله با مقاومت کارمندان در مقابل تغییرات می توانند در سرعت بیشتر و اثربخشی فاوا بسیار مؤثر باشند.

افزایش سرمایه گذاری فاوا در بخش بانکداری کشور از طریق گسترش پول الکترونیکی، ارتباط *Online* بانکها، ثبت میزان سرمایه گذاری در بخش فاوا به صورت مستقل در حسابهای شبکه بانکی، افزایش تعداد دستگاه های خودپرداز، افزایش تعداد نیروی انسانی متخصص در افزایش بهره وری شبکه بانکی مؤثر است.

فهرست منابع:

- امیدی نژاد، محمد (۱۳۸۷). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۶، نوزدهمین همایش بانکداری اسلامی تهران: موسسه عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.
- _____ (۱۳۸۶). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۵، هجدهمین همایش بانکداری اسلامی تهران: موسسه عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.
- باقری قادیکلای، مهیار (۱۳۸۳). بررسی تأثیر فناوری اطلاعات بر روی دستمزد و بهره وری نیروی کار (مطالعه موردی صنایع استان تهران)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.
- برومیده، علی اکبر و محمد مهدی امانی (۱۳۸۳). بررسی لزوم استفاده از فناوری اطلاعات و تجارت الکترونیک در صنعت بیمه و ارائه یک مدل مطلوب. مجموعه مقالات همایش صنعت بیمه و فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) در سال ۱۳۸۲، تهران: بیمه مرکزی ایران، پژوهشکده بیمه.
- پزشکی، یحیی و سودابه دباغ رضائی (۱۳۸۴). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی. ماهنامه تدبیر، شماره ۱۶۳، آذر.
- جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۵). اقتصاد فناوری اطلاعات و ارتباطات. تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۴). اثر فناوری اطلاعات (IT) بر تولید صنایع کارخانه ای ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۲۵، زمستان.
- جمالی زاده زواره، مهدی (۱۳۸۵). بررسی روابط بین هزینه زیرساخت های فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و بهره وری کل در ایران. پایان نامه دکترا، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- حقیقی، محمدعلی و حبیب الله رعنائی (۱۳۷۶). بهره وری نیروی انسانی، ارزشیابی عملکرد کارکنان. تهران: انتشارات ترمه.
- دژپسند، فرهاد (۱۳۸۳). انتقال الکترونیکی وجوه و بانکداری الکترونیکی در ایران. معاونت برنامه ریزی و بررسی های اقتصادی، وزارت بازرگانی جمهوری اسلامی ایران.
- ساسان گهر، پرویز و محمد امیری نژاد (۱۳۸۳). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۲، پانزدهمین همایش بانکداری اسلامی با تهران: موسسه عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.
- ساسان گهر، پرویز و سید محمد کریمی (۱۳۸۴). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۳، به مناسبت شانزدهمین همایش بانکداری اسلامی تهران: موسسه عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.
- سید جوادین، رضا و مریم سقطچی (۱۳۸۵). بانکداری الکترونیک و سیر تحول آن در ایران. ماهنامه تدبیر شماره ۱۷۰، تیر.
- شیری، بهزاد (۱۳۸۵). استراتژی فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه اقتصادی، ماهنامه تدبیر شماره ۱۷۲، شهریور.
- صحراگرد جهرمی، عبدالرسول (۱۳۸۴). بررسی به کارگیری فناوری اطلاعات II بر بهره وری سازمان در سازمان اقتصادی کوثر (از دیدگاه مدیران)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده حسابداری و مدیریت.
- صرافی زاده، اصغر (۱۳۸۳). فناوری اطلاعات در سازمان (مفاهیم و کاربردها). تهران: انتشارات امیر.

فتحی، سعید و سید حمید خداداد حسینی و شعبان الهی (۱۳۸۶). ارائه الگوی رابطه فناوری اطلاعات و عملکرد شرکت های تجاری: فراتحلیلی بر عوامل اندازه گیری در معمای بهره وری، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۲، بهار. کریمی، سید محمد و علی کریمی، علی مزیکی، محمدرضا طوسی و سید جواد توحیدی (۱۳۸۵). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۴، به مناسبت هفدهمین بانکداری اسلامی تهران: موسسه عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی. گیلیس، مالکوم، دوايت اچ پرکینز، مایکل رومر و دانلد آر اسنودگراس (۱۳۷۹). اقتصاد توسعه. مترجم: غلامرضا آزاد ارمکی، تهران، نشر نی.

محمودزاده، محمود، اسدی، فرخنده (۱۳۸۶). اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره وری نیروی کار در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۳، تابستان.

_____ (۱۳۸۶). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در بهره وری کل عوامل و رشد اقتصادی. رساله دکترا، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران علوم تحقیقات.

مشیری، سعید و اسفندیار جهانگرد (۱۳۸۳). فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و رشد اقتصادی ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۱۹، تابستان.

مشیری، سعید و مهدی رضوان (۱۳۸۵). اثر بکارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات در کارایی صنعت خدمات هوایی ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۲۶، بهار.

میرفخرایی، محمدکیهان (۱۳۸۶). عوامل (TFP) و مفاهیم اقتصادی آن. تهران: سازمان ملی بهره وری ایران.

میانی، سید علی (۱۳۸۴). بررسی وضعیت بهره وری نیروی انسانی در صنعت بانکداری ایران. مجموعه مقالات اولین همایش بررسی نقش و عملکرد نظام بانکی در تحقق اهداف توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور.

نجارزاده، رضا و مجیدآقایی خوندایی و مصطفی طلعتی (۱۳۸۶). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۴، پاییز.

نوروش، ایرج و رضا شیروانی (۱۳۷۹). فرهنگ حسابداری نوروش. تهران: انتشارات ایمان.

Bassanini, A., S. Scarpetta & I. Visco (۲۰۰۰), *Knowledge, Technology & Economic Growth: Recent Evidence From OECD Countries*, OECD. Economics Department Working Papers, No ۲۵۹, OECD Publishing

Brynjolfsson, Erik & Shinkyu Yang (۱۹۹۶). *Information Technology & productivity: A review of the Literature*. MIT Sloan School of Management Cambridge, Massachusetts. Published in *Advances in Computers*, Academic Press, Vol. ۴۳, Pages ۱۷۹-۲۱۴.

Caselli, Paol & Francesco Paterno (۲۰۰۱). *ICT Accumulation & productivity Growth in the United States: an Analysis Based on Industry Data*. Banca d' Italia, Economic Reserch Department. Number ۴۱۹.

David, Paul A. & Gavin Wright (۱۹۹۹). *General Purpose Technologies & surges in Productivity: Historical Reflections on the Future of the ICT Revolution*. All Souls College & Stranford University, Presented To The Symposium On Economic Challenges of the ۲۱st century in historical Perspective. Oxford, England, ۲nd- ۴th July.

Edquist Harald (۲۰۰۴). *The Swedish ICT Miracle: Myth or Reality?*. University of Groningen. Groningen Growth & Development Centre. Research Memorandum GD-۷۲.

Hempell, Thomas (۲۰۰۲). *Does Experience matter? Innovation & the productivity of ICT in*

- German services. Centre for European Economic Research(ZEW), Mannheim. Research Group of Information & Communication Technologies, Discussion Paper NO. 12-23. Download this ZEW Discussion paper from our ftp sever: <ftp://ftp.Zew.de/pub/zew-docs/ds/dp.1223.pdf>.
- Harchaoui, Tarek M. et al. (2002), "Information technology and economic growth in Canada and the U.S.", *Monthly Labour Review*, Oct 2002, 122(1), pp. 3-12.
- Jorgenson, Dale W.(2001). *Information Technology & the U.S Economy. The American Economic Review*, march 2001, 91(1), pp 1-32.
- Jorgenson, Dale W. & Kevin J. Stiroh(2000). "Raising The Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information age," *Bookings Economic Activity*, /PP. 120-211.
- Jorgenson, Dale W, Ho, Mun S. & Stiroh Kevin J (2003). *Lesson From The US Growth Resurgence. Journal of Policy Modeling* 25(2003), pp 403-470.
- Jalava, Jukka and Pohjola, Matti (2000), "Economic Growth in the New Economy: Evidence from Advanced Economies", *WIDER Discussion Paper No. 2000/2*, United Nations University, Finland, pp. 1-23.
- Mankiw N. Gregory, David Romer & David N. Weil(1992). *A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics*. 107(1)P. 407-437.
- OECD(2002). *Measuring the information Economy*. Paris: Organization of Economic Cooperation & Development.
- Oliner, Stephen D. & Sichel, Daniel E. (2000). *The Resurgence of Growth In The Late 1990s: Is Information Technology The story?. Journal Of Economic Perspectives*, Fall 2000, 14(4), pp 3-22.
- Oliner, Stephen D. & Sichel, Daniel E. (2003). *Information Technology & Productivity: Where are We Now & Where are We Going?. Journal of Policy Modeling* 25(2003), pp 477-503.
- Oulton, Nicholas(2001). *ICT & Productivity Growth in the United Kingdom*. Bank of England. ISSN 1378-0062. Working papers are also available at www.bankofengland.co.uk/workingpapers/index.htm.
- Pohjola, M.(2002).*The New Economy: Facts, Impacts & Policies. Information Economics & Policy*. No. 14, pp. 133-144.
- Pohjola, M.(2002). *New Economy in Growth & Development. United Nation University WIDER (World Institute For Development Economics Research). Discussion paper, NO. 2002/74. Available at: www.wider.unu.edu.*
- Parham, D., Roberts, P. and Sun, H. (2001), *Information Technology and Australia's Productivity Surge, Productivity Commission Staff Research Paper, AusInfo, Canberra.*
- Parham, Dean(2004). *ICT: An engine or enable of Australi's productivity Growth?. Asia Pacific productivity Conference. Invited Paper Plenary Session 3: productivity Growth & ICT.*
- Piatkowski, Marcin(2003). *Does ICT Investment Matter for Growth & Labor Productivity in transition Economies?. TIGER Working paper series. NO. 47. Working papers are also available at: http://www.tiger.edu.pl.*
- Quah, D.(2002) " *Technology Dissemination & Economic Growth: Some lessons for the New Economy. In Technology & the New Economy, ed. Chong-En Bai & Chi-Wa Yuen Cambridg: MIT Press Chapter 3, PP. 90-107.*

- Quah, D.(۲۰۰۳). "Digital Goods & the New Economy", Centre for Economic Performance. London School of Economics & Political Science.
- Robidoux, Benoit and Wong, Bing-Sun (۲۰۰۳), "Has Trend Productivity Growth Increased in Canada?", in *International Productivity Monitor*, No. ۶, Spring ۲۰۰۳, pp. ۴۷-۵۵.
- Van Ark, Bart & Robert Inklaar & Robert H. Mcguckin(۲۰۰۲). "changing Gear" Productivity, ICT & Service Industries: Europe & the United States. The Conference Board. Economics Program Working Paper Series.
- Van Ark, Bart & Robert Inklaar(۲۰۰۵). *Catching up or Getting Stuck? Europe's Troubles to Exploit ICT's Productivity Potential*. University of Groningen. Groningen Growth & Development Centre. Research Memorandum GD-۷۶.
- Venturini, Francesco(۲۰۰۷). *ICT productivity Resurgence: A Growth Model for the Information Age*. Polytechnic University of Marche, Ancona(Italy). NO ۲۵۹.
- Wong, Chee Kong (۲۰۰۶). *Information Technology, Productivity & Economic Growth in China*. School of Economics & Commerce University Of Western Australia.
- Stiroh, Kevin J. ۲۰۰۱. *Information Technologies and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say?* Federal Reserve Bank of New York, January ۲۴.
- Stiroh, Kevin J. ۲۰۰۲. *New & Old Economics in the New Economy*. Federal Reserve Bank of New York, February.

Dependent Variable: DLOG(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 10/31/08 Time: 19:22
 Sample (adjusted): 2 96
 Included observations: 87 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.100867	0.051709	1.950654	0.0545
DLOG(H)	0.860468	0.155536	5.532282	0.0000
DLOG(K)	0.158018	0.074474	2.121797	0.0368
DLOG(F)	0.828949	0.142440	5.819637	0.0000
R-squared	0.875020	Mean dependent var		0.108611
Adjusted R-squared	0.870502	S.D. dependent var		1.328509
S.E. of regression	0.478074	Akaike info criterion		1.406786
Sum squared resid	18.97007	Schwarz criterion		1.520161
Log likelihood	-57.19517	Hannan-Quinn criter.		1.452438
F-statistic	193.7016	Durbin-Watson stat		1.746862
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: DLOG(Y)
Method: Least Squares
Date: 10/31/08 Time: 19:24
Sample (adjusted): 2 96
Included observations: 65 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016175	0.038904	0.415774	0.6791
DLOG(H)	0.703694	0.138844	5.068232	0.0000
DLOG(K)	0.169830	0.078251	2.170318	0.0340
DLOG(F)	0.469513	0.114310	4.107374	0.0001
DLOG(ATM)	0.184694	0.054959	3.360580	0.0014
R-squared	0.887327	Mean dependent var		0.135514
Adjusted R-squared	0.879815	S.D. dependent var		0.866802
S.E. of regression	0.300501	Akaike info criterion		0.507069
Sum squared resid	5.418035	Schwarz criterion		0.674330
Log likelihood	-11.47975	Hannan-Quinn criter.		0.573064
F-statistic	118.1281	Durbin-Watson stat		2.382959
Prob(F-statistic)	0.000000			



Dependent Variable: LOG(PROD?)
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 11/04/08 Time: 06:21
 Sample: 1381 1386
 Included observations: 6
 Cross-sections included: 16
 Total pool (unbalanced) observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008014	0.619228	0.012941	0.9897
LOG(K?)	0.105152	0.079495	1.322750	0.1894
LOG(H?)	0.820416	0.157004	5.225429	0.0000
LOG(G?)	-0.642859	0.094936	-6.771499	0.0000
R-squared	0.361886	Mean dependent var		1.952438
Adjusted R-squared	0.339627	S.D. dependent var		0.895186
S.E. of regression	0.727458	Akaike info criterion		2.244906
Sum squared resid	45.51082	Schwarz criterion		2.356009
Log likelihood	-97.02079	Hannan-Quinn criter.		2.289710
F-statistic	16.25742	Durbin-Watson stat		0.590968
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(PROD?)
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 11/04/08 Time: 06:22
 Sample: 1381 1386
 Included observations: 6
 Cross-sections included: 16
 Total pool (unbalanced) observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.741354	0.938895	-5.049931	0.0000
LOG(K?)	0.313108	0.112633	2.779902	0.0070
LOG(H?)	0.521758	0.218000	2.393380	0.0193
LOG(G?)	0.044286	0.218621	0.202572	0.8400
Fixed Effects (Cross)				
_MELI--C	-1.929406			
_SEPA--C	-1.219120			
_SADE--C	-1.425730			
_TEJA--C	-1.266387			
_MELA--C	-1.322721			
_REFA--C	-1.039526			
_KESH--C	-1.436390			
_MASK--C	-0.289972			
_TOSE--C	0.112855			
_SANA--C	0.839364			
_KARA--C	2.183486			
_SAMA--C	2.094580			
_PARS--C	1.747321			
_EGHT--C	2.339399			
_PASA--C	0.863075			
_SARM--C	0.361417			

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
R-squared	0.773006	Mean dependent var	1.952438
Adjusted R-squared	0.715459	S.D. dependent var	0.895186
S.E. of regression	0.477514	Akaike info criterion	1.544645
Sum squared resid	16.18938	Schwarz criterion	2.072383
Log likelihood	-50.50902	Hannan-Quinn criter.	1.757460
F-statistic	13.43246	Durbin-Watson stat	1.283229
Prob(F-statistic)	0.000000		



Dependent Variable: LOG(PROD?)
 Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 11/04/08 Time: 06:23
 Sample: 1381 1386
 Included observations: 6
 Cross-sections included: 16
 Total pool (unbalanced) observations: 90
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.653388	0.561081	-2.946792	0.0041
LOG(K?)	0.219953	0.087558	2.512086	0.0139
LOG(H?)	0.928582	0.159100	5.836479	0.0000
LOG(G?)	-0.655707	0.103910	-6.310335	0.0000

Random Effects (Cross)

_MELI--C	-0.367193
_SEPA--C	-0.122939
_SADE--C	-0.120470
_TEJA--C	-0.033222
_MELA--C	-0.043280
_REFA--C	-0.796340
_KESH--C	-0.411158
_MASK--C	0.568192
_TOSE--C	-0.626608
_SANA--C	-0.080248
_KARA--C	0.728111
_SAMA--C	0.706947
_PARS--C	0.516099
_EGHT--C	0.880458
_PASA--C	-0.325191

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.488751	0.5116
Idiosyncratic random	0.477514	0.4884

Weighted Statistics

R-squared	0.443401	Mean dependent var	0.736382
Adjusted R-squared	0.423985	S.D. dependent var	0.689938
S.E. of regression	0.524505	Sum squared resid	23.65911
F-statistic	22.83660	Durbin-Watson stat	1.092490
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.282961	Mean dependent var	1.952438
Sum squared resid	51.13988	Durbin-Watson stat	0.505425

Dependent Variable: LOG(PROD?)
Method: Pooled Least Squares
Date: 11/04/08 Time: 06:31
Sample: 1381 1386
Included observations: 6
Cross-sections included: 16
Total pool (unbalanced) observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.153403	0.740974	6.954902	0.0000
LOG(K?)	0.070126	0.088952	0.788354	0.4331
LOG(ATM?)	0.413363	0.102176	4.045594	0.0001
LOG(H?)	-0.778457	0.142334	-5.469229	0.0000
R-squared	0.314567	Mean dependent var	2.018429	
Adjusted R-squared	0.285605	S.D. dependent var	0.790987	
S.E. of regression	0.668557	Akaike info criterion	2.084468	
Sum squared resid	31.73476	Schwarz criterion	2.208068	
Log likelihood	-74.16756	Hannan-Quinn criter.	2.133820	
F-statistic	10.86140	Durbin-Watson stat	0.368282	
Prob(F-statistic)	0.000006			



Dependent Variable: LOG(PROD?)
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 11/04/08 Time: 06:32
 Sample: 1381 1386
 Included observations: 6
 Cross-sections included: 16
 Total pool (unbalanced) observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.147800	1.002329	-2.142809	0.0365
LOG(K?)	0.280528	0.105935	2.648121	0.0105
LOG(ATM?)	0.227428	0.080885	2.811724	0.0068
LOG(H?)	0.084570	0.164532	0.514001	0.6093
Fixed Effects (Cross)				
_MELI--C	-1.320025			
_SEPA--C	-0.942047			
_SADE--C	-0.943045			
_TEJA--C	-0.897794			
_MELA--C	-0.864866			
_REFA--C	-0.365301			
_KESH--C	-1.137091			
_MASK--C	0.032891			
_TOSE--C	0.249033			
_SANA--C	0.977933			
_KARA--C	1.849069			
_SAMA--C	1.633380			
_PARS--C	1.551260			
_EGHT--C	2.077752			
_PASA--C	0.702788			
_SARM--C	0.718141			

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.878577	Mean dependent var	2.018429
Adjusted R-squared	0.839548	S.D. dependent var	0.790987
S.E. of regression	0.316841	Akaike info criterion	0.753697
Sum squared resid	5.621739	Schwarz criterion	1.340794
Log likelihood	-9.263626	Hannan-Quinn criter.	0.988118
F-statistic	22.51102	Durbin-Watson stat	1.515428
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LOG(PROD?)
 Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 11/04/08 Time: 06:33
 Sample: 1381 1386
 Included observations: 6
 Cross-sections included: 16
 Total pool (unbalanced) observations: 75
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.936633	0.807718	1.159604	0.2501
LOG(K?)	0.272962	0.087606	3.115787	0.0026
LOG(ATM?)	0.332742	0.073561	4.523321	0.0000
LOG(H?)	-0.373123	0.125362	-2.976361	0.0040
Random Effects (Cross)				
_MELI--C	-0.867496			
_SEPA--C	-0.808191			
_SADE--C	-0.623604			
_TEJA--C	-0.721268			
_MELA--C	-0.614252			
_REFA--C	-0.127001			
_KESH--C	-0.987694			
_MASK--C	-0.047820			
_TOSE--C	-0.142465			
_SANA--C	0.257488			
_KARA--C	1.229876			
_SAMA--C	0.824597			
_PARS--C	1.298777			
_EGHT--C	1.320403			
_PASA--C	0.192907			
_SARM--C	-0.184257			
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.527542	0.7349	
Idiosyncratic random		0.316841	0.2651	
Weighted Statistics				
R-squared	0.424172	Mean dependent var	0.545016	
Adjusted R-squared	0.399841	S.D. dependent var	0.521764	
S.E. of regression	0.384008	Sum squared resid	10.46982	
F-statistic	17.43358	Durbin-Watson stat	0.829383	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	-0.231016	Mean dependent var	2.018429	
Sum squared resid	56.99466	Durbin-Watson stat	0.152356	

Redundant Fixed Effects Tests
 Pool: FINAL
 Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	17.341362	(15,56)	0.0000
Cross-section Chi-square	129.807867	15	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:
 Dependent Variable: LOG(PROD?)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 01/13/09 Time: 02:34
 Sample: 1381 1386
 Included observations: 6
 Cross-sections included: 16
 Total pool (unbalanced) observations: 75

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.153403	0.740974	6.954902	0.0000
LOG(K?)	0.070126	0.088952	0.788354	0.4331
LOG(H?)	-0.778457	0.142334	-5.469229	0.0000
LOG(ATM?)	0.413363	0.102176	4.045594	0.0001
R-squared	0.314567	Mean dependent var		2.018429
Adjusted R-squared	0.285605	S.D. dependent var		0.790987
S.E. of regression	0.668557	Akaike info criterion		2.084468
Sum squared resid	31.73476	Schwarz criterion		2.208068
Log likelihood	-74.16756	Hannan-Quinn criter.		2.133820
F-statistic	10.86140	Durbin-Watson stat		0.368282
Prob(F-statistic)	0.000006			

پیشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 برتال جامع علوم انسانی

Correlated Random Effects - Hausman Test
 Pool: FINAL
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	31.194093	3	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff)	Prob.
LOG(K?)	0.280528	0.272962	0.003547	0.8989
LOG(ATM?)	0.227428	0.332742	0.001131	0.0017
LOG(H?)	0.084570	-0.373123	0.011355	0.0000

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(PROD?)

Method: Panel Least Squares

Date: 01/13/09 Time: 02:42

Sample: 1381 1386

Included observations: 6

Cross-sections included: 16

Total pool (unbalanced) observations: 75

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.147800	1.002329	-2.142809	0.0365
LOG(K?)	0.280528	0.105935	2.648121	0.0105
LOG(ATM?)	0.227428	0.080885	2.811724	0.0068
LOG(H?)	0.084570	0.164532	0.514001	0.6093

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
R-squared	0.878577	Mean dependent var	2.018429
Adjusted R-squared	0.839548	S.D. dependent var	0.790987
S.E. of regression	0.316841	Akaike info criterion	0.753697
Sum squared resid	5.621739	Schwarz criterion	1.340794
Log likelihood	-9.263626	Hannan-Quinn criter.	0.988118
F-statistic	22.51102	Durbin-Watson stat	1.515428
Prob(F-statistic)	0.000000		

The impact of Information and Communication Technology (ICT) on labor productivity: a case study of banking industry

Alireza Daghighi Asli^{1*}
Saleh Ghavidel^{1*}
Parima bahrami zonouz^{1^}

Abstract:

This paper aims to study the impact of ICT on labor productivity in banking industry over the period of ۲۰۰۷-۲۰۱۲. Technique used in this paper is a combination of Cobb–Douglas production function, panel data and e-views software (version 7). The result of estimation indicates that ICT has a positive effect on labor productivity in banking industry. Besides, both human and physical capital has shown to have a positive effect on labor productivity. In the light of our findings it is thus suggested that developing countries such as Iran should provide the enabling environment and facilitate investment in ICT, so that domestic and foreign investors are further encouraged investing in this new area.

JEL: J۲۴, D۴۷, D۲۴

Keywords: ICT, Labor Productivity, Banking Industry, Economic Growth.



^{1*}. Assistant Professor in Economics, Islamic Azad University, Central Tehran Branch.

^{1*}. Assistant Professor in Economics, Islamic Azad University, Firoozkooh Branch.

^{1^}. MA in Economic, Islamic Azad University Firoozkooh Branch, Members of Young Researchers Club.