بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور [1]

دکتر علیرضا دقیقی اصلی* دکتر صالح قویدل**

پریما بهرامی زنوز***

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

چکیده

این مقاله قصد دارد تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور در دورهٔ 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 روش های داده های تابلویی و نرم افزار Eviews 6 تخمین زده می شود.

نتایج برآورد نشان می دهد که اثر مثبت فاوا بر بهره وری 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 بهره وری زمینه های لازم برای سرمایه گذاری در فاوا را فراهم آورند تا سرمایه گذاران خارجی و داخلی بتوانند با سهولت بیشتری در این فناوری سرمایه گذاری کنند.

واژگان کلیدی: فناوری اطلاعات وارتباطات (فاوا)، بهره وری نیروی کار، صنعت بانکداری، رشد اقتصادی

طبقه بندی JEL : J۲۴,D۴۷,D۲۴.

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز Email:daghighiasli@gmail.com

** عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی فیروزکوه

*** دانشجوی کارشناسی ارشد، عضو باشگاه پژوهشگران جوان

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 پهنهٔ 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 منطقهٔ 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

---

۲. Information and Communication Technology(ICT)

۳. 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 بـه نظـر مـی رسد.

در نتیجه در این مقاله سعی شده تا میزان و نقش تأثیر فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری ایران مورد بررسـی قـرار 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، ابتـدا در چـارچوب حسـابداری رشد، شکل تابع تولید به صورت زیر در نظر گرفته می شود.

$$Y_t = Y(Y_t^{ict}, Y_t^0) = A_t F(C_t, K_t, H_t, N_t) \qquad (۱)$$

که t بیانگر زمان، Y نشان دهنده ارزش افزوده کل، Y^{ict} ارزش افزوده کالاها و خـدمات فـاوا اسـت و Y^0 نشـان دهنـده دیگـر تولیدات است. تولید با نهاده های سرمایه ای فاوا(C)، سرمایه فیزیکی غیر از فاوا (K)، سـرمایه انسـانی(H) و نیـروی کـار(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 رشداقتصادی، 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 بهـره وری در سطح کلان اقتصادی نیز خواهد شد. این مسئله باید در کنار ارزیابی تغییرات فناوری بخـش فـاوا (منسـوب بـه A) صـورت 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.

$$\dot{Y} = w_{ict}\dot{y}^{ict} + w_0\dot{y}^0$$

علامت نقطه نمایانگر نرخ تغییر می باشد و W_{ict} سهم تولید اسمی فاوا و W_0 سهم تولید کالاها و خدمات غیر فـاوا مـی باشـند. کمک مستقیم فاوا به رشد اقتصادی قسمت اول معادله است که با ضرب سهم تولید اسمی کالاها و خدمات فاوا در نـرخ رشـد ارزش افزوده بخش فاوا به دست می آید. در سازمان همکاری اقتصادی و توسعه این ضریب بین ۳ و ۹ درصد کـل تولیـد ناخـالص داخلـی جاری تخمین زده شده است[۶].

---

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

۵. Pohjola,۲۰۰۲.

۶. OECD(۲۰۰۰)

نظر به این که همه کشورهای جهان ممکن است تولیدکننده فاوا باشند بنابراین ممکن است مصرف کننده یا استفاده کننـده هـم 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 ازطریق: تخمین تابع تولید، حسابداری رشد و تئوری رشد کـاربردی قابل اندازه گیری می باشد. با روش تابع تولید شروع می کنیم. فرض می کنیم که تابع تولیـد بـر اسـاس مطالعـات اولیـه در زمینـه فنـاوری اطلاعات به شکل کاب داگلاس است.

$$Y = Ac^{a_c} k^{q_k} H^{a_h} N^{a_n} \qquad (۲)$$

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.

$$\ln Y = \ln A + \boldsymbol{a}_c \ln C + \boldsymbol{a}_k \ln K + \boldsymbol{a}_h \ln H + \boldsymbol{a}_n \ln N \quad (۳)$$

معادلهٔ مذکور با فرض وجود اطلاعات متغیرهای الگو، قابل تخمین و برآورد است. معمولاً از این تابع بـرای تحلیـل هـای سـری زمانی برای یک کشور و تحلیل های بین کشوری برای گروهی از کشورها قابل تخمین اسـت. امـا تخمـین در سـطح، باعـث بـروز بسیاری از مشکلات در خصوص رشد اقتصادی خواهد شد. مشتق معادله فوق بر حسب زمان به صورت زیر خواهد شد.

$$\dot{Y} = \dot{A} + \alpha_c \dot{C} + \alpha_k \dot{K} + \alpha_h \dot{H} + \alpha_n \dot{N} \qquad (۴)$$

که علامت نقطه مؤید نرخ تغییر می باشد. به هر حال اگر فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید در نظر گرفته شـود و همچنـین پرداخت به عوامل تولید به اندازه تولید نهایی باشد، ضریب α سهم عوامل در کل درآمد را بیان می نماید. تکنیـک اسـتاندارد حسـابداری 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 عـاملی بهـره وری نامیده می شوند. این روش علیرغم آنکه اطلاعات مفیدی را در رابطه با منابع رشد اقتصادی فراهم می نماید، اما بطور کامل نحوه شـکل 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 فنـاوری ارتباطات و اطلاعات و سهم آن در درآمد ملی مواجه است. به دنبال آن تحلیل گران مجبورند به فـرض هـای سـاده سـازی و منـابع اطلاعات جایگزین در برآورد تأثیر سرمایه گذاری فناوری ارتباطات و اطلاعات، قیمت و موجودی سرمایه رجوع کنند. این موضـوع بـا توجه به این که در الگوهای رشد نئوکلاسیکی بسط داده شده بیشتر از یک نوع سرمایه وجود دارد مشکل حادتر می شـود[۷]. در روش دوم می توان فرم تابع تولیدی که کمی با معادله (۲) متفاوت است را به صورت زیر در نظر گرفت.

$$Y = c^{a_c} k^{a_k} H^{a_h} (AN)^{a_n} \qquad (۵)$$

که اختلاف آن با الگوی قبل در مورد تغییرات فناوری است. در این جا فرض شده که این تغییرات از نوع کارافزا[۸] است بـا فـرض آن که بازده ثابت نسبت به مقیاس نیز برقرار می باشد می توان نتیجه گرفت که $\boldsymbol{a}_n = 1 - \boldsymbol{a}_c - \boldsymbol{a}_k - \boldsymbol{a}_h$ 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 شـود. در ایـن الگـو y سـطح تولید برای هر نیروی کار مؤثر، $y = Y / AN$ و k, c و h به ترتیب مبیّن موجودی انواع سرمایه فیزیکی فاوا، فیزیکـی غیـر فـاوا 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.

$$dc(t)/dt = s_c\ y(t) - (\alpha + n + \delta_c)\, c(t) \quad , \qquad (۶)$$

$$dk(t)/dt = s_k y(t) - (\alpha + n + \delta_k)\, k(t) \quad , \qquad (۷)$$

$$dh(t)/dt = s_h y(t) - (\alpha + n + \delta_h)\, h(t) \quad , \qquad (۸)$$

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 وفناوری فرض شده با نرخ های برون زای n و α رشد می کنند و در اینجا $\alpha\rangle 0, n\rangle 0, \delta\rangle 0$ بوده و $S_c + S_k + S_n \langle 1$ است.

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

$$Ln(Y/L) = \alpha_0 + (\alpha_c/1-\beta)Ln\, s_c + (\alpha_k/1-\beta)Ln\, s_k + (\alpha_h/1-\beta)Ln\, s_h - (\beta/1-\beta)Ln(\alpha+n+\delta) \quad (۹)$$

که $\beta = a_c + a_k + a_h$, $\alpha_{\cdot} = LnA(.) + at$ و نرخ استهلاک برای همه انواع موجودی سرمایه δ و هم چنین $\beta\langle 1$ 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 (۹) 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(۹) 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.

$$In\frac{Y(t)}{L(t)} - In\frac{Y(0)}{L(0)} = \theta InA(0) + at + \theta\frac{a_c}{1-\beta}Ins_c + \theta\frac{a_k}{1-\beta}Ins_k + \theta\frac{a_h}{1-\beta}Ins_h - \theta\frac{\beta}{1-\beta}In(a+n+\delta) - \theta In\frac{Y(0)}{L(0)} \quad (۱۰)$$

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 جزییات بیشتر به Mankiw,Romer and Weil (۱۹۹۲) مراجعه شود.

جورگنسون و استیرو (۲۰۰۰) در مقاله ای با عنوان« بالا بردن محدودهٔ سرعت: رشد اقتصادی آمریکا در عصر اطلاعات» مطالعه ای در کشور آمریکا در بازهٔ 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 افزایش۲/۳۷ درصدی رشد متوسط بهره وری نیروی کار شده است. اولینر و سیچل(۲۰۰۰) درمقاله ای با عنوان « تجدید نظری در رشد اقتصادی در اواخر دههٔ۱۹۹۰: آیا فناوری اطلاعات داستان است؟» مطالعه ای در کشور آمریکا در بازهٔ زمانی ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۹ دریافتند که سرمایه در فناوری اطلاعات نسبت به سایر سرمایه‌گذاری‌ها تأثیر بیشتری بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در این بازه زمانی نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار ۲/۵۷ درصد بوده است. جورگنسون (۲۰۰۱) در مقاله ای با عنوان «تجدید نظری در فناوری اطلاعات» مطالعه ای در کشور آمریکا انجام داده و دریافت بازدهی سرمایه‌گذاری فاوا بر بهره‌وری نیروی کار معادل ۲/۱۱ درصد در دوره ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۹ برای می‌باشد. جورگنسون، 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 بهره‌وری نیروی کار را به ترتیب ۲/۰۷ و ۲/۰۲ درصد محاسبه نمودند. و مانند مطالعات قبلی بیشترین تأثیر در رشد بهره‌وری نیروی کار مربوط به سرمایه فناوری اطلاعات می باشد. اولینر و سیچل (۲۰۰۳) در مقالهٔ 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 بازهٔ 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 تا۲۰۰۰ در استرالیا نرخ رشد بهره‌وری 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 بهره‌وری کار داشته است. جالاوا و پاجولا[۱۱](۲۰۰۱) در مقالهٔ خود با عنوان «رشد اقتصادی در اقتصاد جدید: مدارکی به واسطهٔ اقتصاد پیشرفته» در کشور فنلاند در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۹ نرخ رشد بهره‌وری 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 بهره‌وری کار دارد. هارچااُیس و همکاران(۲۰۰۲)[۱۲] در مقالهٔ 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 بازهٔ زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ نرخ رشد بهره‌وری 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 مقالهٔ 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 بازهٔ زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۱ نرخ رشد بهره‌وری کار را معادل ۱/۸ درصد و عمدتاً ناشی از رشد بهره وری کل عوامل دانسته‌اند.

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 ۲۳ درصد بیشتر است و تقریباً دو سوم (۲/۳) بیشتر از بریتانیا است. در تمام این سه نمونه رابطهٔ مدیریت و تحلیل‌گری 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 واسطهٔ 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 بهره وری نیروی کار در شش کشور اروپایی نتیجه می گیرد بهره وری نیروی کار در بخش بانکداری را با کمک شاخص های تورنکویست برای شش کشور: فنلاند، سوئد، انگلستان، آلمان، فرانسه و ایتالیا در دوره های مختلف از ۱۱ تا ۲۰ سال مد نظر قرار داده و بر طبق نتایج حاصله بهره وری 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 اُلتون (۲۰۰۱) در مقاله فاوا و رشد بهره وری در انگلیس نتیجه می گیرد که از حسابداری رشد برای اندازه گیری سهم فاوا در رشد کل هم در تولید و هم درمصرف استفاده کرده و به این نتیجه رسید که از سال۱۹۸۹ 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 ۹۰درصد از این رشد از سال۹۴ است. این تعمیق سرمایه فاوا باعث شده است رشد بهره‌وری نیروی کار در طی این دوره از ۲۵٪ (در سال های۹۴ تا ۹۸) به بالای ۴۸٪ برسد. پائول کِسلی و فرانسیسکو پاترنو(۲۰۰۱) در مقاله انباشت فاوا و رشد اقتصادی در آمریکا: تحلیلی بر مبنای داده صنعتی با کمک روش های اقتصادسنجی نتیجه می گیرد اگرچه نشانه هایی دال بر تأثیر مثبت انباشت کامپیوترها در پویایی بهره‌وری کل عوامل تولید در سال های اخیر گذاشته است اما تأثیر مثبت انباشت سرمایه فاوا در رشد بهره‌وری کل هنوز نسبتاً ضعیف است. بارت وَن آرک و همکاران(۲۰۰۲) در مقاله چرخه دگرگونی» بهره وری، فاوا و خدمات صنعتی در اروپا و ایالات متحده نتیجه می گیرد. انتشار فاوا در اروپا از الگوهای اعمال شده در کشور آمریکا تبعیت می کنند. تنها تفاوت مهم بین اروپا و آمریکا در شدت و قدرت استفاده از سرویس ها و خدمات فاوا می باشد. در بخش تولیدی فاوا، تجهیزات کامپیوتری و مخابراتی با رشد شایان توجه بهره وری و شتاب واقعی روبرو شده و می توان گفت که در تمامی کشورها یکی از قدرتمندترین ارکان اقتصادی در حال رشد محسوب می شود.

باقری قادیکلائی (۱۳۸۳) در پایان نامه بررسی تأثیر فناوری اطلاعات بر روی دستمزد و بهره وری نیروی کار (مطالعهٔ موردی صنایع استان تهران) در رسالهٔ خود به این نتیجه رسید که نسبت استفاده کنندگان از کامپیوتر به کل نیروی کار و نسبت استفاده کنندگان از اینترنت به کل نیروی کاردر سطح ۵درصد روی بهره وری نیروی کار تأثیر نداشته است ولی نسبت استفاده کنندگان از اینترنت به کل نیروی کار رابطهٔ معنی داری را نشان می دهد. و همچنین رابطهٔ معنی داری بین دستمزد و فناوری اطلاعات است. جمالی‌زاده زواره(۱۳۸۵) در پایان نامه بررسی روابط بین هزینه زیرساختهای فناوری اطلاعات وارتباطات فاوا و بهره وری کل در ایران نتیجه می گیرد که در رسالهٔ خود به این نتیجه رسید که ارتباط مثبت و معنی دار بین بهره وری کل (باقیمانده سولو) و هزینهٔ زیرساختهای فاوا تأیید می شود. همچنین ارتباط مثبت و معنی دار بین تولید و هزینهٔ زیرساختهای فاوا نیز مورد تأیید قرار گرفت. همچنین رابطهٔ بلندمدت بین متغییرهای 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 هزینهٔ زیرساختهای فاوا باعث افزایش میزان بهره وری به میزان ۰/۰۴ درصد خواهد شد. شیری (۱۳۸۵) در مقاله استراتژی فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه اقتصادی نتیجه می گیرد دولتهای کشورهای در حال توسعه باید یک استراتژی ملی برای گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشور خود اتخاذ کنند که در بین این استراتژی ها، استراتژی استفاده داخلی از فناوری اطلاعات و ارتباطات برای کشورهای بزرگ و بخصوص کشورمان بهترین و مؤثرترین استراتژی خواهد بود.

محمودزاده (۱۳۸۶) در رسالهٔ دکترای خود تحت عنوان نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات فاوا در بهره وری کـل عوامـل و رشـد اقتصادی (مطالعهٔ موردی: کشورهای در حال توسعه منتخب با تأکید بر ایران) به این نتیجه رسید که سرمایه غیرفـاوا، سـرمایه فـاوا، سرمایه انسانی، بازبودن اقتصاد و پس انداز تأثیر مثبت و نرخ تورم تأثیر منفی بر بهره وری کل در ایران دارند. کشش بهره وری کـل نسبت به سرمایه گذاری سرانه فاوا حدود ۰/۰۳ بوده و رابطه علیت از سوی متغیرهای توضیحی بر بهره وری کل در بلند مدت 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 بـر بهـره وری کـل و رشـد اقتصادی این کشورها دارند. سرمایه انسانی بر رشد بی تأثیر بوده ولی بر بهره وری کل تأثیر مثبت قابل ملاحظـه دارد. اثـرات مثبـت نرخ پس انداز بر بهره وری کل نیز تأیید می شود. نتیجه نهای این رساله این است که فاوا از سه طریق زیرساخت، کاربردی و اثـرات سریز بر بهره وری کل و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه تأثیر می گذارد و تناقض بهره وری در این کشورها مشـاهده نمـی شود. محمودزاده و اسدی (۱۳۸۶) در مقاله اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره وری نیروی کار در اقتصاد ایران بیان مـی دارد با استفاده از الگوهای نظری و تجربی، تابع بهره وری نیروی کار با لحاظ فاوا و با استفاده از داده های سـری زمـانی۱۳۵۰-۸۲ و به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شد. نتایج برآورد نشان می دهد بهره وری کل و سرمایه غیر فاوا بیشـترین تـأثیر را بـر بهـره وری نیروی کار در اقتصاد ایران دارند. اثر سرمایه انسانی و سرمایه فاوا بر بهره وری نیروی کار مثبت و معنی دار است ولی اثرگذاری ها در مقایسه با متغیرها کمتر است. نتایج این مطالعه در زمینه فاوا با بیشتر مطالعات تجربـی در کشـورهای در حـال توسـعه سـازگار است.

نوری (۱۳۸۶) در مقاله بانکداری الکترونیک در ایران: موانع، مشکلات و چاش های پیش رو بیان می دارد توسـعه بانکـداری الکترونیـک در ایران را می توان به صدور کارت های دارای موجودی، ارائه برخی از خدمات از طریق پایانه های خودپرداز و پایانـه هـای فـروش محـدود دانست و از این رو هر گونه مقایسه بانکداری الکترونیک ایران با کشورهای دیگر نیز محدود به شاخص های مذکور خواهد بـود. شـود ایـران 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 نسـبت (تعداد ATM و POS به یک میلیون نفر) هنوز هم شکاف بین ایران و سایر کشورهای مشابه از تفاوت معناداری برخوردار است. در صـورتی که سایر شاخص های مربوط به حوزه بانکداری الکترونیک، اعم از بانکداری اینترنتی، کارت های اعتبـاری و... نیـز مـدنظر قـرار گیـرد، ایـن شکاف بیشتر نیز می باشد. این امر در مقایسه با کشور ترکیه که از نظر جغرافیایی و جمعیتی وضعیت مشابهی بـا ایـران دارد، نمـود بیشـتری دارد.

تصریح مدل:

در این مقاله به بررسی رابطهٔ فاوا بر روی بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور می پـردازیم، همـانطور کـه در بخـش های قبل توضیح داده شد، با استفاده از الگوی پاجولا(۲۰۰۱،۲۰۰۲)، جورگنسون و استیرو(۲۰۰۰،۲۰۰۳) و کوا(۲۰۰۲،۲۰۰۳) تابع تولید را به صورت زیر بیان می کنیم.

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

میزان محصول با (Y) نشان داده شده است، از آنجا که بانکها واسطهٔ وجوه هستند لذا علاوه بر ارائه انواع خدمات بانکی، اصـلی ترین وظیفهٔ آنها کماکان جمع آوری سپرده و پرداخت وجوه به متقاضیان در قالب تسهیلات مالی است که در این مطالعه بـه عنـوان

نماینده[۱۴]، حجم سپرده ها به عنوان محصول تولیدی توسط بانک ها مد نظر گرفته می‌شود. البته ارزش افزوده نیز می توانست 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 روزذلرلیی های ثابت لذا برای عدم اشتباه در برآورد، حقوق صاحبان سهام در بانک ها مد نظر گرفته شده است[۱۵]. 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 نمایندهٔ فاوا بوده و بهره وری کل عوامل (TFP) از طریق A اندازه گیری می شود. ضمن آن که ATM بخشی از سرمایه ثابت فیزیکی است و به دلیل کمبود آمار و اطلاعاتامکان 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 می شود. پس فرمول کلی را به صورت زیر بیان می کنیم:

$$\Delta LnY = \Delta LnA + \alpha_l \Delta LnL + \alpha_h \Delta LnH + \alpha_k \Delta LnK + \alpha_{atm} \Delta LnATM$$

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 نشاندهندهٔ دیفرانسیل مرتبه اول است. و با فرض رشد بهره وری نیروی کار به صورت: $Y/L = y$ فرمول ما به صورت:

$$\Delta Lny = \alpha_k \Delta Lnk + \alpha_{atm} \Delta Lnatm + \alpha_h \Delta Lnh + \Delta LnA$$

در معادله بالا رشد بهره وری نیروی کار به سه عامل ارتباط دارد. ❶ سرمایه که خود به دو بخش فاوا و غیر فاوا تقسیم می شود. با افزایش سرمایه سرانه، انتظار می رود بهره وری نیروی کار افزایش یابد. ❷ رشد کیفیت نیروی کار است که جانشینی نیروی کار با بهره وری نهایی بالاتر را اندازه گیری می کند. ❸ بهره وری کل عوامل تولید که اثرات تغییرات فنی و سایر عواملی که باعث افزایش رشد تولید می شوند و در الگو مدنظر گرفته نشده اند را نمایش می دهد. بهره وری کل عوامل تولید خود شامل دو قسمت می شود،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 می توان نمایش داد:

$$\Delta LnA = \alpha_{atm} \Delta Ln A_{atm} + \Delta Ln A_n$$

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

---

[۱۴].Proxy

۲. حقوق صاحبان سهام: را می توان ترجمهٔ واژهٔ *Shareholdrs Equity* دانست، بدین معنا که مازاد دارائیها 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 می باشد. در شرکتهای سهامی اجزای اصلی معادله ترازنامه یا معادله حسابداری عبارتند از: داراییها، بدهیها و حقوق صاحبان سهام که می توان آن را به صورت (دارائیها= بدهیها + حقوق صاحبان) نوشت، قسمت حقوق صاحبان سهام در ترازنامهٔ شرکتهای سهامی باید اقلام تشکیل دهندهٔ حقوق صاحبان سهام را به تفکیک منعکس سازد. دو منبع اصلی حقوق صاحبان سهام عبارتند از: ❶ سرمایه گذاری صاحبان سهام (سرمایه پرداخت شده) ❷ سود حاصل از عملیات سودآور شرکت(حقیقی(۱۳۸٤) 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(Y۰=۰/۱+۰/۸۶DLog(H)+۰/۵Dlog(K)+۰/۸۲DLog(F)

با توجه به فرمول می توان دریافت که بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده ها نیروی متخصص یا دارد با این تفسیر کـه افـزایش یـک درصد نیروی کار ماهر باعث افزایش ۸۶ درصد متغیر وابستهٔ می شود و بعد از آن بیشترین تـأثیر را بـر روی حجـم سـپرده هـا نیـروی کـار غیرماهر دارد.

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

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

با توجه به الگوی زیر

DLog(y)=۰/۰۱+۰/۷DLog(h)+۰/۱۶DLog(k)+۰/۴۶DLog(f)+۰/۱۸DLog(atm)

اینگونه می توان نتیجه گرفت که مانند حالت قبل سرمایه انسانی متخصص بیشترین تأثیر را بر حجم سپرده ها دارد و بعـد از آن نیروی کار و سپس سرمایه فاوا و در آخرسرمایه فیزیکی بر میزان حجم سپرده های بانکی مؤثر هستند.

پس با توجه به نتایج حاصله، فرضیهٔ اصلی این تحقیق مبتنی بر این موضوع که فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکـداری کشور تأثیر مثبت ومعناداری 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

Log(prod)=-۲/۱۴+۰/۲۸Log(k)+۰/۲۲Log(atm)+۰/۰۸Log(h)

بیان می شود که در این الگو ضریب تبیین تعدیل شدهٔ 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 ۲۳.۸۴۴۳۴۰۰۴۲۴۵به دست می آید و با توجه به F جدول که درسطح معنای(prob) ۰/۰۵ با درجه آزادی ۱۵ و ۶۰ مساوی۱/۸۴ می باشد و همچنین با درجـهٔ آزادی ۱۵ و ۱۲۰ مسـاوی ۱/۷۵ مـی باشـد و همچنـین F جدول که در سطح معنا (prob) ۰/۰۱ با درجهٔ آزادی ۱۵ و ۶۰ معادل ۲/۳۵ و با درجهٔ آزادی ۱۵ و ۱۲۰ معادل ۲/۱۹ می باشد، ایـن چنین می توان نتیجه گرفت که از آنجا که $F_0 \rangle F$شده پس فرضیهٔ H_0 مبنی بر اینکه عـرض از مبـداءها بـرای واحـدهای متفـاوت مقطعی یکسان فرض می شود رد شده و مدلی که در آن عرض از مبداء برای واحدهای مختلف مقطعی متفاوت است (اثـرات ثابـت) مورد قبول است. آزمون هاسمن برای الگو نشان می دهد که از آنجایی که سطح معنای محاسبه شده معادل ۰/۰۰۰۰ مـی باشـد و از ۰/۰۵ کمتر شده است پس فرضیهٔ H_0 ما مورد قبول است که همان «اثرات ثابت» مدل مورد استفاده و صحیح می باشد.

$0/05 \rangle\ 0/0000 \Rightarrow Fixed\ \ Effects$

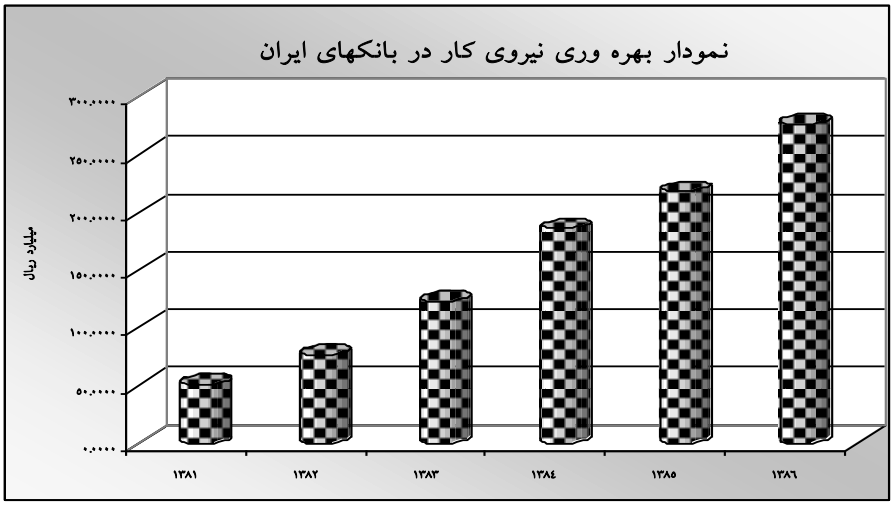
لذا با تایید الگو و با توجه به ضرایبی که مشاهده می کنید می توان این گونه بیان کرد که صد درصد افـزایش سـرمایه فیزیکـی باعث ۲۸ درصد افزایش بهره وری نیروی کار می شود. صد درصد افزایش سرمایه انسانی باعث ۸ درصد افـزایش بهـره وری نیـروی کار می شود و همچنین صد درصد افزایش سرمایه فاوا باعث ۲۲ درصد افزایش بهره 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 کنـد و تنهـا ۶ درصـد مـؤثرتر است.

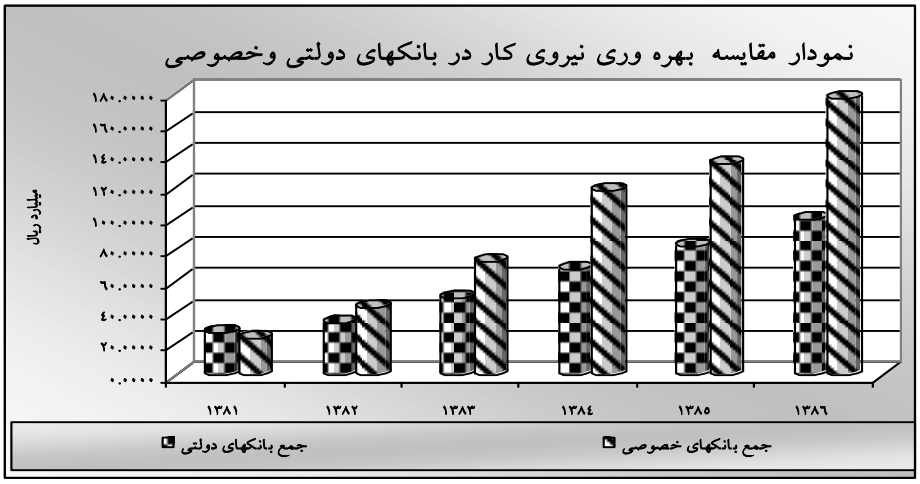
که البته این خود می تواند به خاطر این باشد که بخشی از سرمایه غیر فاوا (سـرمایه فیزیکـی) مـا در صـنعت بانکـداری شـامل، کامپیوتر، شبکه و... می شود و تفکیک کامل آنها از یک دیگر امکان پذیر نیست.

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

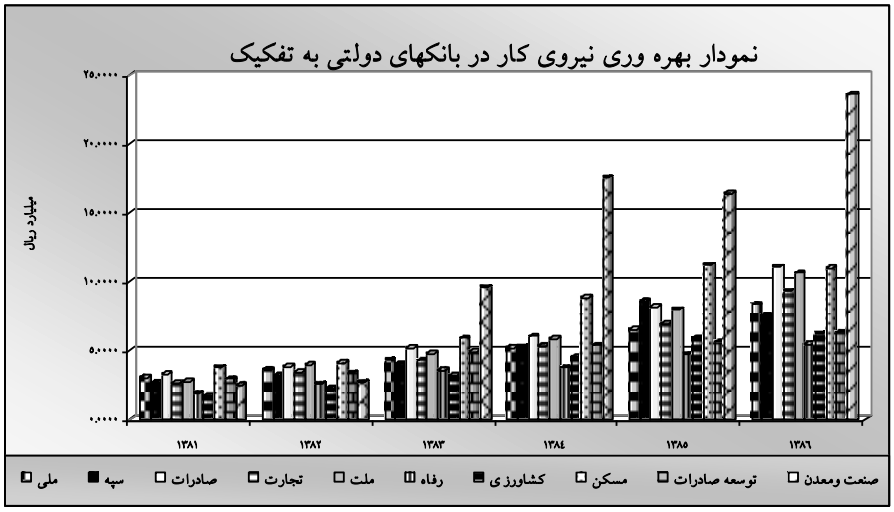
طبق نمودار ترسیم شده ملاحظه می کنید بهره وری نیروی کار از سال۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ روند روبه افزایشی را طی نموده است و می توان علت اصلی این امر را افزایش کاربرد IT در صنعت بانکداری کشور دانست.



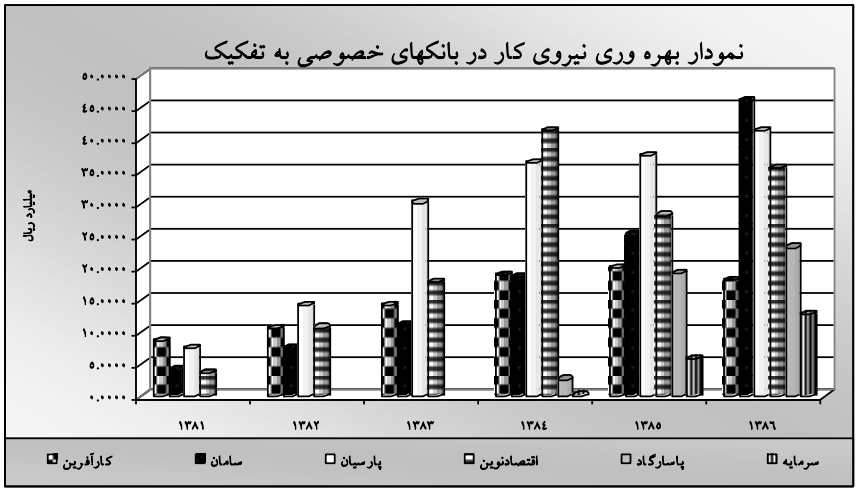
در حالت مقایسه ای بین بانک های دولتی و خصوصی همانطور که ملاحظه می کنید از سال ۸۲ به بعد بهره وری نیروی کار در بانک های خصوصی بیشتر از دولتی بوده است.



در بین بانک های دولتی همانطور که نشان داده شده در سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ بانک مسکن بیشترین بهره وری را داشته و از سال۱۳۸۳ 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 و۱۳۸۵ و بانک اقتصادنوین در سال ۱۳۸۴ و بانک سامان در سال ۱۳۸۶ بیشترین بهره وری نیروی کار را داشتند.



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 آخرسرمایه 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 می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری 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 موثر 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 بهره‌وری شبکه بانکی موثر است.

فهرست منابع:

امیدی نژاد، محمد (۱۳۸۷). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۶، نوزدهمین همایش بانکداری اسلامی تهران: موسسهٔ عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.

ـــــــــ، ـــــــــ (۱۳۸۶). گزارش عملکرد بانک ها در سال ۱۳۸۵، هجدهمین همایش بانکداری اسلامی تهران: موسسهٔ عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.

باقری قادیکلائی، مهیار(۱۳۸۳). بررسی تأثیر فناوری اطلاعات بر روی دستمزد و بهره وری نیروی کار (مطالعهٔ موردی صنایع استان تهران)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.

برومیده، علی اکبر و محمدمهدی امانی(۱۳۸۳). بررسی لزوم استفاده از فناوری اطلاعات و تجارت الکترونیک در صنعت بیمه و ارائهٔ یک مدل مطلوب. مجموعه مقالات همایش صنعت بیمه و فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) در سال۱۳۸۲، تهران: بیمه مرکزی ایران، پژوهشکده بیمه.

پزشکی، یحیی و سودابه دباغ رضائی(۱۳۸۴). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی. ماهنامهٔ 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. فصلنامهٔ پژوهش های اقتصادی ایران، شماره۲۵، زمستان.

جمالی زاده زواره، مهدی(۱۳۸۵).بررسی روابط بین هزینه زیرساخت های فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و بهره وری کل در ایران. پایان نامهٔ دکترا، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

حقیقی، محمدعلی و حبیب الله رعنایی (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 سال۱۳۸۲، پانزدهمین همایش بانکداری اسلامی با تهران: موسسهٔ عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.

ساسان گهر، پرویز و سید محمد کریمی(۱۳۸۴). گزارش عملکرد بانک ها در سال۱۳۸۳، به مناسبت شانزدهمین همایش بانکداری اسلامی تهران: موسسهٔ عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.

سید جوادین، رضا و مریم سقطچی(۱۳۸۵). بانکداری الکترونیک و سیر تحول آن در ایران. ماهنامه تدبیر شماره۱۷۰، تیر.

شیری، بهزاد(۱۳۸۵). استراتژی فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه اقتصادی، ماهنامه تدبیر شماره۱۷۲، شهریور.

صحراگرد جهرمی، عبدالرسول(۱۳۸۴). بررسی به کارگیری فناوری اطلاعات IT 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، شماره۴۲، بهار.

کریمی، سید محمد و علی کریمی، علی مزیکی، محمدرضا طوسی و سید جواد توحیدی(۱۳۸۵). گزارش عملکرد بانک ها در سال۱۳۸۴، به مناسبت هفدهمین بانکداری اسلامی تهران: موسسهٔ عالی بانکداری ایران، بانک مرکزی.

گیلیس، مالکوم، دوایت 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، شماره۴۳، تابستان.

ـــــــــ، ـــــــــ (۱۳۸۶). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در بهره وری کل عوامل و رشد اقتصادی. رسالهٔ 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، شماره۱۹، تابستان.

مشیری، سعید و مهدی رضوان(۱۳۸۵). اثر بکارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات در کارایی صنعت خدمات هوایی ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره۲۶، بهار.

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

میلانی، 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 خوندابی و مصطفی طلعتی(۱۳۸۶). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره۴۴، 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: Areview of the Literature. MIT Sloan School of Manage ment Cambridge, Massachusetts.Published in Advances in Computers, Academic Press, Vol. ٤٣, Pages ۱۷۹-۲۱٤.)

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 ٤۱۹.

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-٤th July.

Edquist Harald(۲۰۰٤). 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. ٠٢-٤٣. Download this ZEW Discussion paper from our ftp sever: ftp://ftp.Zew.de/pub/zew-docs/ds/dp ٠٢٤٣.pdf.

Harchaoui, Tarek M. et al. (٢٠٠٢), "Information technology and economic growth in Canada and the U.S.", Monthly Labour Review, Oct ٢٠٠٢, ١٢٥(١٠), pp. ٣-١٢.

Jorgenson, Dale W.(٢٠٠١). Information Technology & the U.S Economy. The American Economic Review, march ٢٠٠١, ٩١(١), pp ١-٣٢.

Jorgenson, Dale W. & Kevin J. Stiroh(٢٠٠٠). "Raising The Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information age," Bookings Economic Activity, ١/PP. ١٢٥-٢١١.

Jorgenson, Dale W, Ho, Mun S. & Stiroh Kevin J (٢٠٠٣). Lesson From The US Growth Resurgence. Journal of Policy Modeling ٢٥(٢٠٠٣), pp ٤٥٣-٤٧٠.

Jalava, Jukka and Pohjola, Matti (٢٠٠١), "Economic Growth in the New Economy: Evidence from Advanced Economies", WIDER Discussion Paper No. ٢٠٠١/٥, UnitedNations University, Finland, pp. ١-٢٣.

Mankiw N. Gregory, David Romer & David N. Weil(١٩٩٢). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quartrely Journal of Economics. ١٠٧:٢, P. ٤٠٧-٤٣٧.

OECD(٢٠٠٢). Measuring the information Economy. Paris: Organization of Economic Coopcration & Development.

Oliner, Stephen D. & Sichel, Daniel E. (٢٠٠٠). The Resurgence of Growth In The Late ١٩٩٠s: Is Information Technology The story?. Journal Of Economic Perspectives, Fall ٢٠٠٠, ١٤(٤), pp ٣-٢٢.

Oliner, Stephen D. & Sichel, Daniel E. (٢٠٠٣). Information Technology & Productivity: Where are We Now & Where are We Going?. Journal of Policy Modeling ٢٥(٢٠٠٣), pp ٤٧٧-٥٠٣.

Oulton, Nicholas(٢٠٠١). ICT & Productivity Growth in the United Kingdom. Bank of England. ISSN ١٣٦٨-٥٥٦٢. Working papers are also available at www.bankofengland.co.uk/workingpapers/index.htm.

Pohjola, M.(٢٠٠٢).The New Economy: Facts, Impacts & Policies. Information Economics & Policy. No ١٤, pp. ١٣٣-١٤٤.

Pohjola, M.(٢٠٠٢). New Economy in Growth & Development. United Nation University WIDER (World Institute For Development Economics Research). Discussion paper, NO. ٢٠٠٢/٦٧. Available at: www.wider.unu.edu.

Parham, D., Roberts, P. and Sun, H. (٢٠٠١), Information Technology and Australia's Productivity Surge, Productivity Commission Staff Research Paper, AusInfo,Canberra.

Parham, Dean(٢٠٠٤). ICT: An engine or enable of Australi's productivity Growth?. Asia Pacific productivity Conference. Invited Paper Plenary Session ٢: productivity Growth & ICT.

Piatkowski, Marcin(٢٠٠٣). Does ICT Investment Matter for Growth & Labor Productivity in transition Economies?. TIGER Working paper series. NO.٤٧. Working papers are also available at: http://www.tiger.edu.pl.

Quah, D.(٢٠٠٢) " 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 ٣, PP. ٩٥-١٥٦.

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. ٦, Spring ۲۰۰۳, pp. ٤٧-٥٥.

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(۲۰۰٥). Catching up or Getting Stuck? Europe’s Troubles to Exploit ICT’s Productivity Potential. University of Groningen. Groningen Growth & Development Centre. Research Memorandum GD-۷۹.

Venturini, Francesco(۲۰۰۷). ICT productivity Resurgence: A Growth Model for the Information Age. Polytechnic University of Marche, Ancona(Italy). NO ۲٥۹.

Wong, Chee Kong (۲۰۰٦). 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 ۲٤.

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		

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 [16]
Saleh Ghavidel [17]
Parima bahrami zonouz [18]

Abstract:

This paper aims to study the impact of ICT on labor productivity in banking industry over the period of ۲۰۰۲-۲۰۰۷. Technique used in this paper is a combination of Cobb–Douglas production function, panel data and e-views software (version ٦).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: J۲٤,D٤۷,D۲٤
Keywords: *ICT, Labor Productivity, Banking Industry, Economic Growth.*

[16]. Assistant Professor in Economics, Islamic Azad University, Central Tehran Branch.

[17]. Assistant Professor in Economics, Islamic Azad University, Firoozkooh Branch.

[18]. MA in Economic, Islamic Azad University Firoozkooh Branch, Members of Young Researchers Club.