

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

دکتر علیرضا دقیقی اصلی\* دکتر صالح قوبدل\*\*

پریمیا بهرامی زنوز\*\*\*

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 روش های داده های 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 تأکید است. با توجه به نتایج پیشنهاد می شود که کشورهای در حال توسعه مانند ایران به منظور افزایش بهره‌وری 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 و ارتباطات (فاوا)، بهره‌وری نیروی کار، صنعت بانکداری، رشد اقتصادی  
طبقه بندی JEL: J24, D47, D24.

Email: daghighiasli@gmail.com

\*\* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز  
\*\* 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)<sup>۱</sup> 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.

---

1. Information and Communication Technology (ICT)

بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور ..... ۲۷

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<sup>۱</sup> 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 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<sup>۲</sup>:

در الگوی رشد اقتصادی پاجولا<sup>۳</sup> 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:

1. Automatic Teller Machine(ATM)

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

3. Pohjola, 2002.

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.

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

علامت نقطه نمایانگر نرخ تغییر می باشد و  $w_{ict}$  سهم تولید اسمی فاوا و  $w_0$  سهم تولید کالاها و خدمات غیر 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<sup>۱</sup>.

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.

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

بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور ..... ۲۹

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

$$\ln Y = \ln A + a_c \ln C + a_k \ln K + a_h \ln H + a_n \ln N \quad (۳)$$

معادله مذکور با فرض وجود اطلاعات متغیرهای الگو، قابل تخمین و برآورد است. معمولاً از این تابع برای تحلیل‌های سری زمانی برای یک کشور و تحلیل‌های 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.

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

که علامت نقطه مؤید نرخ تغییر می‌باشد. 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  $\alpha$  سهم عوامل کل درآمد را بیان می‌نماید. 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 می‌آید و عمدتاً نرخ رشد کل یا چند عاملی بهره‌وری نامیده می‌شوند. این روش علیرغم آنکه اطلاعات مفیدی را در رابطه با منابع رشد اقتصادی فراهم می‌نماید، اما بطور کامل نحوه شکل‌گیری رشد اقتصادی یک کشور را توضیح نمی‌دهد.

در مورد مطالعات کاربردی به کارگیری هر کدام از روش‌های 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 فرض‌های ساده‌سازی و منابع اطلاعات جایگزین در برآورد تأثیر سرمایه‌گذاری 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 مشکل‌حادتر می‌شود<sup>۱</sup>. در روش دوم می‌توان فرم تابع تولیدی که کمی با معادله (۲) متفاوت است را به صورت زیر در نظر گرفت.

$$Y = c a_c^c k^a H^a (AN)^{a_n} \quad (۵)$$

که اختلاف آن با الگوی قبل در مورد تغییرات فناوری است. در این جا فرض شده که این تغییرات از نوع کارافزا<sup>۲</sup> است با فرض آن که بازده ثابت نسبت به مقیاس نیز برقرار می‌باشد می‌توان نتیجه گرفت که  $a_n = 1 - a_c - a_k - a_h$  است.

1. Mankiw, Romer & Weil, 1992.  
2. Labour Augmenting

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  $c, k$  و  $h$  به ترتیب مبین موجودی انواع سرمایه فیزیکی فاوا، فیزیکی غیر فاوا و 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.

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

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

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

در این معادلات ضریب  $s_c$  نمایانگر نرخ پس انداز در سرمایه فیزیکی فاوا،  $s_k$  نمایانگر نرخ پس انداز در سرمایه فیزیکی غیر فاوا و  $s_h$  نمایانگر نرخ پس انداز در سرمایه انسانی است و  $\delta$  نرخ استهلاک می باشد. نهاده نیروی کار و فناوری فرض شده با نرخ های برون زای  $n$  و  $\alpha$  رشد می کنند و در اینجا  $0 < \delta, n, \alpha < 1$  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.

$$Ln(Y/L) = \alpha_0 + (\alpha_c/1-\beta)Lns_c + (\alpha_k/1-\beta)Lns_k + (\alpha_h/1-\beta)Lns_h - (\beta/1-\beta)Ln(\alpha+n+\delta) \quad (۹)$$

که  $\beta = a_c + a_k + a_h$ ،  $\alpha = LnA(\cdot) + at$  و نرخ استهلاک برای همه انواع موجودی سرمایه  $\delta < 1$  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.

بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور ..... ۳۱

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.

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

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. این معادله می گوید که بهره‌وری در کشورهایی که سرمایه‌گذاری بیشتری در سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات می کنند و در سایر موارد برابر هستند، سریع تر رشد می کند.

### مروری بر مطالعات تجربی:

جورگنسون 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 بهره‌وری نیروی کار شده است. اولینر 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 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 می باشد. جورگنسون، هو و استیرو (۲۰۰۳) در مقاله ای با عنوان «درس‌های برای تجدید نظر در رشد آمریکا» ۲۰۰۳ در بازه‌های 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 مقاله بعدی خود با نام «فناوری اطلاعات و بهره‌وری: 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

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

درصد است که بیشترین تأثیر را سرمایه (IT) دارد با این تفاوت که در این تحقیق «نیمه رساناها» 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 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 پاچولا<sup>۲</sup> (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 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. هارچایس و همکاران (۲۰۰۲)<sup>۳</sup> 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 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)<sup>۴</sup> 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 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 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 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 تورنکوویست 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

1. Semiconductors
2. Jalava & Pohjola
3. Harchaoui et al(2002)
4. Robidoux & Wong(2003)



۳۳ ..... بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور

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 کسلی 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 ون 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 قادیکلانی (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 ۵۰ 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 همجعی 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 دکتری 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 فاوا، سرمایه انسانی، بازبودن اقتصاد و پس‌انداز تأثیر مثبت و نرخ تورم تأثیر منفی بر بهره‌وری کل در ایران دارند. کشش بهره‌وری کل نسبت به سرمایه‌گذاری 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 سریز 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

۳۵ ..... بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور

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 رابطهٔ 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)، جورگنسون و استیرو (۲۰۰۰، ۲۰۰۳) و کوا (۲۰۰۲، ۲۰۰۳) 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 واسطهٔ وجوه هستند لذا علاوه بر ارائه انواع خدمات بانکی، اصلی‌ترین وظیفهٔ آنها کماکان جمع‌آوری سپرده و پرداخت وجوه به متقاضیان در قالب تسهیلات مالی است که در این مطالعه به عنوان نماینده<sup>۱</sup>، حجم سپرده‌ها به عنوان محصول تولیدی توسط بانک‌ها 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 روزدلری‌های ثابت لذا برای عدم اشتباه در برآورد، حقوق صاحبان سهام در بانک‌ها مد نظر گرفته شده است<sup>۲</sup>. 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 بانک‌ها ( $L$ )، تعداد دستگاه‌های خودپرداز ( $ATM$ ) که یکی از شاخص‌های ICT است، به عنوان نمایندهٔ فاوا بوده و بهره‌وری

#### 1.Proxy

۲. حقوق صاحبان سهام: را می‌توان ترجمهٔ واژهٔ *Shareholders Equity* دانست، بدین معنا که مازاد داراییها بر بدهیهای یک شرکت سهامی، بیانگر حقوق صاحبان سهام آن است. به عبارت دیگر، این اصطلاح، در ترازنامه شرکت‌های سهامی، جانشین حساب سرمایه (سرمایه‌های) شرکاء در شرکت‌های تضامنی و حساب سرمایه مالک در واحد‌های تک مالکی می‌باشد. در شرکت‌های سهامی اجزای اصلی معادله ترازنامه یا معادله حسابداری عبارتند از: داراییها، بدهیها و حقوق صاحبان سهام که می‌توان آن را به صورت (داراییها = بدهیها + حقوق صاحبان) نوشت، قسمت حقوق صاحبان سهام در ترازنامه شرکت‌های سهامی باید اقلام تشکیل دهندهٔ 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 نورو و شیروانی (۱۳۷۹).

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 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 می شود. پس فرمول کلی را به صورت زیر بیان می کنیم:

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

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  $\Delta$  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 می شود. با افزایش سرمایه سرانه، انتظار می رود بهره وری نیروی کار افزایش یابد. ② رشد کیفیت نیروی کار است که جانشینی نیروی کار با بهره وری نهایی بالاتر را اندازه گیری می کند. ③ 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:

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

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

## برآورد مدل و تحلیل نتایج:

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

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

الف) ابتدا داده‌ها را بدون در نظر گرفتن عامل فاوا در الگو وارد می‌کنیم:

$$DLog(Y_0=0/1+0/86DLog(H)+0/5DLog(K)+0/82DLog(F))$$

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

پس نیروی کار مهم‌ترین عامل در جذب سپرده‌های بانکی محسوب می‌شود و می‌توان 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

$$DLog(y)=0/01+0/7DLog(h)+0/16DLog(k)+0/46DLog(f)+0/18DLog(atm)$$

اینگونه می‌توان نتیجه گرفت که مانند حالت قبل سرمایه انسانی متخصص بیشترین تأثیر را بر حجم سپرده‌ها دارد و بعد از آن نیروی کار و سپس سرمایه فاوا و در آخر سرمایه فیزیکی بر میزان حجم سپرده‌های بانکی مؤثر هستند.

پس با توجه به نتایج حاصله، فرضیه اصلی این تحقیق مبتنی بر این موضوع که فاوا بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور تأثیر مثبت و معناداری دارد، مورد قبول است.

### ۲) نتایج حاصل از وارد کردن اطلاعات به روش داده‌های 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

$$Log(prod)=-2/14+0/28Log(k)+0/22Log(atm)+0/08Log(h)$$

بیان می‌شود 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 می‌کند یعنی می‌شود.

آزمون F برای الگو نشان می‌دهد که آماره  $23,844340.04245$  به دست می‌آید و با توجه به F جدول که در سطح معنای (prob) ۰/۰۵ با درجه آزادی ۱۵ و ۶۰ مساوی ۱/۸۴ می‌باشد و همچنین با

درجه آزادی ۱۵ و ۱۲۰ مساوی ۱/۷۵ می باشد و همچنین F جدول که در سطح معنا (prob) ۰/۰۱ با درجه آزادی ۱۵ و ۶۰ معادل ۲/۳۵ و با درجه آزادی ۱۵ و ۱۲۰ معادل ۲/۱۹ 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 ۰/۰۰۰۰ می باشد و از ۰/۰۵ کمتر شده است پس فرضیه  $H_0$  ما مورد قبول است که همان «اثرات ثابت» مدل مورد استفاده و صحیح می باشد.

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

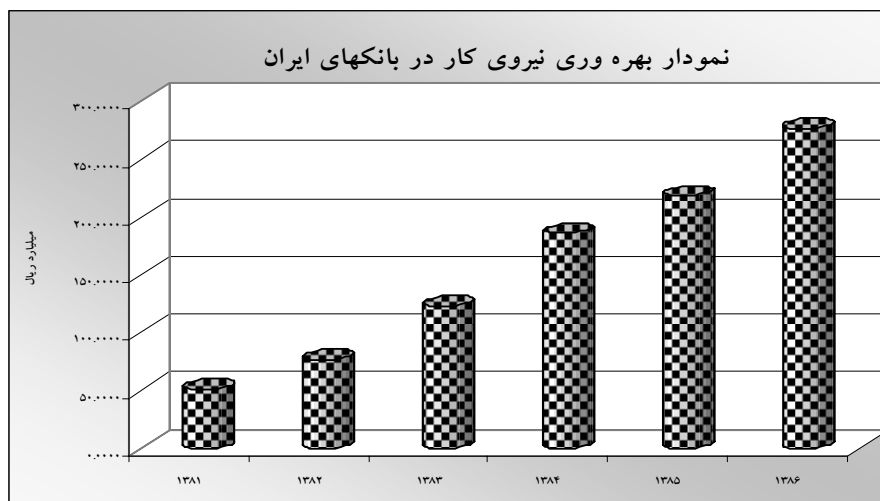
لذا با تایید الگو و با توجه به ضرابی که مشاهده می کنید می توان این گونه بیان کرد که صد درصد افزایش سرمایه فیزیکی باعث ۲۸ درصد افزایش بهره وری نیروی کار می شود. صد درصد افزایش سرمایه انسانی باعث ۸ درصد افزایش بهره وری نیروی کار می شود و همچنین صد درصد افزایش سرمایه فاوا باعث ۲۲ درصد افزایش بهره وری نیروی 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.

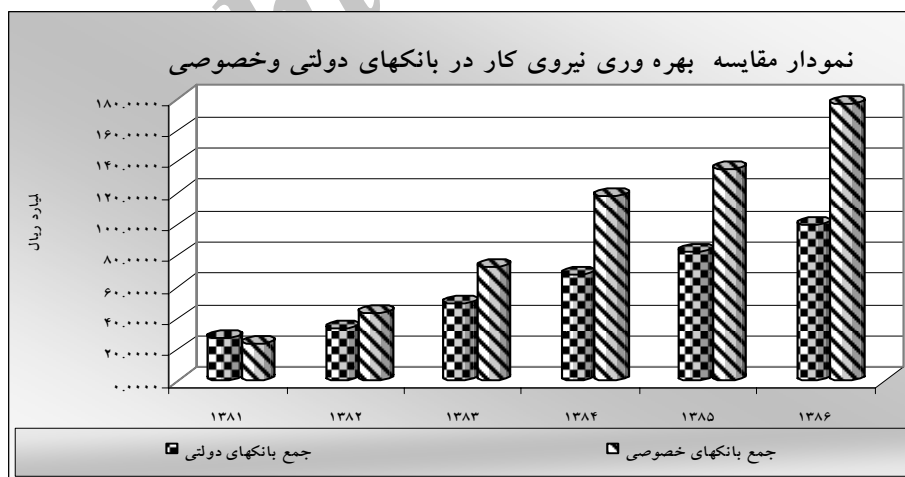
که البته این خود می تواند به خاطر این باشد که بخشی از سرمایه غیر فاوا (سرمایه فیزیکی) ما در صنعت بانکداری شامل، کامپیوتر، شبکه و... می شود و تفکیک کامل آنها از یک دیگر امکان پذیر نیست. پس با توجه به نتایج حاصله، فرضیه اصلی این تحقیق مبتنی بر این موضوع که فاوا بر بهره وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور 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.

۳۹ ..... بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور

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

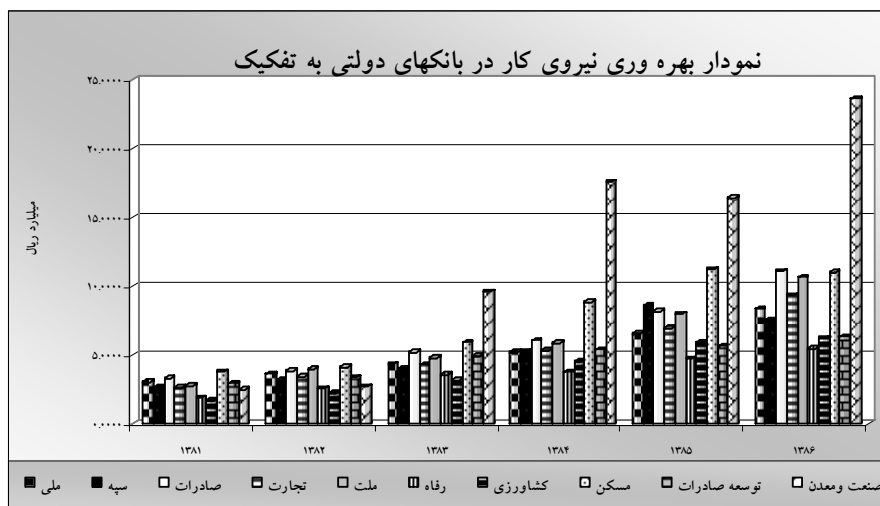


در حالت مقایسه‌ای بین بانک‌های دولتی و خصوصی همانطور که ملاحظه می‌کنید از سال ۸۲ به بعد بهره‌وری نیروی کار در بانک‌های خصوصی بیشتر از دولتی بوده است.

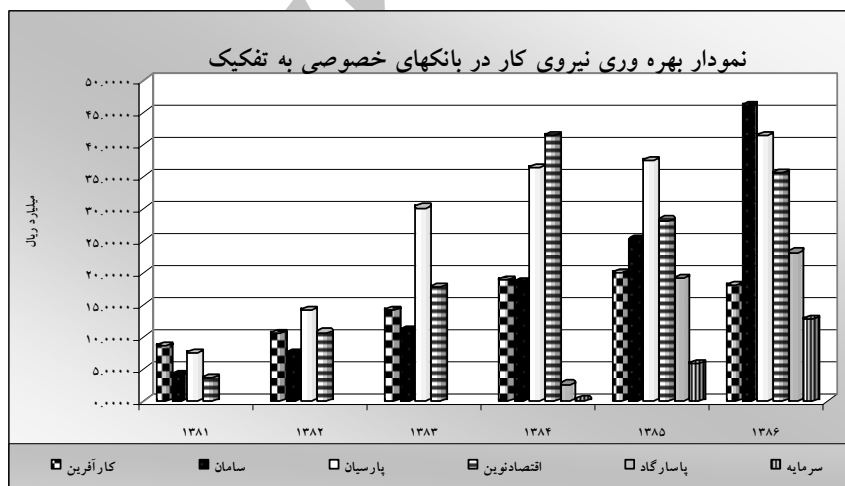


۴۰ ..... فصلنامه علوم اقتصادی (سال اول، شماره ۴، پاییز ۱۳۸۷)

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.





### نتیجه گیری و پیشنهادات:

با توجه به نتایج الگو بدون در نظر گرفتن عامل فاوا نیروی متخصص بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده‌ها دارد و بعد از آن بیشترین تأثیر را بر روی حجم سپرده‌ها نیروی کار غیرماهر شاغل در بخش دارد. در الگوی بعد با در نظر گرفتن عامل فاوا می‌توان نتیجه گرفت که مانند حالت قبل سرمایه انسانی متخصص بیشترین تأثیر را بر حجم سپرده‌ها دارد و بعد از آن نیروی کار و سپس سرمایه فاوا و در آخر سرمایه فیزیکی بر میزان حجم سپرده‌های بانکی مؤثر هستند. پس با توجه به نتایج حاصله، اثر مثبت فاوا بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور مورد تایید قرار می‌گیرد.

در الگوی داده‌های تابلویی نیز با وارد کردن اطلاعات بدون در نظر گرفتن عامل فاوا می‌توان اینگونه نتیجه گرفت که افزایش در سرمایه فیزیکی بر بهره‌وری نیروی کار می‌افزاید و همچنین سرمایه انسانی ۵۲ درصد بهره‌وری کار را افزایش می‌دهد 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 می‌توان تفسیر کرد که، افزایش سرمایه فیزیکی باعث افزایش بهره‌وری کار می‌شود. و همچنین افزایش تعداد *ATM* ها باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور می‌شود. پس علاوه بر سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و سرمایه فاوا نیز در مراتب بعد بر بهره‌وری اثر دارند.

لذا به صورت کلی می‌توان چنین نتیجه گرفت که که فاوا در کنار سرمایه انسانی و فیزیکی بر بهره‌وری 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 می‌توانند 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 دستگاه‌های خودپرداز، افزایش تعداد نیروی انسانی متخصص در افزایش بهره‌وری 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 قادیکلانی، 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 محمدمهدی 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.

بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار در صنعت بانکداری کشور ..... ۴۳

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 چهرمی، عبدالرسول (۱۳۸۴). بررسی به کارگیری فناوری اطلاعات *IT* بر بهره‌وری 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 بهره‌وری، 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 بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۳، تابستان.

\_\_\_\_\_، \_\_\_\_\_ (۱۳۸۶). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در بهره‌وری 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 بهره‌وری ایران.

۴۴ ..... فصلنامه علوم اقتصادی (سال اول، شماره ۴، پاییز ۱۳۸۷)

میلانی، سید علی (۱۳۸۴). بررسی وضعیت بهره‌وری 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.

نजारزاده، 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 (2000), *Knowledge, Technology & Economic Growth: Recent Evidence From OECD Countries*, OECD. *Economics Department Working Papers, No 259, OECD Publishing*

Brynjolfsson, Erik & Shinkyu Yang (1996). *Information Technology & productivity: A review of the Literature*. MIT Sloan School of Management Cambridge, Massachusetts. Published in *Advances in Computers, Academic Press, Vol. 43, Pages 179-214.*

Caselli, Paol & Francesco Paterno (2001). *ICT Accumulation & productivity Growth in the United States: an Analysis Based on Industry Data*. Banca d' Italia, Economic Reserch Department. Number 419.

David, Paul A. & Gavin Wright (1999). *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 21<sup>st</sup> century in historical Perspective. Oxford, England, 2nd-4th July.

Edquist Harald (2004). *The Swedish ICT Miracle: Myth or Reality?*. University of Groningen. Groningen Growth & Development Centre. Research Memorandum GD-72.

Hempell, Thomas (2002). *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. 02-43. Download this ZEW Discussion paper from our ftp sever: <ftp://ftp.Zew.de/pub/zew-docs/ds/dp0243.pdf>.

Harchaoui, Tarek M. et al. (2002), "Information technology and economic growth in Canada and the U.S.", *Monthly Labour Review*, Oct 2002, 125(10), pp. 3-12.

- Jorgenson, Dale W.(2001). *Information Technology & the U.S Economy. The American Economic Review, march 2001, 91(1), pp1-32.*
- Jorgenson, Dale W. & Kevin J. Stiroh(2000). "Raising The Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information age," *Bookings Economic Activity, 1/PP.125-211.*
- Jorgenson, Dale W, Ho, Mun S. & Stiroh Kevin J (2003). *Lesson From The US Growth Resurgence. Journal of Policy Modeling 25(2003), pp453-470.*
- Jalava, Jukka and Pohjola, Matti (2001), "Economic Growth in the New Economy: Evidence from Advanced Economies", *WIDER Discussion Paper No. 2001/5, 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. 107:2, 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), pp3-22.*
- Oliner, Stephen D. & Sichel, Daniel E. (2003). *Information Technology & Productivity: Where are We Now & Where are We Going?. Journal of Policy Modeling 25(2003), pp477-503.*
- Oulton, Nicholas(2001). *ICT & Productivity Growth in the United Kingdom. Bank of England. ISSN 1368-5562. Working papers are also available at [www.bankofengland.co.uk/workingpapers/index.htm](http://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.2002/67. Available at: [www.wider.unu.edu](http://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*

*Session2: 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. 95-156.*
- Quah, D.(2003).“Digital Goods & the New Economy”, Centre for Economic Performance. London School of Economics & Political Science.*
- Robidoux, Benoit and Wong, Bing-Sun (2003), “Has Trend Productivity Growth Increased in Canada?”, in International Productivity Monitor, No. 6, Spring 2003, pp.47-55.*
- Van Ark, Bart & Robert Inklaar & Robert H. McGuckin(2002). "changing Gear" Productivity, ICT & Service Industries: Europe & the United States. The Conference Board. Economics Program Working Paper Series.*
- Van Ark, Bart & Robert Inklaar(2005). Catching up or Getting Stuck? Europe’s Troubles to Exploit ICT’s Productivity Potential. University of Groningen. Groningen Growth & Development Centre. Research Memorandum GD-79.*
- Venturini, Francesco(2007). ICT productivity Resurgence: A Growth Model for the Information Age. Polytechnic University of Marche, Ancona(Italy). NO 259.*
- Wong, Chee Kong (2006). Information Technology, Productivity & Economic Growth in China. School of Economics & Commerce University Of Western Australia.*
- Stiroh, Kevin J. 2001. Information Technologies and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say? Federal Reserve Bank of New York, January 24.*
- Stiroh, Kevin J. 2002. 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			

Archive



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			

Arc

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			

Arc

_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

Archive 01

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			

ARC

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		