پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶ – ۲۰۰۸
سال ششم، شماره یازدهم، (تابستان ۱۳۹۴)، صفحه ۳۷ تا ۴۸

اثر اینترنت بر بازدهی نیروی کار در کشورهای منتخب عضو منا

دکتر علی سلمان‌پور زنوز[۱]، صفر فرهنگ[۲]، مهناز شکوهی فرد[۳]، سیامک شکوهی فرد[۴*]

تاریخ دریافت: ۹۵/۲/۶ تاریخ پذیرش: ۹۵/۴/۱۰

چکیده

اهمیت فناوری اطلاعات و ارتباطات[۵](فاوا) در اقتصاد ملی بر کسی پوشیده نیست. فاوا به اشکال متعدد، نظیر افزایش رشد اقتصادی و بهره‌وری کلِّ اقتصاد، ارتقای سطح تجارت کالاها و خدمات و کاهش تورم و هزینهٔ مبادلات، پیامدهای مثبتی را در اقتصاد درپی داشته است. پژوهش حاضر بر آن است تا با استفاده از داده‌های کشورهای منتخب عضو منا[۶]، در دورهٔ ۲۰۰۰–۲۰۱۳ و با استفاده از تکنیک پانل دیتای پویا[۷] و برآوردگرهای تک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای GMM پیشنهادشده ازسوی آرلانو و باند(۱۹۹۱)، اثر اینترنت بر بازدهی نیروی کار را مطالعه کند. به این منظور، بعد از آزمون مانایی داده‌ها و وجود هم‌جمعی بین آنها، با آزمون هم‌جمعی پدرونی، مدل نهایی با استفاده از برآوردگرهای مختلف برآورد شد. نتایج برآورد مدل با برآوردگرهای GMM دومرحله‌ای آرلانو و باند نشان داد که اینترنت، اثر مثبت و معناداری بر بازدهی نیروی کار دارد و در بلندمدت و با ثابت‌بودن سایر عوامل، یک واحد افزایش در تعداد کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر، تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده، «بازدهی نیروی کار» را ۱,۹۲ دلار بالا می‌برد. به‌علاوه، اثرات مخارج آموزشی و بهداشتی بر بازدهی نیروی کار مثبت بوده است، اما به‌لحاظ آماری، معنادار نیست. بازبودن تجاری مقدار تولید ناخالص داخلی، به ازای هر فرد استخدام‌شدهٔ دورهٔ قبل و تشکیل سرمایه نیز تأثیرات مثبت مورد انتظار و به‌لحاظ آماری معنادار بر بازدهی نیروی کار دارند.

کلیدواژه‌ها: اینترنت، بازدهی نیروی کار، پانل دیتای پویا، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، هم‌جمعی.
طبقه‌بندی JEL: L86 ، J24، C51، C23.

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران، *ali_salmanpour@yahoo.com*
۲. مربی گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور،صندوق پستی ۳۶۹۷–۱۹۳۹۵، تهران، ایران، *s_farhang@pnu.ac.ir*
۳. مدرس مدعو گروه ریاضی، واحدسرعین، دانشگاه آزاد اسلامی، سرعین، ایران، *m.shokohifard@gmail.com*
۴*. باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان،واحد اردبیل،دانشگاه آزاد اسلامی، اردبیل،ایران، **پست الکترونیکی نویسنده مسئول:** *siyamak.shokohifard@gmail.com*

5. Information and Communication Technology
6. Middle East and North Africa
7. Dynamic Panel Data
8. Cointegration

۱. مقدمه

اینترنت در دنیای امروزی، کارکردهای اقتصادی متعدد دارد. تصورِ بخشِ بانکی، مالی و آموزشی قوی در اقتصاد، بدون وجود اینترنت، مشکل خواهد بود. این امر اهمیت اینترنت در حیات اقتصادی افراد و کشورها را بیش از پیش نمایان می‌کند. اینترنت و تکنولوژی‌های مربوط به آن می‌توانند هزینه‌های ارسال و دریافت اطلاعات را کاهش و سطح محصول کل و بازدهی کلِّ اقتصاد را افزایش دهند. استفاده از اینترنت بر کارآیی نیروی کار و کارمندان در سطح بنگاه نیز تأثیر مثبت دارد و باعث صرفه‌جویی بیشتر در وقت و هزینه برای بنگاه‌ها می‌شود و بازدهی نیروی کار و ارزش افزودهٔ کلِّ بنگاه را ارتقا می‌دهد. این امر به نوبهٔ خود باعث می‌شود تا تولید در کلِّ اقتصاد افزایش یابد. برای مثال، تصور کنید که بنگاه دریافت‌ها، پرداخت‌ها، ثبت سفارش‌ها و سایر کارهای مربوط به بنگاه را به‌جای مراجعهٔ حضوری، به‌صورت الکترونیکی انجام دهد. بالطبع، این امر می‌تواند کارآیی بنگاه و کارکنان آن را تاحدودی ارتقا دهد.

از آنجا که بهره‌وری نیروی کار، عامل کلیدی در فرایند توسعهٔ اقتصادی، و یکی از شاخص‌های اصلی در مقایسهٔ وضعیت اقتصادی کشورها است، مطالعهٔ عوامل تعیین‌کنندهٔ آن، اهمیت خاصی دارد. از سوی دیگر، اهمیت فناوری اطلاعات و ارتباطات(فاوا) در رشد اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار، کاهش تورم و ارتقای سطح تجارت در کالاها و خدمات در مطالعات متعدد، بررسی و تأیید شده است[۱]. در بیشتر این مطالعات، سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌عنوان نمادی از موجودی سرمایهٔ فاوا در تابع تولید لحاظ شده و در برخی دیگر نیز، از مؤلفه‌های فاوا، مانند دسترسی به کامپیوتر ازسوی خانوارها، تعداد خطوط تلفن، کاربران اینترنت و موبایل استفاده شده است. به‌علاوه، مطالعاتی نیز در راستای بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ بهره‌وری نیروی کار با تأکید بر فاوا انجام گرفته است[۲]. در این مطالعات نیز از سرمایه‌گذاری در مخابرات و فاوا و مؤلفه‌های فاوا، همانند تعداد خطوط تلفن و مشترکان موبایل، به‌عنوان نمادی از موجودی سرمایهٔ فاوا استفاده شده است.

باتوجه به کلیدی‌بودن بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد کشورها، اهمیت فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز در رشد اقتصادی و ارتقای بهره‌وری کل و نیروی کار، در اغلب پژوهش‌های تجربی تأیید شده است. از این رو، پژوهش حاضر بر آن است که تأثیر اینترنت بر بهره–وری نیروی کار در حوزهٔ کشورهای عضو منا را تجزیه و تحلیل کند. برای این کار، با استفاده از داده‌های کشورهای عضو منا در دورهٔ ۲۰۱۳–۲۰۰۰، در کنار سایر عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار، اهمیت اینترنت نیز در آن مطالعه شده است. به این منظور، ابتدا آزمون ریشهٔ واحد و هم‌جمعی دربارهٔ متغیرهای مدل انجام شده و مدل نهایی به‌صورت داده‌های پانل پویا و با استفاده از برآوردگرهای GMM[۳] تک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای آرلانو و باند[۴](۱۹۹۱) تخمین زده شده است.

---

۱. این مطالعات شامل موارد زیر است.

Hardy (1980), Leff (1984), Krueger (1993), Lehr and Lichtenberg (1999), Jorgenson and Stiroh (1999), Oliner and Sichel (2000,2003), Roller and Waverman (2001), Litan and Rilvin (2001), Colecchia and Schreyer (2001), Oulton (2002), Varian et al. (2002), Jalava and Pohjola (2002,2007,2008), Dewan and Riggins (2005), Freund and Weinhold (2004), Choi (2003,2010), Indjikian and Siegel (2005), Jorgenson and Vu (2007), O'Mahony and Vecchi (2005), Madden and Savage (1998), Jacobsen (2003), Waverman et al. (2005), Meijers(2006), Thompson and Garbacz (2007), Clarke (2008), Noha et al. (2008), Seo et al. (2009), Koutroumpis (2009), Yi and Choi(2005,2009), Holt and Jamison(2009), Gruber and Koutroumpis (2010), Freunda and Weinhold(2004), Vu(2011), Greenstein and McDevitt (2011) and Kolko(2012).

۲. این مطالعات نیز عبارت‌اند از

Belorgey et al. (2006), Ceccobelli et al. (2012), Engelbrecht and Xayavong(2006), Badescua and Garce´s-Ayerbe(2009), Arvanitis and Loukis(2009).

3. Generalized Method of Moments

4. Arellano and Band One-Step and Tow-Step GMM Estimators

۲. مبانی نظری پژوهش

مبانی نظری قوی و منسجم در رابطه با اینترنت و بهره‌وری نیروی کار وجود ندارد. از این رو، در اغلب مطالعات تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات که اینترنت نیز جزئی از آن است، مورد بحث قرار می‌گیرد.

شریر[1](۲۰۰۰: ۸-۶) بیان می‌کند که فناوری اطلاعات و ارتباطات از سه طریق بر رشد بهره‌وری تأثیرگذار خواهد بود. اولین مورد به پیشرفت تکنولوژی در تولید کالاهای فاوا برمی‌گردد که مستقیماً بهره‌وری کلِ عوامل را در صنایع تولیدکنندهٔ فاوا بالا خواهد برد. در حالت دوم، کاهش قیمت سرمایهٔ فاوا در مقایسه با سایر انواع سرمایه و نیروی کار، بنگاه‌ها را تشویق به استفادهٔ بیشتر از آن خواهد کرد. به این طریق، افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ فاوا، بهره‌وری نیروی کار در صنایع استفاده‌کننده از فاوا را بالا خواهد برد. یعنی ازطریق تعمیق سرمایه(سرمایهٔ بیشتر به ازای هر واحد نیروی کار)، بهره‌روی نیروی کار افزایش خواهد یافت. در حالت سوم نیز امکان دارد که فاوا اثرات مثبت خارجی[2] را نیز به‌دنبال داشته باشد. برای مثال، بهبود تعاملات بین دو مؤسسه و شرکت ازطریق اینترنت. چنین اثرات خارجی یا اثرات سرریز می‌تواند رشد بهره‌وری کلِ عوامل را در صنایع استفاده‌کننده از فاوا تسریع کند.

برای بررسی اثر فاوا بر رشد بهره‌وری نیروی کار، مدل زیر را درنظر بگیرید(جالاوا[3] و پاجولا[4]، ۲۰۰۷):

$$Y(t) = Y(Y(t)^{ICT}, Y(t)^{0}) = A(t)F(C(t), K(t), L(t)) \qquad (1)$$

که در آن، ارزش افزودهٔ کل $Y(t)$، از ارزش افزودهٔ کالاها و خدمات مرتبط با فناوری ارتباطات و اطلاعات Y^{ICT} و ارزش افزودهٔ سایر تولیدات Y^{0} تشکیل شده است. کلِ تولید با استفاده از نهاده‌های سرمایه‌ای فناوری ارتباطات و اطلاعات $C(t)$، انواع دیگر سرمایهٔ غیر از فناوری اطلاعات و ارتباطات $K(t)$ و نیروی کار $L(t)$ انجام می‌گیرد. $A(t)$ نیز نشانگر متغیر تکنولوژی است که در اینجا به‌صورت هیکسی خنثی فرض شده است. فرض می‌شود که بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در تابع تولید برقرار بوده و به نهاده‌های تولیدی به اندازهٔ تولید نهایی آنها پرداخت می‌شود.

از آنجا که یکی از شاخص‌های اصلی بهره‌وری نیروی کار، مقدار تولید به ازای هر ساعت کار انجام‌شده است، می‌توان تعداد ساعات کاری را با $H(t)$ و بازدهی نیروی کار را با $\frac{Y(t)}{H(t)}$ نشان داد. برای بررسی اثر فاوا بر رشد بهره‌وری نیروی کار، می‌توان براساس حسابداری رشد، معادله زیر را ارائه کرد.

$$dLnY - dLnH = v_{ICT}(dLnK_{ICT} - dLnH) + v_O(dLnK_O - dLn_H) + v_L(dLnL - dLnH) + dLnA \qquad (2)$$

که در آن v_{ICT} ، v_O و v_L، به‌ترتیب، سهم سرمایهٔ فاوا، سرمایهٔ غیرفاوا و نیروی کار از درآمد اسمی است که مجموع آنها، برابر با یک است. براساس این معادله، رشد بهره‌وری نیروی کار($dLnY - dLnH$) تحت تأثیر چهار عامل خواهد بود.

– تعمیق موجودی سرمایهٔ فاوا: افزایش در موجودی سرمایهٔ فاوا به ازای هر ساعت کار که در سهم درآمدی موجودی سرمایهٔ فاوا ضرب شده است .

– یعنی: $v_{ICT}(dLnK_{ICT} - dLnH)$.

تعمیق موجودی سرمایهٔ غیرفاوا: افزایش در موجودی سرمایهٔ غیرفاوا، به ازای هر ساعت کار که در سهم درآمدی موجودی سرمایهٔ غیرفاوا ضرب شده است.

یعنی $v_O(dLnK_O - dLn_H)$.

– بهبود در کارآیی نیروی کار که به‌شکل حاصل‌ضرب سهم درآمدی نیروی کار در تفاوت بین نرخ رشد نیروی کار و ساعات کار ارائه می‌شود، یعنی $v_L(dLnL - dLnH)$.

– پیشرفت عمومی در بازدهی چندعاملی[5] که بازدهی نیروی کار را ارتقا خواهد داد؛ یعنی: $dLnA$.

1. Schreyer, P.
2. Positive Externalities
3. Jalava, J.
4. Pohjola, M.
5. Multifactor Productivity

۳. پژوهش‌های انجام‌شده

تاکنون پژوهش‌های متعددی در زمینهٔ اثر فاوا بر بازدهی کلِّ عوامل و بازدهی نیروی کار انجام شده است. یورگنسون[1](۲۰۰۱) سهم فاوا در بهره‌وری نیروی کار ایالات متحده در دورهٔ ۱۹۹۵–۱۹۹۰ را ۳۶ درصد برآورد کرد. یورگنسون و همکاران(۲۰۰۸) و اولینر[2] و همکاران (۲۰۰۷) این سهم را در دورهٔ ۲۰۰۰–۱۹۹۵ و ۲۰۰۵–۲۰۰۰، به ترتیب: ۷۳ و ۴۳ درصد برآورد کردند. پژوهش‌های مشابهی نیز در اتحادیهٔ اروپا ازسوی وان آرک[3] و همکاران(۲۰۰۲ و ۲۰۰۵) انجام شد. در این پژوهش‌ها، سهم فاوا در بهره‌وری نیروی کار در دورهٔ ۱۹۹۵–۱۹۹۰، ۲۰۰۰–۱۹۹۵ و ۲۰۰۵–۲۰۰۰، به ترتیب: ۱۷، ۴۲ و ۴۵ درصد برآورد شد. به‌علاوه، کمیسیون اروپا(۲۰۱۰) در پژوهش دیگری، سهم فاوا در بهره‌وری نیروی کار را در دورهٔ ۲۰۰۷–۲۰۰۳، ۳۱ درصد برآورد کرده است.[4]

چودری[5](۲۰۰۹)، عوامل تعیین‌کنندهٔ رشد بهره‌وری نیروی کار در ۴۵ کشور را در طی دورهٔ ۲۰۰۵–۱۹۸۰بررسی کرده است. نتایج این پژوهش نشان داد که آموزش، سرمایه‌گذاری در فاوا، تعمیق مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد بهره‌وری نیروی کار داشته است. به‌علاوه، براساس این مطالعه، افزایش در نرخ مشارکت نیروی کار، اشتغال در بخش کشاورزی و نوسانات در قیمت تأثیر منفی بر رشد بهره‌وری نیروی کار دارد. این پژوهش نشان می‌دهد که براساس بهره‌وری نیروی کار، بین کشورهای مختلف، برحسب گروه‌های مختلف درآمدی واگرایی وجود دارد. این واگرایی، ممکن است، به‌دلیل اختلاف در سرمایه‌گذاری در فاوا، سرمایهٔ انسانی، تعمیق مالی و توزیع اشتغال در بخش‌های مختلف از اقتصاد کشور توضیح داده شود.

سو[6] و حشمتی[7](۲۰۱۱) در طی دورهٔ ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹، عوامل تعیین‌کنندهٔ بازدهی نیروی کار در ۳۱ استان چین را مطالعه کرده‌اند. آنها عوامل متعددی را در بازدهی نیروی کار دخیل دانستند و نتیجه گرفتند که سهم تولیدات صنعتی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت، سرمایه‌گذاری تجاری در پست و مخابرات، سود بنگاه‌ها و مؤسسات، دستمزد متوسط نیروی کار، نرخ شهرنشینی و مخارج آموزشی اثرات مثبت بر بازدهی نیروی کار دارد.

یدالله‌زاده طبری[8] و مطیعی[9](۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های ۲۰۰۷–۱۹۶۱ و با استفاده از مدل وقفه‌های توزیع‌شدهٔ خود، رگرسیون برداری[10]، اثر آموزش و تکنولوژی بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران را مطالعه کردند و به این نتیجه رسیدند که آموزش و تکنولوژی، تأثیر مثبت و معنادار بر بازدهی نیروی کار در بخش کشاورزی دارد و عاملی تعیین‌کننده در آن است. به‌طوری که با یک درصد افزایش در نرخ آموزش و تغییر تکنولوژی، بازدهی نیروی کار در این بخش ۲۳ درصد افزایش می‌یابد. بلورگی[11] و همکاران(۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های ۲۵ کشور و به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، عوامل تعیین‌کنندهٔ بهره‌وری نیروی کار با تأکید بر فاوا را مورد مطالعه قرار داده‌اند. براساس نتایج این پژوهش، تولیدات و مخارج فاوا، هر دو، تأثیر مثبت بر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار دارد. اثر اشتغال بر بهره‌وری نیروی کار نیز منفی است.

انگلبرخت[12] و ژایاونگ[13](۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۹ صنعت نیوزلند در دورهٔ ۲۰۰۳–۱۹۸۸، رابطهٔ بین استفاده از فاوا و رشد بهره‌وری نیروی کار را مطالعه کردند. آنها شاخصی به‌نام شاخص شدت فاوابری[14] را معرفی و براساس آن، صنایع مورد مطالعه را به دو گروه، تقسیم و اثر فاوا بر بهره‌وری نیروی کار در هر دو گروه را با هم مقایسه کردند. آنان نتیجه گرفتند که رشد بهره‌وری در صنایع با شدت فاوابری بالا، در مقایسه با سایر صنایع، بیشتر بوده است.

1. Jorgenson
2. Oliner
3. Van Ark et al.

۴. رجوع کنید به OECD, Information and Communication Technologies and Productivity Growth :A Survey of the Literature,2012, pp13

5. Choudhry, M. T.
6. Su, B.
7. Heshmati, A.
8. Yadollahzadeh Tabari, N. A.
9. Motiee, R.
10. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
11. Belorgey, N.
12. Engelbrecht, H.
13. Xayavong, V.
14. ICT intensity index

بادسکوا[1] و آیرب[2](۲۰۰۹)، اثر سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات بر بازدهی بنگاه‌ها در اسپانیا را بررسی کردند. در این مطالعه، از اطلاعات ۳۴۱ بنگاه متوسط و بزرگ استفاده شده است. آنها با استفاده از روش تابع تولید، به این نتیجه رسیدند که موجودی سرمایهٔ تکنولوژیکی[3]، اثر مثبت و معنادار بر بازدهی نیروی کار دارد؛ زمانی که اثرات ویژهٔ بنگاه‌ها[4] در رگرسیون برآوردی مدِّ نظر قرار گیرد. نتیجهٔ کلی مؤلفان، این است که اگرچه در نمونهٔ موردنظر، برخی بنگاه‌ها، بهبود در بهره‌وری نیروی کار را تجربه کرده‌اند، این بهبود در بهره‌وری ناشی از سرمایه گذاری در IT نبوده است.

در ایران نیز محمودزاده(۱۳۸۸)، تأثیر فاوا بر رشد بهره‌وری ۲۳ صنعت تولیدکننده و مصرف‌کنندهٔ فناوری اطلاعات در ایران را به روش داده‌های تلفیقی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۱ مطالعه کرده و نتیجه گرفته است که تأثیر فاوا بر رشد بهره‌وری در صنایع تولیدکننده و مصرف‌کنندهٔ فاوا از نظر آماری معنادار نیست. با این حال، اثرات فاوا بر بهره‌وری نیروی کار در صنایعِ بیش فاوابر، بیشتر از سایر صنایع است. وی نتیجه می‌گیرد که با لحاظ اثرات ویژهٔ صنایع و اثرات زمانی در رگرسیون برآوردی، اثرگذاری فاوا به مقدار قابل توجهی افزایش یافته و در کلِّ فاوا بر بهره‌وری صنایع تولیدی در ایران مؤثر بوده است.

محمودزاده و اسدی(۱۳۸۶)، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ و روش حداقل مربعات معمولی، اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران را مطالعه کرده و نتیجه گرفته‌اند که بهره‌وری کل و سرمایهٔ غیرفاوا بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران دارد. همچنین اثر سرمایهٔ انسانی و سرمایهٔ فاوا بر بهره‌وری نیروی کار، مثبت و معنی‌دار بوده، ولی اثرگذاری آنها در مقایسه با متغیرها، کمتر است.

باتوجه به مطالعات انجام‌شده و نقش بالقوهٔ اینترنت در بهره‌وری نیروی کار، مشاهده می‌شود که تاکنون مطالعهٔ جامعی دربارهٔ اثر اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار انجام نشده است. از این رو، در این مقاله برآنیم تا با کاربردِ روش پانل دیتای پویا و با استفاده از داده‌ها و اطلاعات جدیدتری، تأثیر اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار را بررسی کنیم.

٤. فرضیات پژوهش

فرضیات این پژوهش به شرح زیر است:

– اینترنت در کشورهای مورد مطالعه، اثر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار دارد.

۵. روش انجام پژوهش

در این مقاله، از داده‌های بین‌کشوری ۱۴ کشور عضو منا در دورهٔ ۲۰۱۳- ۲۰۰۰ استفاده شده است. دلیل انتخاب این کشورها، تناسب اقتصادی و اجتماعی آنها با کشور ایران است. به عبارت دیگر، کشورهای منتخب، تقریباً به‌لحاظ اقتصادی، همگن و مشابه هستند. در ادامه، بعد از بررسی مانایی متغیرها و هم‌جمعی بین متغیرهای مدل ازطریق آزمون هم‌جمعی در داده‌های پانل پدرونی، مدل مورد نظر با استفاده از تکنیک پانل دیتای پویا و برآوردگرهای GMM تک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای آرلانو و باند(۱۹۹۱) و نرم‌افزار Eviews.7 برآورد شده است. در این مقاله، برای بررسی اثر اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار از مدل زیر استفاده می‌شود.

$$LP_{it} = \alpha + \beta_1 GCF_{it} + \beta_2 H_{it} + \beta_3 EDU_{it} + \beta_4 LP_{i,t-1} + \beta_5 INT_{it} + U_{it} \quad (3)$$

i تعداد کشورها، t بعد زمانی داده‌ها و $U_{it} = \mu_i + v_{it}$ است که در آن: $\mu_i \approx (0, \sigma_\mu^2)$ و $v_{it} \approx (0, \sigma_v^2)$ است که مستقل از هم هستند و بین خودشان نیز مستقل‌اند. LP_{it} بهره‌وری نیروی کار(تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده)، GCF_{it} تشکیل سرمایهٔ ناخالص(درصد از GDP)، H_{it} مخارج بهداشتی(درصد از GDP)، INT_{it} تعداد کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر، EDU_{it} مخارج آموزشی(درصد از GDP) و $LP_{i,t-1}$ بهره‌وری نیروی کار با یک وقفه تأخیر است. تمامی

1. Badescua, C.
2. Ayerbe
3. Technological Capital
4. Specific Firm Effects

داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده در مدل از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی(۲۰۱۲) استخراج شده است.

معادلهٔ فوق، به‌شکل پانل دیتای پویا است و تخمین آن به‌صورت پانل دیتای ایستا، مشکلات خاص خود را دارد. به‌دلیل وجود همبستگی بین $LP_{i,t}$ و η_i، $LP_{i,t-1}$ نیز با اثرات ویژهٔ فردی η_i همبسته است و باعث می‌شود تا متغیر وابستهٔ وقفه‌دار $LP_{i,t-1}$، در سمت راست معادلهٔ ۳ با جملهٔ اخلال معادله U_{it} همبسته باشد. این عامل، موجب می‌شود که برآوردگرهای OLS و اثرات ثابت تورشدار و ناسازگار باشند. اقدام اساسی برای ازبین‌بردن منشأی این مشکلات، حذف اثرات ویژهٔ هر کشور است که برای اولین بار ازسوی آندرسون و هسیائو[1] (۱۹۸۲)، ارائه شده است. به این منظور، معادلهٔ ۳، یک زمان به عقب برده شده و از آن کسر می‌شود.

$$LP_{it} - LP_{i,t-1} = \beta_1(GCF_{it} - GCF_{i,t-1}) + \beta_2(HPER_{it} - HPER_{i,t-1}) + \beta_3(EDU_{it} - EDU_{i,t-1}) + \beta_4(LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2}) + \beta_5(INT_{it} - INT_{i,t-1}) + (\nu_{it} - \nu_{i,t-1}) \quad (4)$$

آندرسون و هسیائو(۱۹۸۲) پیشنهاد کردند که معادلهٔ تفاضلی حاصل را می‌توان با تخمین‌زن‌های متغیر ابزاری برآورد کرد. آنها $LP_{i,t-2}$ را به‌عنوان متغیر ابزاری، برای $LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2}$ معرفی کردند. مادامی که ν_{it}ها خودهمبستگی نداشته باشند، $LP_{i,t-2}$، یک متغیر ابزاری معتبر خواهد بود. زیرا با متغیر $LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2}$ همبسته است؛ اما با جملهٔ خطای $\nu_{it} - \nu_{i,t-1}$ همبسته نیست.

آرلانو و باند(۱۹۹۱) نیز همانند روش قبلی، برای حذف تأثیرات ویژل هر کشور، از روش تفاضلی استفاده کرده‌اند. آنها نشان دادند که اگرچه با تفاضل‌گیری، تأثیرات ویژهٔ هر کشور حذف شده، اما یک تورش جدید ایجاد شده است؛ چراکه جزء خطای جدید، یعنی $\nu_{it} - \nu_{i,t-1}$ با متغیر وابسته وقفه‌دار، یعنی $LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2}$ همبستگی دارد. از این رو، آرلانو و باند(۱۹۹۱) دامنهٔ وسیعی از متغیرهای ابزاری را معرفی کردند که می‌تواند جانشین $(LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2})$ شود. با فرض اینکه همبستگی پیاپی در اجزای خطا وجود نداشته باشد و متغیرهای توضیحی مدل به‌صورت برون‌زای ضعیف باشند، می‌توان شرایط گشتاوری زیر را بیان کرد:

$$E\left[LP_{i,t-s}(\nu_{it} - \nu_{i,t-1})\right] = 0 \quad For \quad s \geq 2; \quad t = 3,...,T \quad (5)$$
$$E\left[X_{i,t-s}(\nu_{it} - \nu_{i,t-1})\right] = 0 \quad For \quad s \geq 2; \quad t = 3,...,T \quad (6)$$

که در آن: X نشانگر هریک از متغیرهای توضیحی مدل است. با استفاده از این شرایط، آرلانو و باند(۱۹۹۱)، تخمین‌زننده‌های GMM دومرحله‌ای را پیشنهاد می‌کنند. در مرحلهٔ اول، فرض می‌شود که اجزای خطا در طی زمان و برای تمام مقاطع مستقل‌اند و واریانس همسان دارند. در مرحلهٔ دوم نیز، پسماندهای به‌دست‌آمده از مرحلهٔ اول برای به‌دست‌آوردن تخمین سازگار از ماتریس واریانس ـ کواریانس، بدون درنظرگرفتن فروض مستقل‌بودن و همسانی واریانس، استفاده می‌شود. بنابراین، تخمین‌زنندهٔ دومرحله‌ای به‌طور مجانبی نسبت به تخمین‌زنندهٔ تک‌مرحله‌ای بسیار کارآ است. سازگاری تخمین‌زننده‌های GMM، بستگی به اعتبار فرض عدم همبستگی پیاپی اجزای خطا و معتبربودن ابزارهای به‌کاررفته دارد. برای بررسی این مسئله، از آزمون‌های پیشنهادشده از سوی آرلانو و باند(۱۹۹۱)و بلوندل و باند(۱۹۹۸)[2] استفاده می‌شود. در این مطالعه، برای بررسی معتبربودن محدودیت‌های گشتاوری و ابزارهای به‌کاررفته در معادلهٔ تخمین زده شده از آزمون سارگان[3] استفاده می‌شود. تحت فرضیهٔ صفر، این آزمون، محدودیت‌های گشتاوری و ابزارهای به‌کاررفته معتبر هستند. تحت این فرض، آمارهٔ سارگان توزیع χ^2 با درجهٔ آزادی $K - P$ دارد که در آن: P تعداد پارامترهای تخمین زده شده و K رتبهٔ ابزاری است.

٦. برآورد مدل

قبل از برآورد مدل، ابتدا آزمون ریشهٔ واحد برای بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای مدل انجام می‌شود تا معادلهٔ برآوردی رگرسیون کاذب(ساختگی)[4] نباشد. برای این کار، آزمون‌های متعددی در نرم‌افزار Eviews تعبیه شده است. در

1. Anderson and Hsiao
2. Blundell and Bond
3. Sargan
4. Spurious

این بخش، از آزمون ایم، پسران و شیم[1] فیشر استفاده شده و نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای تمامی متغیرهای لحاظشده در مدل، در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد با استفاده از آزمون ایم ، پسران و شیم

نتیجه	تفاضل مرتبه اول	سطح	متغیر	وضعیت
I(1)	۶۰/۶ (۰/۰۰) *	۲۴/۷ (۰/۵۷)	بازدهی نیروی کار	با عرض از مبدأ و روند
I(1)	۶۵/۱ (۰/۰۰) *	۲۷/۶ (۰/۵)	تشکیل سرمایهٔ ناخالص(%GDP)	با عرض از مبدأ و روند
I(1)	۷۵/۲ (۰/۰۰) *	۱۱/۲ (۰/۹۳)	اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر	با عرض از مبدأ و روند
I(1)	۵۸/۷ (۰/۰۰) *	۲۰/۲ (۰/۶۷)	مخارج بهداشتی سرانه(%GDP)	با عرض از مبدأ و روند
I(1)	۶۱/۹ (۰/۰۰)	۹/۸ (۰/۹۷)	مخارج آموزشی(%GDP)	با عرض از مبدأ و روند
I(1)	۵۴/۳ (۰/۰۰) *	۳۳/۲ (۰/۲۳)	مقدار بلوقفه بازدهی نیروی کار	با عرض از مبدأ و روند

*: رد فرضیهٔ صفر، مبنی بر وجود ریشهٔ واحد در سطح معناداری ۵ درصد

می‌توان مشاهده کرد که تمامی متغیرهای مدل در سطح متغیرها نامانا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری، مانا می‌شوند. از این رو، در ادامه باید از هم‌جمع‌بودن متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد؛ زیرا درصورت هم‌جمع‌نبودن متغیرهای مدل، رابطهٔ به‌دست‌آمده بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مدل، جعلی و ساختگی خواهد بود.

در این پژوهش، برای اطمینان از هم‌جمع‌بودن متغیرها، از آزمون هم‌جمعی پانل دیتای پدرونی[2](۱۹۹۹ و ۱۹۹۷) استفاده می‌شود. پدرونی آماره‌های متعددی را براساس پسماندهای رگرسیون هم‌جمعی انگل و گرنجر[3](۱۹۸۷) ارائه کرده است. آزمون‌های پیشنهادشده ازسوی وی طوری هستند که ناهمگنی‌های موجود بین مقاطع را درنظر می‌گیرند. با فرض وجود N مقطع که هرکدام از آنها M رگرسور و T مشاهده دارند، می‌توان مدل بلندمدت را به‌صورت زیر نوشت:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \beta_{1i} X_{1,it} + \beta_{2i} X_{2,it} + \ldots + \beta_{mi} X_{m,it} + \varepsilon_{it}$$
$$t = 1,\ldots,T \quad i = 1,\ldots N \qquad (7)$$

معادلهٔ بالایی نشان می‌دهد که کلیهٔ ضرایب و به‌تبع آن، بردارهای هم‌جمعی در بین مقاطع تغییر می‌کند و از این رو، مدل ناهمگنی[4] بین مقاطع را درنظر می‌گیرد. فرضیهٔ صفر در این آزمون بیان می‌کند که در هر مقطع، متغیرهای آن هم‌جمع نیستند. فرضیهٔ مقابل، فرضیهٔ صفر نیز اشاره به این دارد که برای هر مقطع، یک بردار هم‌جمعی وجود دارد. یکی از ویژگی‌های خوبِ این آزمون، این است که لزومی ندارد این بردارها برای تمام مقاطع یکسان باشند؛ زیرا بردارهای هم‌جمعی اکیداً همگن نیستند. پدرونی هفت آمارهٔ هم‌جمعی پانل[5] را ارائه کرده است که چهار نوع از این آماره‌ها، آماره‌های هم‌جمعی پانل ، و سه نوع دیگر آن نیز آماره‌های هم‌جمعی پانل میانگین گروهی[6] هستند. تمامی این هفت آماره در نرم‌افزار Eviews گزارش می‌شود. آماره‌های آزمون پدرونی به‌طور مجانبی توزیع نرمال استاندارد دارند. در بین این آزمون‌ها، تنها آزمون نسبت واریانس(Z_v) آزمون یک‌طرفه و دامنهٔ راست بوده و سایر آزمون‌ها نیز یک‌طرفه دامنهٔ چپ هستند. برای مدل مورد پژوهش، آزمون هم‌جمعی پدرونی

1. Im & Pesaran and Shim
2. Pedroni Panel Cointegration Test
3. Engel and Granger
4. Heterogeneity
5. Panel Cointegration Statistics
6. Mean Group Panel Cointegration Statistics

انجام شده و نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج آزمون هم‌جمعی پدورونی، نشانگر این است که می‌توان براساس ۵ آماره از ۷ آمارهٔ آزمون پدرونی، فرضیهٔ صفر این آزمون را رد کرد و وجود بردارهای هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را پذیرفت.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌جمعی پانل پدرونی

Panel v-statistic	-۱۶/۲ (۰/۰۰) *		
Panel Rho-statistic	۷/۸ (۰/۰۰) *	Group Rho-statistic	۵/۱۴ (۰/۰۰) *
Panel PP-statistic	-۶/۲ (۰/۰۰) *	Group PP-statistic	-۱۰/۸ (۰/۰۰) *
Panel ADF-statistic	-۱/۱۲۵ (۰/۲۴)	Group ADF-statistic	۰/۹۸ (۰/۳۲)

*: فرضیهٔ صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود.
منبع: یافته‌های پژوهش

اکنون در ادامه، معادلهٔ ۳، به دو روش برآورد می‌شود؛ زیرا تخمین‌های بدون تورش و سازگار از مدل مورد پژوهش، با استفاده از برآوردگرهای GMM تک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای آرلانو و باند حاصل‌شده و قابلیت اطمینان نتایج آن بالا است. براساس نتایج برآوردگر GMM تک‌مرحله‌ای، اینترنت اثر مثبت و معنادار بر بازدهی نیروی کار دارد. به‌طوری‌که در بلندمدت و با فرض ثابت‌بودن سایر عوامل، افزایش یک واحدی در کاربران اینترنت، به ازای هر ۱۰۰ نفر تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده را ۲,۷ دلار افزایش خواهد داد. زیرا همان‌طور که قبلاً بیان شد، اینترنت هزینه‌های ارسال و دریافت اطلاعات را کاهش، و بازدهی کلِ اقتصاد را افزایش می‌دهد. همچنین، استفاده از آن در سطح بنگاه نیز بر کارآیی کارمندان تأثیر مثبت دارد و باعث صرفه‌جویی بیشتر در وقت و هزینه برای بنگاه‌ها می‌شود و بازدهی نیروی کار و ارزش افزودهٔ ایجادشده برای بنگاه را افزایش می‌دهد.

تشکیل سرمایهٔ ناخالص(درصد از GDP) نیز اثر مثبت و معنادار بر بازدهی نیروی کار دارد و افزایش یک واحدی آن با فرض ثابت‌بودن سایر عوامل، بازدهی نیروی کار را به اندازهٔ ۱۵,۵ دلار بالا می‌برد. زیرا سرمایه به‌عنوان نهاده اصلی در فرایند تولید مطرح بوده و همواره نقش کلیدی در تولید و بر ارتقای سطح بازدهی نیروی کار داشته است. باتوجه به تأثیر مثبت موجودی سرمایه بر بهره‌وری نیروی کار، وجود منابع سرمایه کافی برای کشورهای مورد مطالعه بیشتر احساس می‌شود. زیرا کشورهای منتخب پژوهش به‌لحاظ منابع سرمایه‌ای در حد مطلوبی قرار ندارند.

براساس نتایج ارائه‌شدهٔ مخارج آموزشی نیز تأثیر مثبت و به‌لحاظ آماری معنادار بر بهره‌وری نیروی کار دارد. این امر براساس نظریات مربوط به سرمایهٔ انسانی و نقش آموزش در رشد مهارت‌ها و بهره‌وری نیروی کار قابل توجیه است. تأثیر مثبت مخارج آموزشی بر بهره‌وری نیروی کار، لزوم توجه بیش از پیش سیاست‌گذاران به مقولهٔ آموزش را تأکید می‌کند. برخلاف مخارج آموزشی، تأثیر مخارج بهداشتی بر بهره‌وری نیروی کار به‌لحاظ آماری معنادار نیست. این امر، ارجحیت و توجه نسبی بیشتر به بحث آموزش را یادآور می‌شود. بازدهی نیروی کار دورهٔ قبل نیز اثر مثبت و به‌لحاظ آماری معنادار بر تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده دارد. اندازهٔ آمارهٔ سارگان نیز ۷,۴ است و براساس آن نمی‌توان فرضیهٔ صفر را رد کرد. به عبارت دیگر، محدودیت‌های گشتاوری و متغیرهای ابزاری مدِّ نظر در مدل، معتبر هستند.

به‌علاوه، نتایج برآوردگرهای GMM دومرحله‌ای آرلانو و باند نشان می‌دهد که اینترنت، همانند حالت قبلی، بر بازدهی نیروی کار اثرات مثبت و معنادار دارد. به‌طوری‌که در کشورهای عضو منا، با ثابت‌بودن سایر عوامل و در بلندمدت، افزایش یک واحدی در کاربران اینترنت(به ازای ۱۰۰ نفر) تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام شده را ۱,۹۲ دلار افزایش می‌دهد. این امر، پتانسیل موجود در اینترنت برای تأثیرگذاری

بر بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهد. موجودی سرمایه نیز اثر مثبت و قابل انتظار بر بازدهی نیروی کار دارد و اهمیت آن در بحث تولید و بهره‌وری نیروی کار را بیان می‌کند. براساس نتایج برآورد، مخارج آموزشی، اثرات مثبت بر بازدهی نیروی کار دارند؛ زیرا آموزش قادر است، توانایی‌های فرد را بهبود و گسترش دهد و قدرت استفادهٔ افراد از تکنولوژی‌های جدید را ارتقا بخشد. این امر، بالطبع، بهره‌وری افراد را بالا خواهد برد. اما اثر مخارج بهداشتی بر بهره‌وری نیروی کار در سطح معناداری ۵ درصد، معنادار نیست.

ضریب مربوط به مقدار باوقفهٔ بازدهی نیروی کار، بر بازدهی نیروی کار در دورهٔ جاری، مثبت و به‌لحاظ آماری، معنادار است؛ زیرا بالا بودن تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده، موقعیت مناسبی را به‌لحاظ سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت و سرمایهٔ فیزیکی ایجاد می‌کند. این امر به نوبهٔ خود، باعث خواهد شد تا در دورهٔ بعدی، تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده(بازدهی نیروی کار) بالا باشد. دربارهٔ این برآوردگر نیز مقدار آمارهٔ سارگان ۸,۲۳ است و براساس آن، نمی‌توان فرضیهٔ صفر و معتبربودن متغیرهای ابزاری و محدودیت‌های گشتاوری را رد کرد.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل(متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده)

متغیر	A-B one-step GMM	A-B two-step GMM
عرض از مبدأ	-	-
تشکیل سرمایه ناخالص(%GDP)	۱۵/۵ (۰/۱۰) **	۱۶/۷ (۰/۰۰) *
اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر	۲/۷ (۰/۰۲) *	۱/۹۲ (۰/۰۰) *
مخارج بهداشتی (%GDP)	۰/۷۳ (۰/۳)	۰/۴۷ (۰/۳۶)
مخارج آموزشی(%GDP)	۹۸/۷ (۰/۰۱) *	۹۲/۲ (۰/۰۴) *
مقدار با وقفهٔ بازدهی نیروی کار	۰/۶۸ (۰/۰۲) *	۰/۷ (۰/۰۰) *
ضریب تعیین تعدیل‌شده	-	-
آمارهٔ J سارگان	۷/۴ (۰/۳۰۶) ©	۸/۲۳ (۰/۲۸۴)©

*،** و نشان‌دهندهٔ رد فرضیهٔ صفر و معناداری ضرایب به‌ترتیب در سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد است.
© نشان‌دهندهٔ عدم رد فرضیه معتبربودن محدودیت‌های گشتاوری و متغیرهای ابزاری در سطح معناداری ۱۰ درصد است.
منبع: یافته‌های پژوهش

۷. نتیجه‌گیری

فاوا و تکنولوژی‌های مربوط به آن، کارکردهای اقتصادی متعددی دارد و بر متغیرهای اقتصادی، نظیر رشد اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار، تورم و تجارت کالاها و خدمات تأثیرگذار است. این امر، انگیزه‌ای شده است تا در پژوهش‌های تجربی متنوع، اثرات فاوا بر اقتصاد کشورها مطالعه و بررسی شود. در راستای این پژوهش‌ها، در مقالهٔ حاضر برآنیم تا با استفاده از داده‌های ۱۴ کشور عضو منا در دورهٔ ۲۰۱۳-۲۰۰۰ و با استفاده از تکنیک پانل دیتای پویا و برآوردگرهای تک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای GMM پیشنهادشده ازسوی آرلانو و باند(۱۹۹۱)، اثر اینترنت بر بازدهی نیروی کار را تحلیل کنیم. به این منظور، بعد از آزمون مانایی داده‌ها و وجود هم‌جمعی بین آنها، با آزمون هم‌جمعی پدرونی، مدل نهایی، با استفاده از برآوردگرهای مختلف برآورد شد.

براساس نتایج برآوردگرهای GMM دومرحله‌ای، آرلانو و باند اینترنت، اثر مثبت و معنادار بر بازدهی نیروی کار دارد؛

زیرا وجود اینترنت باعث صرفه‌جویی بیشتر در وقت و هزینهٔ افراد می‌شود و بازدهی نیروی کار و ارزش افزودهٔ ایجادشده ازسوی آنها را افزایش می‌دهد. در بلندمدت و با ثابت‌بودن سایر متغیرهای مدل، یک واحد افزایش در کاربران اینترنت، به ازای هر ۱۰۰ نفر بازدهی نیروی کار را ۱,۹۲ دلار بالا می‌برد. موجودی سرمایه نیز تأثیرات مثبت، مورد انتظار و به‌لحاظ آماری، معنادار بر بازدهی نیروی کار دارند؛ زیرا سرمایه به‌عنوان عامل تولیدی مهم در فرایند تولید تلقی می‌شود و تأثیر مثبت آن بر بهره‌وری نیروی کار، دور از ذهن نخواهد بود. مخارج آموزشی بر بازدهی نیروی کار، تأثیر مثبت و به‌لحاظ آماری معنادار دارد. زیرا آموزش قادر است توانایی‌های فرد را گسترش دهد و قدرت استفادهٔ افراد از تکنولوژی‌های جدید را ارتقا بخشد. به‌علاوه، در سطح معناداری ۵ درصد، مخارج بهداشتی تأثیر معناداری بر بهره‌وری نیروی کار ندارد.

مقدار تولید ناخالص داخلی، به ازای هر فرد استخدام‌شدهٔ دورهٔ قبل نیز بر بازدهی نیروی کار در دورهٔ جاری، اثر مثبت دارد؛ زیرا بالا بودن تولید ناخالص داخلی، به ازای هر فرد استخدام‌شده در دورهٔ قبل، شرایط مساعدی را برای سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت و سرمایهٔ فیزیکی ایجاد می‌کند و باعث می‌شود تا در دورهٔ بعدی تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد استخدام‌شده(بازدهی نیروی کار) بالا باشد.

باتوجه به نتایج پژوهش می‌توان توصیه‌های سیاستی زیر را ارائه کرد:

– از آنجا که اینترنت تأثیر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار دارد، با درنظرگرفتنِ پتانسیلِ آن برای ارتقای سطح بهره‌وری نیروی کار، لازم است تا زیرساخت‌های دسترسی به اینترنت، کیفیت اینترنت(سرعت بالا و عدم قطع و وصل آن) و قیمت اینترنت مورد بحث و تجدیدنظر قرار گیرد، تا بتوان از آن در راستای اهداف اقتصادی بیشتر بهره جست.

– باتوجه به اثرات مثبت مخارج آموزشی بر بهره‌وری نیروی کار، تا جایی که امکان دارد، باید مخارج مربوط به آموزش‌های فنی و حرفه‌ای و مهارتی را افزایش داد؛ زیرا آموزش با بهبود مهارت‌ها می‌تواند تأثیرات شگرفی بر اقتصاد داشته باشد.

مرجع‌ها

محمودزاده، محمود. ۱۳۸۸. «اثر فناوری اطلاعات بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای ایران: ۱۳۸۶–۱۳۸۱»، *اقتصاد و تجارت نوین* ۱۸ـ۱۷، ۲۲ـ۱.

محمودزاده، محمود و اسدی، فرخنده. ۱۳۸۶. «اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران»، *پژوهشنامهٔ بازرگانی* ۴۳، ۱۸۴ـ۱۵۳.

Anderson, T. W. & Hsiao, Cheng.1982. “Formulation and estimation of dynamic models using panel data”, Journal of Econometrics, 18(1), 47-82.

Arellano, M. and S. Bond. (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. The Review of Economic Studies, 58. 277 – 297.

Arvanitis, S. & Loukis, E. 2009. “Information and Communication Technologies, Human Capital, Workplace Organization and Labour Productivity: A Comparative Study based on Firm-Level Data for Greece and Switzerland”, *Information Economics and Policy* 21, 43-61.

Badescua, C. & Ayerbe, D. 2009. “The impact of Information Technologies on Firm Productivity: Empirical Evidence from Spain”, *Technovation* 29, 122-129.

Belorgey, N.; Lecat, R.; Maury, T. P. 2006. “Determinants of Productivity per Employee: An Empirical Estimation Using Panel Data”, *Economics Letters* 91, 153-157.

Blundell,R.& Bond, S. 1998. “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, Journal of Econometrics ,87, 115-143.

Bond, S. 2002. “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and practice”, The Institute for Fiscal Studies, Department of

Communication Technologies and Productivity Growth: A Survey of the Literature", *OECD Digital Economy Papers*, No. 195.

Maddala, G. S. & Wu, S. 1999. "Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 631-652.

Oliner , D.& Sichel , E and Stiroh J.2007. "Explaining a Productive Decade", Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs ,Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Pedroni, P. 1997. "Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis: New Results", Indiana University, *Working Paper in Economics*.

Pedroni, P. 1999. "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", *Advances in Econometrica* 57, 1361-1401

Schreyer, P. 2000. "The Contribution of Information and Communication Technology to Output Growth: A Study of the G7 Countries", *OECD STI Working Paper* 2000/2.

Su, B. & Heshmati, A. 2011. "Development and Sources of Labor Productivity in Chinese Provinces", *IZA DP* No. 6263.

Van Ark ,B.& Inklaar, R.& McGuckin,R.2005. "ICT and Productivity in Europe and the United States Where do the differences come from?", The Conference Board and Growth and Development Center of the University of Groningen.

Van Ark ,B.& Inklaar, R.& McGuckin,R.2002. ""Changing Gear" Productivity, ICT and Service Economics, *Cemmap Working Paper*, CWP09/02.

Ceccobelli, S. & Mancuso, P. 2012. "ICT Capital and Labour Productivity Growth: An On-Parametric Analysis of 14 OECD Countries", *Telecommunications Policy* 36, 282-292.

Choi, C. & Yi, M. H. 2009. "The Effect of the Internet on Economic Growth: Evidence from Cross-Country Panel Data", *Economics Letters* 105, 39-41.

Choudhry, M. T. 2009. *Determinants of Labor Productivity: An Empirical Investigation of Productivity Divergence*. University of Groningen.

Engelbrecht, H. & Xayavong, V. 2006. "ICT Intensity and New Zealand's Productivity Malaise: Is the Glass Half Empty or Half Full?", *Information Economics and Policy* 18, 24-42.

Gust, D. & Markoiwz, J. H. 2002. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments, Econometrica, 65, 557-586.

Jalava, J. & Pohjola, M. 2007. "ICT as a Source of Output and Productivity Growth in Finland", *Telecommunications Policy* 31, 463-472.

Jorgenson, D. W. 2001. "Information Technology and the U.S. Economy", American Economic Review, 91(1), 1–32.

Jorgenson, D. W.& Ho, M. S. and Stiroh, K. J. 2008. "Lessons from the U.S. Growth Resurgence", Journal of Policy Modelling, 25(5), 453–70.

Koutroumpis, A. 2009. "The Economic Impact of Broadband on Growth: A Simultaneous Approach", *Telecommunications Policy* 33, 471-485.

Kretschmer, T. 2012. "Information and

Industries: Europe and the United States",The Conference Board and Growth and Development Center of the University of Groningen.

World Bank. 2012. *World Development Indicator(WDI).*

Yadollahzadeh Tabari, N. A. & Motiee, R. 2012. "Technology and Education Effects on Labor Productivity in the Agricultural Sector in Iran", *European Journal of Experimental Biology* 2 (4), 1265-1272.