

اثر اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار اقتصاد ایران^۱

آرین دانشمند*، محمد ستاریفر**

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۸

چکیده

نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در هدایت فعالیت‌های اقتصادی و پیش بردن بهره‌وری و به طور کل تحول یک اقتصاد به اقتصاد دانش بنیان در دهه‌های اخیر مورد بحث جدی قرار گرفته است. اینترنت به عنوان یکی از شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در چند سال اخیر رشد چشمگیری را در ایران تجربه کرده است و تا حدودی می‌توان آن را ابزار بهبود بهره‌وری یک اقتصاد تعریف کرد. بر این اساس، مقاله حاضر به بررسی اثرات استفاده از اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۸ می‌پردازد. با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و مدل بسط یافته سولو، سهم اینترنت در رشد بهره‌وری نیروی کار مشخص می‌شود. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد اینترنت در بلندمدت باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود. علاوه بر این، وجود علیت دو طرفه بین اینترنت و بهره‌وری مورد تایید قرار می‌گیرد.

طبقه‌بندی JEL: L96, J24, C22

کلیدواژه‌ها: اینترنت، بهره‌وری نیروی کار، فناوری اطلاعات و ارتباطات و الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی^۲.

۱- تحقیق حاضر با استفاده از حمایت مالی سازمان فناوری اطلاعات ایران وابسته به وزارت ارتباطات و فناوری اطلاعات و دانشگاه علامه طباطبائی (پژوهشکده علوم اقتصادی) طی قرارداد شماره ۱۶۸۰ مورخ ۱۳۹۴/۰۴/۰۶ انجام گرفته است.

* استادیار پژوهشکده علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی - نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: satarifar@atu.ac.ir

2- Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)

۱- مقدمه

یکی از مطالبات قانونی که در اسناد بالادستی از جمله برنامه‌های توسعه سوم، چهارم، پنجم و ششم و سند چشم‌انداز ۲۰ ساله مصوب شده، موضوع تامین رشد اقتصادی کشور از طریق رشد بهره‌وری در اقتصاد است. مطابق این هدف، یکی از ابزارهای تامین‌کننده، فناوری است که با توجه به گسترش آن در پهنه جهانی از اولویت‌های اصلی کشور است و که به طور مشخص از برنامه چهارم توسعه وارد نظام برنامه‌ریزی کشور شده است.

نقشه جامع علمی کشور، طرح توسعه کاربری فناوری اطلاعات و ارتباطات ایران (تکفا ۱) در سال ۱۳۸۱ و پروژه تدوین برنامه جامع فناوری اطلاعات ایران (تکفا ۲)، سند راهبردی نظام جامع فناوری اطلاعات ایران از جمله اسناد و مقررات در جهت گسترش فناوری اطلاعات در ارکان اقتصاد و به ویژه اینترنت است. سرمایه‌گذاری‌های زیادی در این زمینه در کشور انجام شده، اما اثربخشی آن به دلایل متعددی از جمله مسائل حقوقی و مقرراتی، سرمایه انسانی و عوامل مکمل چندان رضایت بخش نبوده است.

بررسی شاخص توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)^۱، شاخص توسعه دولت الکترونیک^۲، شاخص آمادگی شبکه^۳، گویای پیشرفت‌ها و همچنین نقاط ضعف اقتصاد ایران به‌ویژه در محیط کسب‌وکار و نوآوری، استفاده دولت از فاوا، سرمایه انسانی و برخی زیرساخت‌های فاوا است. بنابراین، در تحلیل عوامل موثر در ارتقای بهره‌وری نیروی کار لازم است تاثیر اینترنت نیز دیده شود تا سرمایه‌گذاری و سیاست‌های مرتبط با این حوزه اثرات رضایت‌بخش تری برای اقتصاد به همراه داشته باشد. با این وصف این مقاله به بررسی نقش اینترنت در ارتقای بهره‌وری نیروی کار اقتصاد ایران می‌پردازد. بخش دوم مروری بر پیشینه تحقیق بوده و در بخش سوم روش‌ها و داده‌ها معرفی می‌شوند. در بخش چهارم نتایج ارائه شده و بخش آخر به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

1- Information and Communications Technology (ICT) Development Index
2- E-Government Development Index
3- Networked Readiness Index

۲- پیشینه تحقیق

بحث در مورد نقش فناوری در ارتقای بهره‌وری و رشد اقتصادی به نظریه رشد نئوکلاسیک‌ها بازمی‌گردد (سولو^۱، ۱۹۵۶). فروض اولیه این مدل‌ها بر اساس بازده ثابت به مقیاس، کاهنده بودن بهره‌وری نهایی سرمایه و جانشینی بین سرمایه و نیروی کار شکل گرفته که بر نقش نسبت‌های پس‌انداز و یا سرمایه‌گذاری به عنوان عامل محرک رشد اقتصادی کوتاه‌مدت تاکید ویژه‌ای داشتند. در چنین چارچوب نظری، پیشرفت‌های فناوری پدیده‌ای بلندمدت و برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند.

در طول چند دهه گذشته، تجزیه و تحلیل مربوط به سرمایه انسانی به تدریج نقش محوری را در مباحث رشد و موفقیت کشورها به خود گرفته است. جوامع پیشرفته در درجه اول به طور فزاینده‌ای به سمت آنچه به «اقتصاد دانش بنیان» شناخته می‌شود، حرکت کرده‌اند که به موجب آن سرمایه انسانی نقش بسزایی را در رشد اقتصادی ایفا می‌کند (فاگیان و مک‌کان^۲، ۲۰۰۹). از اواسط دهه ۱۹۸۰، پیامدهای خارجی مربوط به آموزش و سرمایه انسانی به عنوان متغیرهای کلیدی مدل‌های رشد درون‌زا به منظور تصریح رابطه بین این پیامدها و سطوح بالاتر رشد مورد بررسی قرار گرفته‌اند که بیانگر اثرگذاری مثبت سرمایه انسانی بر فعالیت‌های اقتصادی است (رومر^۳، ۱۹۸۶؛ لوکاس^۴، ۱۹۸۸؛ کروگمن^۵، ۱۹۹۱؛ آکس^۶، ۲۰۰۴ و فاگیان و مک‌کان، ۲۰۰۹). در این زمینه، راثو^۷ (۲۰۱۰) با بسط چارچوب مدل رشد برون‌زای سولو، امکان بررسی سایر عوامل اثرگذار بر بهره‌وری نیروی کار از جمله فاوا را فراهم کرد.

فاوا به عنوان یک عامل تولید در اقتصاد عمل می‌کند. در اقتصاد معمولاً سه روش بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد که عبارتند از: ۱- از طریق افزایش سطح سرمایه به ازای هر واحد نیروی کار که تحت عنوان تعمیق سرمایه^۸ شناخته می‌شود، ۲- از طریق

1- Solow

2- Faggian and McCann

3- Romer

4- Lucas

5- Krugman

6- Acs

7- Rao

8- Capital Deepening

بهبود کیفیت نهاده‌ها یا عوامل تولید و به طور خاص نیروی کار که در نتیجه آموزش و پرورش اتفاق می‌افتد و ۳- از طریق رشد بهره‌وری چندعاملی (MFP)^۱ که معمولاً باقی‌مانده رشدی است که توسط دو عامل نخست قابل محاسبه نیست.

عمده این مباحث بین اقتصاددانان، بیشتر در سطح اقتصاد کلان مورد توجه قرار گرفته، اما مدیران سازمان‌ها و بنگاه‌ها تصمیم‌گیران اصلی در زمینه سرمایه‌گذاری فاوا هستند که بهره‌وری یکی از عوامل موثر بر تصمیم‌گیری آن‌ها تلقی می‌شود و معیارهای دیگری از قبیل سهم بازار، تنوع تولید، کیفیت و سود را به عنوان دلیل موجه برای سرمایه‌گذاری در سیستم‌های فاوا می‌دانند و مبنای تصمیم‌گیری‌های خود قرار می‌دهند. بنابراین، سرمایه‌گذاری فاوا تحت تاثیر عواید مختلف دیگری غیر از بهره‌وری در سطح بنگاه‌ها و سازمان‌ها است که باید مورد توجه قرار گیرد. بنابراین، رابطه بین فاوا و سطح مهارت نیروی کار می‌تواند پیامدهای مختلفی سیاستی را به همراه داشته باشد.

پرهام^۲ (۲۰۰۲) به دو بعد اساسی مهارت‌های فناوری نیروی کار اشاره می‌کند؛ یک بعد تشویق توسعه مهارت‌های فناوری نیروی کار و بعد دیگر مشکلات تطبیق نیروی کار با چنین تغییرات فناوری است. اغلب مطالعاتی که اثرات فاوا را بر اقتصادهای منطقه‌ای مورد بررسی قرار داده‌اند، بیشتر به موضوع سخت‌افزارهای کامپیوتری پرداخته‌اند (ددریک و همکاران^۳، ۲۰۰۳). با این حال، سایر جوانب تغییرات اخیر فناوری مانند رشد اینترنت، کمتر در مطالعات حوزه فاوا مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. این مباحث بیشتر بر اثرات مهارت‌های مرتبط با تغییرات فناوری متمرکز هستند. برای نمونه، جورگنسون^۴ (۲۰۰۱) به بحث پیرامون تفاوت در دستمزدهای نیروی کار با سطوح مختلف تحصیلی پرداخت و تغییرات فناوری را عامل اصلی این تفاوت‌ها دانست. در واقع، دلیل واگرایی دستمزدهای نیروی کار بر این اساس شکل می‌گیرد که فاوا عامل مکمل برای نیروی کار با مهارت و عامل جانشینی برای نیروی کار کم‌مهارت شناخته شده است.

1- Multi Factor Productivity

2- Parham

3- Dedrick *et al.*

4- Jorgenson

در موردی مشابه، نتایج حاصل از پژوهش دیوید و همکاران^۱ (۲۰۰۳) نشان می‌دهد اثرات کامپیوتر بر مهارت شاغلان به نوع کار و نوع نیروی کار بستگی دارد. با جمع‌بندی این مباحث می‌توان نتیجه گرفت که ناهمگنی‌هایی در ارتباط با اثرات استفاده از فاوا بر اشتغال وجود دارند که به احتمال زیاد می‌توانند در ارتباط با اثرات استفاده از اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار نیز برقرار باشند.

تقریباً سه دهه از زمانی که سولو (۱۹۸۷) عنوان کرد عصر اطلاعات را در هر جا می‌توان دید غیر از آمارهای مربوط به بهره‌وری، می‌گذرد. این سخن به پدیده‌ای دلالت داشت که با وجود آغاز سرمایه‌گذاری‌های عظیم در بخش ارتباطات در اواسط دهه ۱۹۷۰، اثرات فاوا در داده‌های آماری تا نیمه دوم دهه ۱۹۹۰ آشکار نشده بود (جالاوا و پاچولا^۲، ۲۰۰۲ و کورادو و همکاران^۳، ۲۰۰۶).

از دهه ۱۹۷۰، رایانه‌ها و نوآوری‌ها در سیستم‌های مخابراتی به طرز چشمگیری جنبه‌های مختلف زندگی از جمله کسب و کار، بهداشت، آموزش و سرگرمی را تحت تاثیر خود قرار دادند (پرهام، ۲۰۰۲) به طوری که اقدامات سیاستی دولت‌ها جهت توسعه تولید فاوا به منظور دستیابی اقتصادی به بهره‌وری بیشتر که به علت برخورداری از بسترها و فضای حاکم بر عرصه‌های اقتصادی - اجتماعی - سیاسی و به سخن دیگر فضای پیش برنده کسب و کار و جامعیت نظام فاوا دانسته‌اند در دهه‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است.

موضوع مهم دیگری که در سال‌های اخیر توسط بریان جولفسون و مک کافی^۴ (۲۰۱۱) و عجم اوغلو و همکاران^۵ (۲۰۱۴) مطرح شد، پدیده انقطاع فناوری است.^۶ انقطاع فناوری بیانگر آن است که محل کار در آمریکا در حال اتوماتیک شدن و تغییر شکل دادن به واسطه سرمایه فناوری اطلاعات است و این روند در آینده هم ادامه خواهد داشت. در این زمینه، دو دلیل برای این تغییر شکل مطرح شده است؛ اول اینکه همه بخش‌ها - به استثنای بخش‌های وابسته به فناوری اطلاعات به طور خاص - در حال تجربه افزایش شدید در بهره‌وری هستند. دوم اینکه ماشین‌های توانمند شده توسط فناوری اطلاعات به طور

1- David *et al.*

2 - Jalava and Pohjola

3- Corrado *et al.*

4- Bryanjolfsson and McAfee

5- Acemoglu *et al.*

6- Technological-discontinuity

فزاینده‌ای جایگزین کارگران می‌شوند که در نهایت منجر به نقش واقعی کوچک‌تری برای نیروی کار در محیط کار آینده خواهند شد.

تجربه کشورهای توسعه یافته به وضوح نشان می‌دهد که دستیابی به بهره‌وری بیشتر به واسطه استفاده از فناوری بوده است. با این حال مساله استفاده از فناوری می‌تواند به اندازه سرمایه‌گذاری در آن جهت ارتقای بهره‌وری در یک اقتصاد حائز اهمیت باشد. عمده توانایی این فناوری‌ها مبتنی بر صرفه‌جویی در زمان به منظور تسهیل جست‌وجو، اشتراک‌گذاری و ذخیره‌سازی اطلاعات است. به عبارت دیگر، منبع نوآوری سازمانی محسوب می‌شوند که به نوبه خود تغییرات اساسی را در فرایندهای کسب‌وکار ایجاد می‌کنند. منبع اصلی این تغییرات چشمگیر، افزایش سرعت اتصال به اینترنت بوده که در نهایت اینترنت پرسرعت و توسعه پهنای باند را به ارمغان آورده است. اینترنت در کنار پیشرفت‌های فناوری گذشته از قبیل خطوط راه‌آهن، جاده‌ها و برق به عنوان یک بخش کلیدی از زیرساخت‌های ضروری جهت توسعه اقتصادی و اجتماعی تبدیل شده است (جوردن و لئون،^۱ ۲۰۱۱).

استفاده فراگیر از اینترنت در دهه‌های اخیر جایگاه خود را به عنوان یک فناوری همه‌منظوره تثبیت و امکان توسعه پیشرفت‌های نوین در کسب‌وکار را فراهم کرده است. افزایش ظرفیت اتصال به پهنای باند اینترنت مکمل نوآوری در بخش‌های پایینی است که به نوبه خود، اثرات نوآوری در فناوری‌های همه‌منظوره را تقویت می‌کند (برسناهان و ترایتنبرگ^۲، ۱۹۹۵، برایان جولفسون و هیت^۳، ۲۰۰۰). نوآوری در این فناوری‌ها به عنوان یکی از ویژگی‌های کلیدی دوره رشد اقتصادی چشمگیر در دهه ۱۹۹۰ شناخته شده است و تغییرات اقتصادی شکل گرفته به واسطه این فناوری‌ها در طول این سال‌ها نام‌های مختلفی را از قبیل اقتصاد نوین و اقتصاد مبتنی بر دانش به خود گرفته است (کوهن و همکاران^۴، ۲۰۰۰ و پاچولا^۵، ۲۰۰۲).

1- Jordan and Leon

2- Bresnahan and Trajtenberg

3- Bryanjolfsson and Hitt

4- Cohen *et al.*

5- Pohjola

بررسی پژوهش‌های کاربردی نشان می‌دهد به کارگیری انواع فناوری به‌ویژه فاوا در بخش‌ها و بنگاه‌های اقتصاد ایران از طریق تعمیق سرمایه و بهبود کیفیت نیروی کار و بهبود روش تولید منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد شده است. با این حال در ایران با وجود صرف منابع و درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت خام به منظور توسعه بخش‌های اقتصادی به‌ویژه صنعت، سهم این بخش هنوز در اقتصاد ملی، کم و توانایی در جذب نیروی متخصص و فناوری‌های جدید پایین است. همچنین صنایع مبتنی بر فناوری اطلاعات و ارتباطات بالا از سهم ناچیزی برخوردار هستند و هنوز برای دستیابی به صنعتی پویا و محرک اقتصادی راه درازی پیش روی کشور است (جهانگرد، ۱۳۸۵).

شیرازی و همکاران (۲۰۰۹) نشان دادند که مقررات و مداخلات دولت مانع رشد بهره‌وری در کشور شده است.

غلامی و همکاران (۲۰۰۴) سرمایه انسانی و افزایش سرمایه فاوا را دو عامل تعیین‌کننده کسب بازده مثبت حاصل از سرمایه‌گذاری فاوا در ایران می‌دانند.

مشیری و جهانگرد (۱۳۸۳) به تبیین اثر فاوا در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که با افزایش سهم سرمایه‌گذاری در ارتباطات و همچنین سرمایه‌گذاری سرانه در ارتباطات تاثیر فاوا بر رشد اقتصادی ایران و بهره‌وری نیروی کار بهبود یافته است.

محمودزاده و اسدی (۱۳۸۶) اثر سرمایه بخش فاوا بر بهره‌وری نیروی کار را مثبت ارزیابی کردند با این حال اثرگذاری آن در مقایسه با سرمایه غیرفاوا کمتر بوده است.

مشیری و جهانگرد (۲۰۰۷) در پژوهش خود با استفاده از کدهای چهاررقمی ISIC صنایع ایران برای دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۰۰ نشان دادند که اثر خالص فاوا بر بهره‌وری نیروی کار مثبت و معنادار بوده، اما به اندازه کشورهای توسعه یافته نیست.

در عمده پژوهش‌های مرتبط با حوزه فاوا از متغیر انباشت سرمایه بخش ارتباطات کشور به عنوان شاخص فاوا استفاده شده است. از این‌رو، شاخص‌های استفاده از فاوا (از قبیل اینترنت) که می‌توانند سهم معناداری را در ارتقای بهره‌وری نیروی کار داشته باشند، به طور عمده نادیده گرفته شده است.

فاوا و به طور خاص اینترنت برای کل اقتصاد و جامعه یک ضرورت محسوب می‌شود. اثرات آن چنان عمیق است که تقریباً تمامی بخش‌ها را تحت تاثیر خود قرار داده و این امر

برای سیاست گذاران بسیار حائز اهمیت است. در حالی که سیاست‌های مبتنی بر فاوا تمایل به تمرکز بر همین بخش را دارند، اما سیاست‌های اخیر به مراتب افقی‌تر است به این معنی که مسائل مختلفی را از ایجاد کسب‌وکار تا رشد بهره‌وری را دربر گرفته است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد که سیاست‌های مبتنی بر فاوا شرایط مثبت اقتصادی و اجتماعی لازم را برای توسعه و رشد بهره‌وری فراهم می‌کنند.

۳- روش‌ها و داده‌ها

۳-۱- مبانی نظری

بر اساس ابزار اطلاعاتی دیجیتال، تغییر ساختاری مشابهی پیش بینی شده که در آن، ریزپردازنده‌ها و اجزای مخابراتی پیشرفته‌ای وجود دارند که به این ابزار اجازه می‌دهند تا از طریق شبکه‌های پیچیده به ابزار مشابه، رایانه‌های مادر و پایگاه‌های داده‌ها وصل شوند و به این شکل سیستم‌های هوشمند پیچیده و ارتباطی ایجاد کنند. این تحولات، می‌تواند یک مسیر نوظهور هم‌گرایی در پیشرفت‌های فاوا باشد که تاثیر مستقیم روی عملکرد وظایف خاص کارگران مجهز به این ابزار خواهد داشت و در نتیجه در سنجش‌های مرسوم بهبود بهره‌وری موثر خواهد بود.

برشنان و تراپتبرگ (۱۹۹۵) سرمایه‌گذاری در فاوا را تحت عنوان سرمایه‌گذاری در «فناوری همه‌منظوره» یا «فناوری عام» توصیف کرده‌اند. سرمایه‌گذاری در چنین فناوری‌هایی در مقایسه با سرمایه‌گذاری‌های سنتی به مراتب اثر قوی‌تری بر عملکرد اقتصادی یک کشور به واسطه ایجاد نوآوری‌های مکمل دارد. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذاری در فناوری‌های همه‌منظوره تاحدی پیامدهای خارجی مثبتی را به همراه داشته باشد.

در سطح اقتصاد خرد سرمایه‌گذاری در فاوا موجب افزایش بهره‌وری و در نتیجه افزایش میزان تولید بنگاه‌ها می‌شود. اگر تمامی بنگاه‌های یک صنعت با چنین فناوری‌هایی سازگار شوند، آنگاه قیمت کالاها و خدمات در صنعت کاهش و مقدار تولید افزایش

خواهد یافت (اوز ۲۰۰۵).^۱ با این حال، اثر فاوا بر بهره‌وری یک بنگاه می‌تواند بسته به میزان اطلاعات بر بودن آن متفاوت باشد.

فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات اشاره به پیامدهای خارجی شبکه دارند؛ هرچه بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان بیشتری به شبکه متصل باشند، نرخ بازدهی بیشتری برای سرمایه‌گذاری در این فناوری‌ها وجود خواهد داشت. با این حال، در سطح اقتصاد کلان با وجود اینکه انتظار می‌رود سرمایه‌گذاری در فاوا باعث ارتقای بهره‌وری شود، اما مقیاس چنین افزایشی به میزان در دسترس بودن نیروی کار متخصص و باتجربه بستگی دارد. بر این اساس، سوال بسیار مهمی مطرح می‌شود که با توجه به محدودیت داده‌ها، چگونه می‌توان اثرات سرمایه‌گذاری در فاوا را عملیاتی کرد به طوری که استفاده از شاخص فاوا به جای ارزش سرمایه‌گذاری آن منطقی به نظر برسد.

یوروکوگلو (۱۹۹۸) در مقاله خود با این استدلال به این پرسش پاسخ داده است که بهبود سرعت شاخص‌های فاوا بسیار بیشتر از کالاهای سرمایه‌ای است و در نتیجه سازگاری ضعیفی بین سرمایه فاوا و سایر سرمایه‌ها وجود دارد. علاوه بر این، با استفاده از شاخص‌های استفاده از فاوا به جای میزان سرمایه آن می‌توان تا حد زیادی پارادوکس سولو را دور زد (رائو، ۲۰۱۰). از این رو، در مطالعه حاضر از شاخص تعداد کاربر اینترنت به جای میزان سرمایه‌گذاری در فاوا استفاده می‌شود.

۲-۳- تصریح مدل

در این بخش به منظور مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل از تابع تولید متعارف کاب داگلاس با پیشرفت فنی خنثی از دید هیکس با فرض برابر بودن رشد محصول با مجموع رشد نیروی کار و پیشرفت فنی در چارچوب بسط‌یافته سولو (۱۹۵۶) استفاده می‌شود (رابطه (۱)).^۲

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

که Y ، K و L به ترتیب بیانگر تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه و نیروی کار و همچنین $\alpha + \beta = 1$ است. پیشرفت فنی باعث تقویت کارایی نیروی کار بامهارت و

1- Oz

2- Kumar *et al.* (2014, 2015, 2016) and Rao (2007, 2010)

بی‌مهارت و همچنین نهاده‌های سرمایه می‌شود که با تغییر فنی خنثی هیکس^۱ (۱۹۳۲) همراه است. نتیجه چنین امری بهبود کلی در کارایی سرمایه و نیروی کار خواهد بود. در واقع نسبت تولید نهایی هر دو نهاده به ازای نسبت مشخصی از سرمایه به نیروی کار به مقداری یکسانی باقی می‌ماند.

وودز^۲ (۲۰۱۵) استدلال می‌کند تغییر فنی از نوع بیطرفی هیکس تجزیه‌پذیر است. بر این اساس، بهره‌وری در تمامی نهاده‌ها را به طور کلی افزایش می‌دهد؛ یک نمونه مشخص اتصال اینترنت پرسرعت است که موجب افزایش بهره‌وری رایانه‌ها و نیروی کار مکمل آن‌ها می‌شود. (وودز، ۲۰۱۷) از این‌رو، با استفاده از مبنای پیشرفت فنی از نوع بیطرفی هیکس معادله بهره‌وری نیروی کار (تولید به نیروی کار)، y_t به صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود.

$$y_t = A_t k_t^\alpha \quad \alpha > 0 \quad (2)$$

که A_t سرانه فناوری و k_t سرانه سرمایه (سرمایه به نیروی کار) در زمان t و α سهم سرمایه است. تحول فناوری در مدل سولو به صورت رابطه (۳) در نظر گرفته شده است.

$$\phi_t = A_t e^{gt} \quad (3)$$

که A_t موجودی اولیه دانش در زمان t ، g نرخ رشد پیشرفت فناوری، و ϕ_t همه فناوری A_t تعریف می‌شود. اثر اینترنت (int) بر بهره‌وری کل عوامل را می‌توان با وارد کردن int به عنوان متغیر انتقال در تابع تولید به دست آورد. یکی از مزایای استفاده از چارچوب بسط‌یافته سولو این است که عوامل تعیین‌کننده بهره‌وری به گونه‌ای مدل شده‌اند که می‌توانند در یک اقتصاد در حال رشد (همانند ایران) سازگار باشند^۳، متعاقب آن رابطه (۴):

$$\psi_t = f(int_t) = int_t^\theta \quad (4)$$

در نتیجه ψ_t جزء صریح مولفه فناوری در معادله اول است و A_t به صورت رابطه (۵) باز تعریف خواهد شد.

$$A_t = \phi_t \psi_t = A_t e^{gt} int_t^\theta \quad (5)$$

1- Hicks

2- Woods

3- Song *et al.* (2011)

به این ترتیب e^{gt} شامل عوامل گوناگون است که متعاقب آن (رابطه (۶)):

$$y_t = (A_t e^{gt} \text{int}_t^0) k_t^\alpha \quad (۶)$$

با گرفتن لگاریتم از رابطه (۶) معادله خطی-لگاریتمی برای برآورد به دست می‌آید.

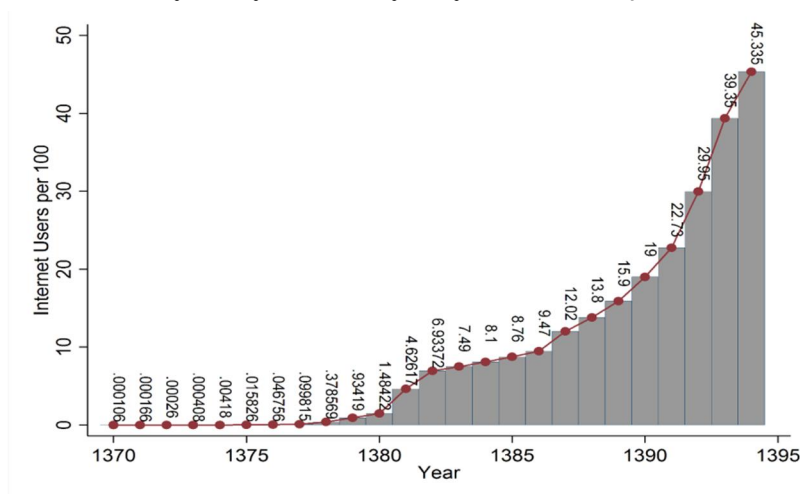
۳-۳- داده‌ها

داده‌های این مقاله شامل تولید ناخالص داخلی و موجودی سرمایه^۱ به قیمت‌های ثابت سال پایه ۱۳۸۳ از بانک اطلاعات اقتصادی سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نیروی کار شاغل از دفتر امور اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، تعداد کاربران اینترنت^۲ و جمعیت کل کشور از شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی است. داده‌های کاربران اینترنت در ایران از سال ۱۳۷۳ در دسترس است. از این‌رو، برای غلبه بر مشکل محدودیت تعداد مشاهدات بر اساس روند متغیر نامبرده و استفاده از فرمول نرخ رشد عددی به تقریب گذشته‌نگر جهت برآورد داده‌ها تا پنج سال قبل از سال ۱۳۷۳ می‌پردازیم. بنابراین، با استفاده از معادله $X_{t-1} = \exp(\ln X_t + \bar{g})$ ، داده‌های دوره قبل X_{t-1} براساس دوره فعلی X_t و نرخ رشد \bar{g} محاسبه می‌شود (کومار و همکاران، ۲۰۱۶). اینترنت برای اولین بار در ایران در سال ۱۳۶۸ مورد استفاده قرار گرفت، اما توسعه و فراگیر شدن آن از اواخر دهه ۱۳۷۰ بوده است. بنابراین، همانگونه که انتظار می‌رود دوره ابتدایی تقریب زده شده از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ بسیار نزدیک به صفر هستند (نمودار (۱)). جهت جلوگیری از اریب متغیرهای حذف شده و مشکلات هم خطی از تمامی متغیرها لگاریتم طبیعی گرفته شده که امکان به دست آوردن کشش‌های کوتاه و بلندمدت بهره‌وری نیروی کار را بر حسب سرانه موجودی سرمایه و سرانه اینترنت فراهم می‌کند.

۱- داده‌های موجودی سرمایه به وسیله روش دائمی موجودی، $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$ توسط اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی محاسبه شده که در این معادله K_t ، I_t و δ به ترتیب بیانگر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، موجودی سرمایه اولیه و نرخ استهلاک هستند.

۲- کاربران اینترنت (به‌ازای ۱۰۰ نفر) افرادی هستند که در ۱۲ ماه گذشته (در هر مکانی) از اینترنت استفاده کرده‌اند. اینترنت می‌تواند از طریق کامپیوتر، تلفن همراه، تلویزیون دیجیتال و سایر موارد استفاده شده باشد. برای محاسبه سرانه کاربر اینترنت، تعداد کاربران اینترنت را در نسبت جمعیت به اشتغال ضرب می‌کنیم.

نمودار (۱): تعداد کاربران اینترنت (به ازای هر ۱۰۰ نفر)



۴- نتایج

۴-۱- نتایج آزمون کرانه‌های ARDL

در این مقاله از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به روش آزمون کرانه‌ها (پسران و همکاران^۱، ۲۰۰۱) جهت بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها و برآورد کشش‌های کوتاه و بلندمدت استفاده شده است. این روش دارای مزایای متعددی در مقایسه با سایر روش‌های هم‌انباشتگی از قبیل انگل و گرنجر^۲ (۱۹۸۷)، یوهانسون^۳ (۱۹۸۸) و یوهانسون و یوسیلیوس^۴ (۱۹۹۰) است از جمله: ۱- قابلیت کاربرد این روش صرف‌نظر از $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها، ۲- محاسبه ضرایب کوتاه و بلندمدت هنگام آزمون وجود هم‌انباشتگی، ۳- کارآمد بودن برآوردگر حتی برای نمونه‌های کوچک و ۴- قابلیت داشتن وقفه‌های بهینه متفاوت برای متغیرها. با این حال، اگر مرتبه انباشتگی هر یک از متغیرها بزرگ‌تر از یک باشد، برای مثال متغیری با درجه $I(2)$ ، مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران قابل استناد نخواهد بود. برای این منظور لازم است که آزمون ریشه واحد

1- Pesaran *et al.*
 2- Engle and Granger
 3- Johansen
 4- Johansen and Juselius

برای شناسایی ویژگی متغیرهای مدل مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به توان کم آزمون مرسوم دیکي-فولر تعمیم یافته (ADF) برای داده‌های با نمونه کوچک از آزمون دیکي فولر GLS^۱ الیوت و همکاران^۲ (۱۹۹۶) برای بررسی پایایی متغیرها استفاده می‌کنیم. گفته شد که آزمون کرانه‌های ARDL برای هم‌انباشتگی قابلیت کاربرد برای متغیرهای I(۰) و I(۱) را دارد، اما آزمون ریشه واحد را جهت تعیین ویژگی‌های سری زمانی متغیرها و حصول اطمینان از عدم وجود متغیر I(۲) انجام می‌دهیم. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها حداکثر با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا خواهند شد، در نتیجه حداکثر مرتبه انباشتگی یک I(۱) است.

جدول (۱): آزمون دیکي فولر GLS

| Dickey-Fuller generalized least squares | | |
|---|-----------|-----------------|
| متغیر | سطح متغیر | تفاضل مرتبه اول |
| lny | -۰/۴۰۶ | ***-۳/۸۳۴ |
| lnk | -۱/۰۳۶ | *-۱/۸۸۳ |
| lnint | -۰/۶۷۰ | *-۱/۸۴۱ |

توجه: وقفه بهینه براساس معیار اطلاعات شوارتز انتخاب شده است.^۳
 *** و * به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱ و ۱۰ درصد است.

در این مرحله با استفاده از رابطه (۶) مدل ARDL به صورت رابطه (۷) تصریح می‌شود.

$$\Delta \ln y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \ln k_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta \ln int_{t-i} + \lambda_1 \ln y_{t-1} + \lambda_2 \ln k_{t-1} + \lambda_3 \ln int_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

که μ_t جزء اخلاص، β_{1i} ، β_{2i} و β_{3i} ضرایب کوتاه مدت و λ_1 ، λ_2 و λ_3 ضرایب بلند مدت هستند. انتخاب وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز صورت گرفته است. در این خصوص با توجه به کوچک بودن اندازه نمونه، پسران و پسران (۱۹۹۷) معیار شوارتز را به دلیل

1- Dickey-Fuller Generalized Least Squares
 2- Elliott *et al.*
 3- Schwarz Bayesian Criterion

انتخاب کمترین وقفه بهینه ممکن پیشنهاد کرده‌اند. فرایند آزمون کرانه‌ها مبتنی بر آماره F یا Wald بوده که فرضیه صفر آن‌ها عدم وجود هم‌انباشتگی، $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$ ، نسبت به فرضیه مقابل $\lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq 0$ است. اگر آماره F کمتر از کرانه پایین باشد به معنی عدم وجود هم‌انباشتگی است. اگر آماره F بیشتر از کرانه بالایی باشد، وجود هم‌انباشتگی تایید می‌شود. در صورتی که F بین دو کرانه قرار گیرد، آزمون با عدم قطعیت همراه خواهد بود. اگر در این مرحله هم‌انباشتگی بین متغیرها تایید شود، آنگاه در مرحله بعد می‌توان به برآورد مدل‌های بلندمدت و کوتاه مدت پرداخت.

بر اساس جدول (۲)، نتایج آزمون F کرانه‌ها شواهدی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای بهره‌وری نیروی کار، سرانه موجودی سرمایه و سرانه کاربران اینترنت را در سطح معناداری ۵ درصد نشان می‌دهد.

جدول (۲): نتایج آزمون کرانه‌ها

| متغیر وابسته متغیرهای مستقل | آزمون F | | آزمون W | |
|-------------------------------|-------------|------------|-------------|------------|
| lny lnk, lnint | ۹/۳۵ | | ۲۸/۰۵ | |
| کرانه‌های بحرانی | ۹۵ درصد | ۹۵ درصد | ۹۰ درصد | ۹۰ درصد |
| | کرانه پایین | کرانه بالا | کرانه پایین | کرانه بالا |
| آماره F | ۴/۳۷ | ۵/۶۰ | ۳/۵۰ | ۴/۵۴ |
| آماره W | ۱۳/۱۰ | ۱۶/۸۰ | ۱۰/۴۹ | ۱۳/۶۳ |

توجه: کرانه‌های بحرانی با استفاده از نرم‌افزار Microfit 5.01 محاسبه شده‌اند.^۱

با استفاده از مدل برآورد وقفه‌های ARDL به بررسی آزمون‌های تشخیص شامل:
 ۱- آزمون ضریب لاگرانژ برای خودهمبستگی پیاپی جملات اخلاص^۲، ۲- آزمون رمزی برای شکل تبعی الگوی مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده^۳، ۳- آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها مبتنی بر چولگی و کشیدگی باقیمانده‌ها^۴ و ۴- آزمون واریانس ناهمسانی براساس رگرسیون مربع باقی‌مانده^۵ جهت اطمینان از برازش صحیح مدل می‌پردازیم. نتایج

1- Pesaran and Pesaran (2009)
 2- Serial Correlation
 3- Functional Form
 4- Normality
 5- Heteroscedasticity

آزمون‌های تشخیص در جدول (۳) نشان می‌دهند که مدل برآورد شده تمامی آزمون‌های تشخیص را با موفقیت گذرانده است.

جدول (۳): آزمون‌های تشخیص - روش ARDL

| Test type | LM version | p value | F version | p value |
|------------------------------------|---------------------|----------------------------|-----------------|---------|
| Serial correlation | $\chi^2(1) = 0.502$ | [0.479] | F(1,20) = 0.379 | [0.545] |
| Functional form | $\chi^2(1) = 0.437$ | [0.508] | F(1,20) = 0.329 | [0.572] |
| Normality | $\chi^2(2) = 0.446$ | [0.800] | Not applicable | |
| Heteroscedasticity | $\chi^2(1) = 0.626$ | [0.429] | F(1,25) = 0.594 | [0.448] |
| ARDL lag estimates test statistics | | | | |
| R-squared | 0.954 | R-Bar-Squared | 0.943 | |
| S.E. of regression | 0.028 | F-Stat. F(5,21) | 87.612 [0.000] | |
| Mean of dependent variable | -2.489 | S.D. of dependent variable | 0.118 | |
| Residual Sum of Squares | 0.017 | Equation Log-likelihood | 61.492 | |
| Akaike Info. Criterion | 55.492 | Schwarz Bayesian Criterion | 51.604 | |
| DW-statistic | 2.116 | ARDL(2,1,0) | N=27 | |

۲-۴- نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت روش ARDL

پس از تایید وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها به برآورد مدل‌های کوتاه و بلندمدت می‌پردازیم. در کوتاه‌مدت سرانه سرمایه سهم معنادار تقریباً ۱/۳۲ درصدی را در ارتقای بهره‌وری نیروی کار دارد. علاوه بر این، نتایج مدل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد اثر کوتاه‌مدت سرانه اینترنت مثبت است، اما در سطوح متعارف معناداری از لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه به آن سبب قابل قبول است که اثر بخشی فاوا و به طور مشخص اینترنت به دلیل مسائل حقوقی، سرمایه انسانی و عوامل مکمل در اقتصاد کشور و به‌ویژه در محیط کسب‌وکار و نوآوری در کوتاه‌مدت حاصل نمی‌شود. جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) که سرعت تصحیح انحرافات از تعادل را اندازه‌گیری می‌کند با مقدار مورد انتظار $0 < ECT_{t-1} = -0.63 < -1$ و با سطح معناداری ۱ درصد نشان‌دهنده همگرایی نسبتاً سریع به تعادل بلندمدت است. به عبارت دیگر، تقریباً ۶۳ درصد از انحرافات دوره قبل در دوره کنونی تصحیح می‌شود.

در بلندمدت سرانه سرمایه سهم ۰/۶۰ درصدی را در رشد بهره‌وری نیروی کار به همراه دارد که از ارزش تلقی شده یک سوم توسط ارتور و کخ^۱ (۲۰۰۷) و راثو^۲ (۲۰۰۷) کمی بیشتر است، این امر می‌تواند متأثر از عوامل متعددی باشد از جمله: ۱- نهاده‌های سرمایه و نیروی کار نرخ‌های رشد نسبتاً یکسانی داشته باشند و ۲- اقتصاد در حال توسعه باشد و از این رو تعداد زیادی از افراد دارای شغل آزاد از سرمایه و نیروی کارشان درآمد کسب کنند (گولین، ۲۰۰۲). مطابق انتظار، اثر بلندمدت اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار مثبت و در سطح ۱۰ درصد معنادار است. بر حسب کشش می‌توان این گونه بیان کرد که افزایش یک درصدی در سرانه اینترنت اثر تقریباً ۰/۰۰۵ درصدی را در ارتقای بهره‌وری نیروی کار به همراه دارد.

جدول (۴): برآورد مدل‌های بلندمدت و کوتاه مدت

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره T |
|---|--------|----------------|-----------------|
| متغیر وابسته $\ln y$: مدل بلندمدت | | | |
| $\ln k$ | ۰/۵۹۲ | ۰/۰۹۷ | ۶/۱۱۹ [۰/۰۰۰] |
| $\ln \text{int}$ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۲ | ۲/۰۵۳ [۰/۰۵۳] |
| constant | -۱/۷۷۳ | ۰/۱۰۸ | -۱۶/۴۴۵ [۰/۰۰۰] |
| متغیر وابسته $\Delta \ln y$: مدل تصحیح خطا | | | |
| $\Delta \ln y_{t-1}$ | ۰/۴۳۲ | ۰/۱۶۱ | ۲/۶۷۷ [۰/۰۱۴] |
| $\Delta \ln k$ | ۱/۳۱۷ | ۰/۲۸۱ | ۴/۶۷۴ [۰/۰۰۰] |
| $\Delta \ln \text{int}$ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۲ | ۱/۶۸۱ [۰/۱۰۷] |
| ECT_{t-1} | -۰/۶۳۱ | ۰/۱۴۰ | -۴/۵۱۹ [۰/۰۰۰] |

توجه: وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است.

بهمنی اسکویی و چومسیسنت (۲۰۰۲) در مقاله خود اذعان کردند که حتی با تایید وجود رابطه هم‌انباشتگی، الزاماً ضرایب پایدار نیستند. از این رو، جهت حصول اطمینان از پایداری ضرایب، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ براون و همکاران^۳ (۱۹۷۵) مورد بررسی قرار می‌گیرد. استفاده از این دو آزمون، بسیار ساده بوده و تنها نیازمند بررسی نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ است که تنها باید بین دو خط فاصله اطمینان قرار

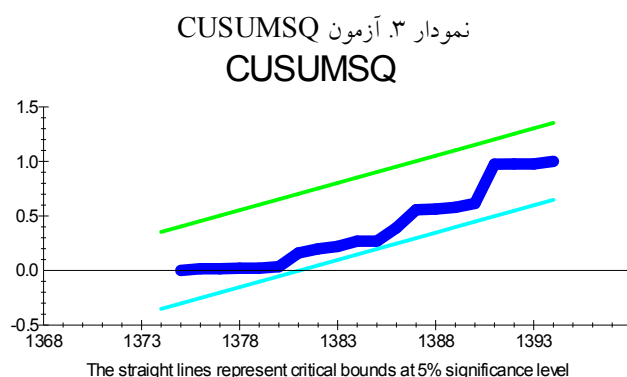
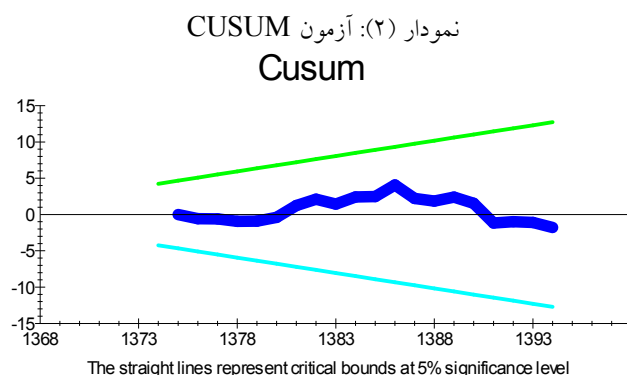
1- Ertur and Koch

2- Rao

3- Brown *et al.*

۹۱ اثر اینترنت بر بهره‌وری نیروی کار اقتصاد ایران

گیرند. در این صورت می‌توان اطمینان حاصل کرد که ضرایب مدل پایدار هستند. نمودارهای (۲) و (۳) نشان‌دهنده تایید پایداری مدل ARDL هستند.



۳-۴- رهیافت تودا-یاماموتو برای آزمون علیت گرنجر

آزمون علیت گرنجر امکان تشخیص جهت علیت بین متغیرها را فراهم می‌کند. باید به این مهم اشاره داشت در صورتی که سری‌های زمانی متغیرها از مرتبه‌های متفاوتی برخوردار باشند، آنگاه تکیه بر مدل تصحیح خطا (ECM)^۱ برای ارزیابی علیت گرنجر توصیه نشده و آزمون استاندارد علیت گرنجر (دو به دو)^۲ امکان دارد نتایج قوی را به همراه نداشته باشد. دلیل این امر آن است که اولین تفاضل سری‌ها به منظور دستیابی به متغیرهای پایا باعث از

1- Error Correction Model

2- Pair-wise

دست رفتن اطلاعات خواهد شد. بر این اساس، رهیافت تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) به سبب توانمند بودن در انجام آزمون وجود علیت صرفنظر از انباشتگی $I(0)$ ، $I(1)$ و $I(2)$ متغیرها، بسیار مفید ارزیابی می‌شود. از این رو، جهت انجام آزمون علیت گرنجری، مدل به صورت سیستم VAR به صورت رابطه‌های (۸)، (۹) و (۱۰) تصریح می‌شود.^۱

$$\begin{aligned} \ln y_t = & \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_{vi} \ln y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \alpha_{vj} \ln y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \eta_{vi} \ln k_{t-i} \\ & + \sum_{j=k+1}^{d \max} \eta_{vj} \ln k_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{vi} \ln \text{int}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \phi_{vj} \ln \text{int}_{t-j} + \varepsilon_{vt} \end{aligned} \quad (۸)$$

$$\begin{aligned} \ln k_t = & \beta + \sum_{i=1}^k \beta_{vi} \ln k_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \beta_{vj} \ln k_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{vi} \ln y_{t-i} \\ & + \sum_{j=k+1}^{d \max} \theta_{vj} \ln y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \vartheta_{vi} \ln \text{int}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \vartheta_{vj} \ln \text{int}_{t-j} + \varepsilon_{vt} \end{aligned} \quad (۹)$$

$$\begin{aligned} \ln \text{int}_t = & \gamma + \sum_{i=1}^k \gamma_{vi} \ln \text{int}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \gamma_{vj} \ln \text{int}_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{vi} \ln y_{t-i} \\ & + \sum_{j=k+1}^{d \max} \phi_{vj} \ln y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \psi_{vi} \ln k_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \psi_{vj} \ln k_{t-j} + \varepsilon_{vt} \end{aligned} \quad (۱۰)$$

فرضیه صفر عدم علیت هنگامی که P-value بین سطح معناداری متعارف ۱۰-۱ درصد قرار گرفته باشد، رد خواهد شد. در نتیجه در رابطه (۸) علیت گرنجر از $\ln k$ به $\ln y$ و $\ln \text{int}$ به $\ln y$ اشاره به $\forall i \neq 0, \eta_{vi} \neq 0$ و $\forall i \neq 0, \phi_{vi} \neq 0$ دارد. به طور مشابه در رابطه (۹) دوم $\ln y$ و $\ln \text{int}$ در صورتی که $\forall i \neq 0, \theta_{vi} \neq 0$ و $\forall i \neq 0, \vartheta_{vi} \neq 0$ علیت $\ln k$ هستند. در رابطه (۱۰) نیز در صورتی که $\forall i \neq 0, \psi_{vi} \neq 0$ و $\forall i \neq 0, \phi_{vi} \neq 0$ باشد، $\ln k$ به $\ln y$ علیت $\ln \text{int}$ خواهند بود.

آزمون علیت گرنجری مجموع حداکثر مرتبه انباشتگی و وقفه بهینه تعیین شده توسط معیار شوارتز در برآورد مدل است. علاوه بر این آزمون پایداری معکوس ریشه‌های چند جمله ای مشخصه خودرگرسیون (AR) از اهمیت زیادی برخوردار است.^۲ بر این اساس،

1- Vector Autoregressive

2- The inverse roots of the AR (auto-regressive) characteristics

صحت نتایج علیت در صورتی قابل تایید است که ریشه‌های معکوس I_R در محدوده شعاعی مثبت و منفی دایره قرار گیرند. در غیر این صورت با استفاده از وقفه‌های متغیرها، روند و یا متغیرهای مجازی بیانگر شکست‌های ساختاری به عنوان متغیرهای خارجی در سیستم VAR به تصحیح مدل می‌پردازیم (کومار و همکاران، ۲۰۱۷).

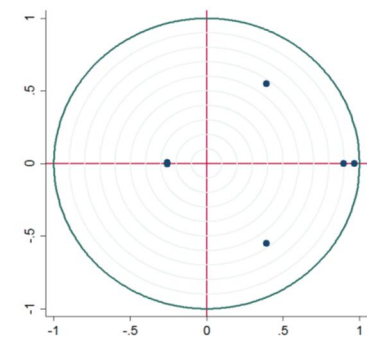
بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد گزارش شده در جدول (۱)، حداکثر مرتبه انباشتگی (d) برابر ۱ و وقفه بهینه انتخاب شده در تخمین مدل ARDL بر اساس معیار شوارتز (l) برابر ۲ است. در نتیجه حداکثر تعداد وقفه مورد استفاده در آزمون‌های علیت باید ۳ در نظر گرفته شود ($d+1 \leq 3$). در نمودار (۴)، پایداری پویایی مدل جهت حصول اطمینان از $|I_R| \leq 1$ مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول (۵): آزمون علیت گرنجری بر حسب χ^2

| X | Y | | |
|-------|----------------|---------------|---------------|
| | lny | lnk | lnint |
| lny | — | ۵/۱۴۱ (۰/۰۷۶) | ۴/۹۱۳ (۰/۰۸۶) |
| lnk | ۴/۴۰۴ (۰/۱۱۱) | — | ۱/۸۲۰ (۰/۴۰۲) |
| lnint | ۱۲/۷۱۹ (۰/۰۰۲) | ۲/۸۷۶ (۰/۲۳۷) | — |

بر اساس جدول (۵)، علیت دو طرفه بین بهره‌وری نیروی کار و سرانه اینترنت ($\ln y \leftrightarrow \ln int$)، علیت یک طرفه بهره‌وری نیروی کار و سرانه سرمایه ($\ln k \rightarrow \ln y$) و عدم علیت سرانه اینترنت و سرانه سرمایه ($\ln int \leftrightarrow \ln k$) تایید می‌شود. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهند که رشد سرانه اینترنت و بهره‌وری باعث گسترش یکدیگر می‌شوند.

نمودار (۴): نتایج آزمون پایداری مدل VAR



۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

توسعه اینترنت در کشورها باعث افزایش رشد بهره‌وری در بخش‌های نوآور و همچنین کاهش قیمت و تعمیق سرمایه و در نهایت باعث سازماندهی مجدد و معنی‌دار محیط تولید کالاهای سرمایه‌ای که از فناوری‌های جدید بهره‌مند می‌شوند، می‌شود. در این بین متخصصان اجماع کلی دارند که منافع اولیه فناوری‌های جدید به خاطر تعمیق سرمایه و به دلیل کاهش قیمت‌های نسبی رخ می‌دهد و در بلندمدت وقتی که منافع کارایی ناشی از سازماندهی مجدد و تولید بزرگ باشد، باعث مغلوب شدن منافع ناشی از کاهش قیمت‌ها به نفع منافع سازماندهی مجدد و تولید می‌شود. بنابراین، توسعه اینترنت در ابتدا در جوامع مختلف باعث کاهش قیمت‌های نسبی و تعمیق سرمایه می‌شود و به دنبال آن در صورت استفاده درست و کارآمد از آن با توجه به ساختار اقتصاد (شامل تجربه مدیریتی و سازماندهی، قانون‌گذاری و سیاست‌های دولت و...) سازماندهی مجدد می‌شود که منافع آن برای اقتصاد بسیار مهم است. با این وصف نقش بسیار مهم اینترنت در شرایط کنونی دنیا، در این مقاله به بررسی نقش اینترنت در ارتقای بهره‌وری نیروی کار ایران برای بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۳۹۴ پرداختیم.

نتایج مدل الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی بیانگر این است که اینترنت سهمی مثبت ولو اندک در ارتقای بهره‌وری نیروی کار اقتصاد ایران دارد که انتظار می‌رود با فراگیر شدن اینترنت سهم آن نیز در ارتقای بهره‌وری افزایش یابد. علاوه بر این، رابطه علیت دو طرفه بهره‌وری نیروی کار و سرانه اینترنت مورد تایید قرار گرفت. کاهش سبب قیمتی هزینه فناوری اطلاعات و ارتباطات^۱، پیاده‌سازی دولت الکترونیک در راستای گسترش خدمات دولت در قالب شبکه اینترنتی، توسعه پهنای باند اینترنت در راستای کارآمدسازی انجام اکثر فعالیت‌های روزمره مردم و نهادها توسط شبکه اینترنت و افزایش کارآمدی خدمات از جمله توصیه‌های سیاستی این پژوهش است.

منابع

الف - فارسی

جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۵)، *اقتصاد فناوری اطلاعات و ارتباطات*، تهران: چاپ و نشر بازرگانی.

محمودزاده، محمود و فرخنده اسدی (۱۳۸۶)، «اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۳، ۱۸۴-۱۵۳.

مشیری، سعید و اسفندیار جهانگرد (۱۳۸۳)، «فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و رشد اقتصادی ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۹، ۷۸-۵۵.

ب - انگلیسی

- Acemoglu, D., D. Dorn, G. H. Hanson and B. Price (2014), "Return of the Solow Paradox? IT, Productivity, and Employment in US Manufacturing", *The American Economic Review*, 104(5), 394-399.
- Bresnahan, T. F. and M. Trajtenberg (1995), "General Purpose Technologies Engines of Growth?", *Journal of Econometrics*, 65(1), 83-108.
- Brynjolfsson, E. and L. M. Hitt (2003), "Computing Productivity: Firm-level Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 793-808.
- Brynjolfsson, E. and A. McAfee (2011), *Race Against the Machine*, Digital Frontier, Lexington, MA.
- Cohen, S. S., J. Zysman and B. J. DeLong (2000), "Tools for Thought: What is New and Important about the E-conomy?", Berkeley Roundtable on the International Economy.
- Corrado, C., C. Hulten and D. Sichel (2009), "Intangible Capital and US Economic Growth", *Review of Income and Wealth*, 55(3), 661-685.
- David, H., F. Levy and R. J. Murnane (2001), "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration (No. w8337)", *National Bureau of Economic Research*.
- Dedrick, J., V. Gurbaxani and K. L. Kraemer (2003), "Information Technology and Economic Performance: A Critical Review of the Empirical Evidence", *ACM Computing Surveys (CSUR)*, 35(1), 1-28.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg and J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 4, 813-836.

- Engle, R. F., and C. W. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55: 251–276.
- Ertur, C., and W. Koch (2007), "Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, 22(6), 1033–1062.
- Faggian, A., and P. McCann (2009), "Human Capital and Regional Development", *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, 133-151.
- Gholami, R., S. Moshiri and S-Y. T. Lee (2004), "ICT and Technical Efficiency of the Manufacturing Industries in Iran", *Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries*, 19(4), 1-19.
- Gollin, D. (2002), "Getting Income Shares Right", *Journal of Political Economy*, 110(2), 458–474
- Hicks, J. R. (1932), *The Theory of Wages*, London, UK: MacMillan.
- Jalava, J. and M. Pohjola (2002), "Economic Growth in the New Economy: Evidence from Advanced Economies", *Information Economics and Policy*, 14(2), 189-210.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2): 231–254.
- Johansen, S., and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169–210.
- Jordán, V. and O. De León (2011), "I. Broadband and the Digital Revolution", *Fast-tracking the Digital Revolution: Broadband for Latin America and the Caribbean*, 13.
- Jorgenson, D. (2001), "Information Technology and the US Economy", *American Economic Review*, 91(1), 1–32.
- Krugman, P. R. (1991), *Geography and Trade*, MIT press.
- Kumar, R. R., R. D. Kumar and A. Patel (2015), "Accounting for Telecommunications Contribution to Economic Growth: A Study of Small Pacific Island States", *Telecommunications Policy*, 39(3), 284-295.
- Kumar, R. R., P. J. Stauvermann and A. Samitas (2016), "The Effects of ICT* on Output Per Worker: A study of the Chinese Economy", *Telecommunications Policy*, 40(2), 102-115.
- Kumar, R. R., P. J. Stauvermann and S. J. H. Shahzad (2017), "Can Technology Provide a Glimmer of Hope for Economic Growth in the Midst of Chaos? A Case of Zimbabwe", *Quality & Quantity*, 51(2), 919-939.

- Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Moshiri, S., and E. Jahangard (2007), "ICT Impact on the Labor Productivity in the Iranian Manufacturing Industries; A Multilevel Analysis", *Iranian Economic Review*, 12(18), 121-142.
- Oz, E. (2005), "Information Technology Productivity: In Search of a Definite Observation", *Information & Management*, 42(6), 789-798.
- Parham, D. (2002), "Productivity Gains: Importance of ICTs", *Agenda: A Journal of Policy Analysis and Reform*, 195-210.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, B., and H. M. Pesaran (2009), *Time Series Econometrics using Microfit 5.01*, Oxford: Oxford University Press.
- Pohjola, M. (2002), "The New Economy in Growth and Development", *Oxford Review of Economic Policy*, 18(3), 380-396.
- Rao, B. B. (2007), "Estimating Short and Long-run Relationships: A Guide for the Applied Economist", *Applied Economics*, 39(13), 1613-1625.
- Rao, B. B. (2010), "Estimates of the Steady State Growth Rates for Selected Asian Countries with an Extended Solow Model", *Economic Modelling*, 27(1), 46-53.
- Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 1002-1037.
- Shirazi, F., R. Gholami and D. A. Higón (2009), "The Impact of Information and Communication Technology (ICT), Education and Regulation on Economic Freedom in Islamic Middle Eastern Countries", *Information & Management*, 46(8), 426-433.
- Solow, R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 65-94.
- Solow, R. M. (1987), *We'd Better Watch out*, New York Times Book Review, 36.
- Song, Z., K. Storesletten and F. Zilibotti (2011), "Growing Like China", *American Economic Review*, 101(1), 196-233.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Woods, J.G. (2007), "Regional Economic Growth and Income Distribution in California", *Journal of Business and Public Affairs*, 1, No. 1: 1-30.

- Woods, J.G. (2017), "The Effect of Technological Change on the Task Structure of Jobs and the Capital-labor Trade-off in US Production", *Journal of the Knowledge Economy*, 8(2), 739-757.
- Yorukoglu, M. (1998), "The Information Technology Productivity Paradox", *Review of Economic Dynamics*, 1(2), 551-592.