

رابطه فناوری اطلاعات و ارتباطات، بخش‌های صادراتی و غیرصادراتی و رشد اقتصادی در ایران: تعمیم مدل فدر

صارب معتقد^{*}، همایون رنجبر^{**}، سعید دائی کریم زاده⁺

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۰۶ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۲۹

چکیده

صنعت فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاؤ) به صورت مستقیم نقشی مهم در تولید ناخالص داخلی و افزایش نرخ رشد اقتصادی دارد و به طور غیرمستقیم باعث افزایش کارآیی و بهره‌وری تولیدات بخش‌های صادراتی و غیرصادراتی و افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌شود. در این پژوهش با گسترش مدل فدر (۱۹۸۲)، مدلی جهت بررسی ارتباط فاو، صادرات و بخش غیرصادراتی و رشد اقتصادی ارایه شده است. مدل اقتصادسنجی به روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ در ایران برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که فاو و صادرات اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در ایران داشته‌اند و نیز اثرات خارجی مثبت و معناداری بر صادرات و بخش غیرصادراتی و هم‌چنین صادرات اثرات خارجی مثبت و معناداری بر بخش غیرصادراتی داشته است.

طبقه‌بندی JEL: L86, F21, O53

واژگان کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاؤ)، صادرات، بخش غیرصادراتی، رشد اقتصادی.

^{*}دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان، گروه اقتصاد، اصفهان، ایران، پست الکترونیکی: smotaghed@yahoo.com

^{**}استادیار گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: homayonr@gmail.com

⁺استادیار گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، پست الکترونیکی: saeedkarimzade@yahoo.com

۱. مقدمه

فاؤ، به مجموعه امکانات سخت‌افزاری، نرم‌افزاری، شبکه‌ای و ارتباطی به منظور دست‌یابی مطلوب به اطلاعات، گفته می‌شود. امروزه فناوری اطلاعات و ارتباطات با دقت و سرعت بالای خود باعث پویایی و انعطاف‌پذیری در امور مختلف زندگی شده است (هژبرکیانی و نعمتی، ۱۳۹۲). نقش این فناوری در رشد و توسعه اقتصادی همه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه بر کسی پوشیده نیست، ولی آنچه که کشورها را از هم متمایز می‌سازد، نوع استراتژی است که درباره فاؤ اتخاذ می‌کنند. برخی از کشورهای در حال توسعه به نقش این فناوری در گسترش صادرات تمرکز دارند. گرچه این سیاست می‌تواند ارزآوری این کشورها را افزایش دهد، ولی بسیاری از محققان اعتقاد دارند که نقش صادرات‌گرایی فاؤ کشورهای در حال توسعه آنقدر مطلوب نیست و نمی‌تواند باعث انتقال اقتصاد آنها از مرحله معیشتی به تجارتی شود. زیرا در این سیاست، پایه فعالیت‌های اقتصادی کشور گسترش پیدا نمی‌کند و تنها باعث گسترش یک بخش خاص (بخش خارجی) می‌شود. اما اگر از فاؤ در این کشورها در اقتصاد داخلی استفاده شود، اثرگذاری آن بر کل اقتصاد بیشتر از حالت قبل بوده و می‌تواند به عنوان موتور رشد و توسعه اقتصادی، شتاب رشد تولید ناخالص داخلی کشور را افزایش دهد (جرگنسون و استیرو^۱: ۱۹۹۵؛ ۶). اما برخی دیگر اعتقاد دارند اگرچه فاؤ از آن کشورهای توسعه یافته است اما در کشورهای در حال توسعه نیز قابل تحصیل است و نقش اساسی آن در رقابت‌پذیری داخلی و بین‌المللی و نهایتاً رشد اقتصادی در آنها غیرقابل انکار است (پوجولا^۲: ۲۰۰۲؛ ۵۶). در سال‌های اخیر تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کشورهای صنعتی و بخصوص بر کشورهای تازه صنعتی شده مانند کره جنوبی و سنگاپور کاملاً روشن شده است. ولی کشورهای در حال توسعه دیگر سرمایه‌گذاری قابل توجهی در این فناوری انجام نداده‌اند، از این رو، از فواید آن بی‌بهره مانده‌اند. در چند سال گذشته، در حالی که فاؤ در ایران کانون توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران بوده اما هنوز این پرسش مطرح است که فاؤ در ایران به چه صورت با صادرات، بخش غیرصادراتی و رشد اقتصادی مرتبط است؟ با توجه به اهمیت موضوع در این پژوهش با گسترش مدل فدر^۳ (۱۹۸۲) مدلی جدید ارایه شده و رابطه فاؤ،

¹ Jorgenson & Stiroh

² Pohjola

³ Feder

الصادرات و بخش غیرصادراتی و رشد اقتصادی در ایران برای سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ بررسی شده است. در این راستا، سازمان‌دهی مقاله به این صورت است که پس از بیان مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش ارایه شده است. سپس در بخش چهارم برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان شده است.

۲. ادبیات موضوع

۱-۲. مبانی نظری پژوهش

در این بخش به دلیل اهمیت موضوع در سه قسمت مبانی نظری مرور شده است:

۱-۱-۲. مبانی نظری رابطه فناوری و رشد اقتصادی

اقتصاددانان کلاسیک از آدام اسمیت و تا حداقل مارشال، رشد اقتصادی را به این مفهوم که به عوامل اقتصادی به خصوص پسانداز، کارایی و استهلاک مستگی دارد، درونزا در نظر می‌گرفتند (قدی و همکاران، ۱۳۹۲). جرقه‌های ورود فناوری در مدل رشد توسط سولو^۱ (۱۹۵۶) زده شد. وی با استفاده از یک تابع تولید به تحلیل عوامل موثر بر رشد پرداخت و عامل فناوری را به عنوان یک عامل بروونزا در کتاب سرمایه و نیروی کار قرار داد. بعد از سولو، رومر^۲ (۱۹۸۶) بیان نمود که فعالیت‌های تحقیق و توسعه به تولید دانش و نوآوری منجر خواهد شد که طبعاً رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. لوکاس^۳ (۱۹۸۸) الگوی رشد درونزا خود را از طریق معرفی سرمایه انسانی در الگوی رشد نئوکلاسیک تبیین نمود. در دهه ۱۹۹۰ بارو^۴ به کمی‌سازی و آزمون نظریه رشد بر پایه فناوری پرداخت. گروسمن و هلپمن^۵ (۱۹۹۰) نیز در تایید نظریات رومر، رشد درونزا با ملاحظه فناوری جدید را عامل رشد معرفی نمودند. هال^۶ (۱۹۹۶) اشاره کرد که تحقیق و توسعه اغلب منجر به پیشرفت و بهبود تولید می‌شود. پوجولا (۲۰۰۲) خاطر نشان ساخت که اولاً فناوری بخشی از ارزش‌افزوده اقتصاد است، ثانياً، به کارگیری فناوری به عنوان نهاده در تابع

¹ Solow

² Romer

³ Lucas

⁴ Barro

⁵ Grossman & Helpman

⁶ Hall

تولید، سبب رشد و تغییر فناوری در سایر بخش‌های اقتصاد می‌گردد. اربیکام^۱ (۲۰۰۵) بیان کرد که فاوا ماهیت دوگانه‌ای دارد؛ یعنی هم دارایی تولیدی و هم کالای مصرفی محسوب می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری رابطه فاوا و صادرات

ورود فناوری به عرصه صادرات از مباحث نوین تجارت بین‌الملل بوده و نظریات متعددی در این زمینه ارایه شده است. ساچس و آرتور^۲ (۱۹۹۳) مهم‌ترین عامل در افزایش قدرت رقابتی و تسهیل در دست‌یابی به سهم بازارهای بین‌المللی را فاوا دانستند. هلپمن^۳ (۱۹۹۵) حجم تحقیق و توسعه شرکای تجاری بین‌الملل را مطرح نمود. کایرنکراس^۴ (۱۹۹۷) ادعا نمود که رقابت در عرضه اطلاعات و ارتباطات است که منافع تجارت در بازارهای جهانی را به نفع یکی و به ضرر دیگری رقم می‌زند. پورتر^۵ (۲۰۰۰) شاخصی را تحت عنوان شاخص رقابت‌پذیری جهانی ارایه نمود که در این شاخص، مهم‌ترین عامل را برای تسهیل تجارت بین‌الملل، فناوری اطلاعات پیشنهاد داد. کلارک^۶ (۲۰۰۳) حاصل مطالعات خود را در قالب مدلی هشتگانه برای ایجاد رقابت‌پذیری معرفی نمود که برخی از مؤلفه‌های هشتگانه آن شامل فناوری، سیاست دولت، فضای اقتصاد کلان، فضای اجتماعی و سیاسی بودند. ماتو و نیاگو^۷ (۲۰۰۵) به کمی‌سازی اثرات هزینه فناوری بر توسعه تجارت و هم‌چنین طبقه‌های مختلف صادرات پرداختند.

۲-۲. مبانی نظری رابطه صادرات و رشد اقتصادی

از دهه‌ی ۱۹۷۰ و با تشکیل سازمان تجارت جهانی توجه خاصی از طرف اقتصاددانان بر صادرات معطوف گردید. تا آن زمان مطالعات اندکی بر اثرگذاری صادرات روی رشد اقتصادی انجام شده بود که از مهم‌ترین آنها پژوهش چنری و استروت^۸ (۱۹۶۶) را می‌توان نام برد. به عقیده آنها تامین مالی برای توسعه بخش‌های اقتصاد و نهایتاً رشد اقتصادی در گرو افزایش صادرات است. تیلور^۹ (۱۹۸۱) با معرفی یک مدل رشد، نقش رشد نیروی کار، سرمایه‌گذاری و صادرات را در رشد

¹ Erbikam

² Sachs & Arthur

³ Helpman

⁴ Cairncross

⁵ Porter

⁶ Clarke

⁷ Mattoo & Neagu

⁸ Chenery & Strout

⁹ Tyler

اقتصادی مورد بررسی قرار داد و رابطه مثبت بین صادرات و رشد اقتصادی را به اثبات رساند. فدر (۱۹۸۲) با توجه به مدل رشد تیلور و بسط مدل وی، اثرات خارجی مثبت بخش صادراتی بر بخش غیرصادراتی و اثر مثبت صادرات بر رشد اقتصادی را مطرح نمود. رام^۱ (۱۹۸۷) بیان کرد که اثر صادرات بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه که درآمد متوسط و بالاتری دارند بیشتر از اثر صادرات بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر می‌باشد. هلینر^۲ (۱۹۸۶) ادعا نمود که سیاست‌های دولتی در بخش صادرات است که می‌توانند زمینه‌سازی مورد نیاز برای اثربخشی مثبت صادرات بر رشد اقتصادی کشورها را تضمین نمایند. اسمیت و برگ^۳ (۱۹۹۴) در مطالعات خود بهره‌وری را مهم‌ترین عامل در اثربخشی صادرات بر رشد اقتصادی اعلام نمودند و با نظریه افرادی مانند هلینر مبنی بر اعمال سیاست‌های دولت مخالفت کردند.

۲-۲. مطالعات تجربی

در این بخش مطالعات تجربی انجام گرفته در حوزه فاوا در دو قسمت ارایه شده است.

۱-۲-۲. مطالعات تجربی در زمینه رابطه فاوا و رشد اقتصادی

ساهو^۴ (۲۰۱۲) به بررسی نقش فاوا در رشد اقتصادی در هندوستان طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ با به کارگیری تکنیک هم‌جمعی پرداخته است. در نتیجه بیان می‌کند که فاوا اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.

فرهادی و فولادی^۵ (۲۰۱۱) اثرات فاوا را بر رشد اقتصادی در ۱۵۹ کشور برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا بررسی نمودند. آنها نتیجه گرفتند که فاوا در کشورهای با درآمد بالا در مقایسه با سایر گروه‌ها، اثرات مثبت و معنادار قوی‌تری داشته است. محمودزاده (۱۳۸۸) در مطالعه خود به بررسی اثر فاوا بر رشد بهره‌وری نیروی کار در ایران برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ با روش OLS پرداخته است. در نتیجه بیان نموده است که بهره‌وری کل، سرمایه غیرفاوا، فاوا و نیز سرمایه انسانی، تأثیر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران داشته است.

¹ Ram

² Helleiner

³ Schmidt & Berg

⁴ Sahoo

⁵ Farhadi & Fooladi

کمیجانی و محمودزاده (۱۳۸۵) به تحقیق در مورد اثرات فاوا بر عملکرد اقتصادی ایران با استفاده از روش تصحیح خطای برداری برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ پرداختند. آنها بیان کردند که کشش تولیدی فناوری اطلاعات و ارتباطات 0.07% ، و سهم آن از رشد اقتصادی ایران حدود ۷ درصد بوده است.

۲-۲-۲. مطالعات تجربی در زمینه رابطه فاوا و صادرات

لیو و نات^۱ (۲۰۱۲) به بررسی اثر فاوا بر تجارت در ۴۰ اقتصاد نوظهور با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که اینترنت اثر مثبت و معنادار بر سهم صادرات داشته، در حالی که سایر بخش‌های فاوا در سهم واردات اثر مثبت و معناداری داشته‌اند.

رانا^۲ (۲۰۱۲) به بررسی اثر فاوا بر تسهیل تجارت در هند در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ پرداخته است. نویسنده در پژوهش خود با به کارگیری تکنیک هم‌جمعی یوهانسن نتیجه می‌گیرد که فاوا اثر مثبت و معناداری بر تسهیل تجاری در هندوستان در سال‌های مورد بررسی داشته است. چوی^۳ (۲۰۱۰) در مطالعه خود به بررسی اثر اینترنت بر تجارت خدمات در فاصله زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶، برای ۱۵۱ کشور منتخب پرداخته است. وی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری نشان داد که اینترنت بر تجارت خدمات نقش مثبت و معناداری داشته است.

حسن‌زاده و الهی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی نقش بانکداری الکترونیک در تسهیل صادرات در ایران برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ با استفاده از تحلیل آماری پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد بانکداری الکترونیک، زمینه تجارت کارآمد را فراهم نموده است.

طیبی (۱۳۸۶) در بررسی نقش اینترنت در توسعه صادرات به روش داده‌های تابلویی برای کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۲ نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در استفاده کنندگان از اینترنت باعث افزایش 0.044% در حجم صادرات شده است.

¹ Liu & Nath

² Rana

³ Choi

با توجه به ادبیات موضوع، تدوین مدل رشد اقتصادی جهت بررسی ارتباط فاوا، صادرات، بخش غیرصادراتی و رشد اقتصادی حلقه مفقودهای است که دست‌یابی به آن می‌تواند چشم‌اندازهای جدیدی را پیش‌روی سیاست‌گذاران اقتصادی ایجاد نماید.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۱-۳. داده‌های پژوهش

برای برآورد مدل تحقیق داده‌های سری زمانی به روش کتابخانه‌ای، گردآوری شده است. آمارهای جهانی فاوا مطابق تعريف اتحادیه فناوری اطلاعات و ارتباطات (WITSA)^۱ شامل بخش‌های سخت‌افزار، نرم‌افزار، خدمات و ارتباطات می‌باشد. اما در ایران فقط آمار و اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه بخش ارتباطات موجود است. در این پژوهش موجودی سرمایه ارتباطات به عنوان شاخص فاوا به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بر حسب میلیارد ریال مستخرج از سامانه اطلاع رسانی بانک مرکزی ایران مورد استفاده قرار گرفته است. آمار و داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بر حسب میلیارد ریال، سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بر حسب میلیارد ریال و صادرات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بر حسب میلیارد ریال از سامانه اطلاع رسانی بانک مرکزی ایران و بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی در اقتصاد ایران به دست آمده است. داده‌های سری زمانی مربوط به نیروی کار از سامانه اطلاع رسانی مرکز آمار ایران و بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی در اقتصاد ایران استخرجا شده است.

۲-۲. تصویر مدل

مدل رشد گسترش‌یافته فدر، استخرجا شده در این پژوهش، به صورت زیر تصویر شده است:
(برای اطلاع از چگونگی استخرجا مدل به ضمیمه مراجعه شود)

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{I}{Y} + \beta \frac{\dot{L}}{L} + \varphi \frac{\dot{X}}{X} \frac{X}{Y} + \varepsilon \left[\frac{\dot{X}}{X} - \left(\frac{X + ICT}{Y} \right) \frac{\dot{X}}{X} \right] + \psi \frac{\dot{ICT}}{ICT} \frac{ICT}{Y} + \lambda \left[\frac{\dot{ICT}}{ICT} - \left(\frac{X + ICT}{Y} \right) \frac{\dot{ICT}}{ICT} \right] \quad (1)$$

¹ World Information Technology Services Alliance

در معادله (۱)، متغیر Y^*/Y رشد تولید ناخالص داخلی و به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. متغیر I/Y سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی بوده و ضریب α نشان دهنده بهره‌وری سرمایه است. متغیر L^*/L رشد نیروی کار را نشان داده و ضریب آن (β) بیانگر بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. سومین متغیر مستقل مدل، حاصل ضرب رشد صادرات (X^*/X) در سهم صادرات از تولید ناخالص داخلی (X/Y) است که ضریب آن (φ) اثر کنش متقابل رشد صادرات و سهم صادرات در تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. چهارمین متغیر مدل حاصل تفریق اثر کنش متقابل رشد صادرات و مجموع سهم صادرات و فاوا در تولید ناخالص داخلی $(X+ICT)/Y$) از متغیر رشد صادرات می‌باشد که ضریب آن یعنی γ اثرات خارجی صادرات بر بخش غیرصادراتی را نشان می‌دهد. پنجمین متغیر مدل پژوهش، حاصل ضرب رشد فاوا (ICT^*/ICT) در سهم فاوا از تولید ناخالص داخلی (ICT/Y) است که ضریب آن یعنی η اثر کنش متقابل رشد فاوا و سهم فناوری در تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. آخرین متغیر حاصل تفریق اثر کنش متقابل رشد فاوا و جمع سهم صادرات و فاوا در تولید داخلی از متغیر رشد فاوا است که ضریب آن یعنی λ اثرات خارجی فاوا بر صادرات و بخش غیرصادراتی را نشان می‌دهد. مدل فوق به روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد گردیده است. فرم کلی این الگو به صورت زیر است:

$$\phi(L, P)y_t = \sum_{i=1}^k = (L, q)X_i + s_1 w_t + u_t \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (2)$$

عملگر وقه را با L و P برداری از متغیرهای غیرتصادفی است. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده (θ_i) براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{\phi}_1(1, p)} = \frac{\hat{b}_{io} + \hat{b}_i + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 \dots - \hat{\phi}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (3)$$

برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست به روش ارایه شده توسط پسران و همکاران^۱ (۱۹۹۶) عمل شده است. در این روش، رابطه زیر برآورد می‌گردد:

$$\Delta y_t = a + b\Delta x_i + cu_{t-1} + e_t \quad (4)$$

^۱ Pesaran et al.

ضریب تصحیح خطایعنی برآورد ضریب C ، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، که انتظار می‌رود چنین باشد، نشانگر سرعت تصحیح خطای و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود.

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

در این پژوهش جهت گریز از پدیده رگرسیون ساختگی از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعییم یافته استفاده شده است. مطابق جدول (۱) فرض صفر مبنی بر غیرمانا بودن متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در تمامی متغیرهای مدل رد نمی‌شود و تمامی متغیرهای مدل (۱) می‌باشند.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعییم یافته^۱

| نتیجه | با عرض از مبدا و بدون روند | | | متغیر |
|--------|----------------------------|------------|-------------|---|
| | مقدار آماره | وققه بھیته | مقدار آماره | |
| نامانا | -۲/۳۶ | ۰ | -۱/۹۸ | • \dot{Y}/Y |
| نامانا | -۲/۳۷ | ۱ | -۲/۵۶ | • I/Y |
| نامانا | -۲/۱۳ | ۰ | -۲/۱۶ | • \dot{L}/L |
| نامانا | ۲/۳۰ | ۰ | ۱/۴۵ | ۱ $(\dot{X}/X)(X/Y)$ |
| نامانا | ۳/۰۹ | ۰ | ۲/۷۲ | • $(ICT/ICT)(ICT/Y)$ |
| نامانا | -۲/۸۶ | ۱ | -۱/۲۰ | • $(\dot{X}/X) - ((X + ICT)/Y)(\dot{X}/X)$ |
| نامانا | ۳/۳۹ | ۰ | ۲/۲۲ | • $(I\dot{C}T/ICT) - ((X + ICT)/Y)(I\dot{C}T/ICT)$ |
| مانا | -۴/۳۵ | ۰ | -۵/۹۸ | • $D(\dot{Y}/Y)$ |
| مانا | -۶/۹۱ | ۰ | -۷/۱۹ | ۱ $D(I/Y)$ |
| مانا | -۳/۸۲ | ۱ | -۳/۱۳ | • $D(\dot{L}/L)$ |
| مانا | -۴/۰۱ | ۱ | -۳/۹۶ | • $D[(\dot{X}/X)(X/Y)]$ |
| مانا | -۵/۰۴ | ۰ | -۴/۸۷ | • $D[(I\dot{C}T/ICT)(ICT/Y)]$ |
| مانا | -۵/۱۳ | ۰ | -۵/۲۱ | • $D[(\dot{X}/X) - ((X + ICT)/Y)(\dot{X}/X)]$ |
| مانا | -۵/۶۷ | ۱ | -۴/۲۱ | • $D[(I\dot{C}T/ICT) - ((X + ICT)/Y)(I\dot{C}T/ICT)]$ |

منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد با عرض از مبدا و روند ۲/۹۵ و در حالت با عرض از مبدا و روند ۳/۵۹ می‌باشد.

برای برآورد الگوی پویای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) باید رابطه را با روش حداقل مربعات معمولی برای همه ترکیبات ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. با توجه به تعداد مشاهدات و براساس یکی از چهار ضابطه آکائیک، شوارتز-بیزین، حنان-کوئین یا R^2 حداکثر وقفه‌های مدل (در نظر گرفته شده و نرم افزار Microfit 4 مدل (۰۰ و ۳) ARDL مطابق معیار شوارتز-بیزین برای وقفه ۳ به عنوان بهترین مدل برآورد شده انتخاب کرده است که نتایج برآورد در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت روش ARDL

| آماره t | انحراف معیار | ضرایب | متغیرها |
|--------------------|--------------|-------|--|
| ۳/۸۹ | ۰/۰۸ | ۰/۳۱ | $\dot{Y}/Y(-1)$ |
| -۱/۲۳ | ۰/۱۲ | -۰/۱۵ | $\dot{Y}/Y(-2)$ |
| ۲/۵۴ | ۰/۱۶ | ۰/۴۰ | $\dot{Y}/Y(-3)$ |
| ۵/۵۷۳ | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۱۳ | I/Y |
| ۴/۱۸۶ | ۰/۰۷۳ | ۰/۳۰۵ | \dot{L}/L |
| ۰/۹۴۵ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۲۸ | $(\dot{X}/X)(X/Y)$ |
| ۲/۱۲۱ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۵۳ | $(ICT/ICT)(ICT/Y)$ |
| ۳/۳۵۵ | ۰/۱۲۵ | ۰/۴۲۰ | $(\dot{X}/X) - ((X + ICT)/Y)(\dot{X}/X)$ |
| ۲/۷۴۱ | ۰/۰۷۹ | ۰/۱۹۱ | $(ICT/ICT) - ((X + ICT)/Y)(ICT/ICT)$ |
| $\bar{R}^2 = ۰/۹۹$ | | | DW = ۱/۸۹ |

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۳) مدل برآورد شده دارای قدرت توضیح‌دهنگی بالایی برای متغیر مستقل مدل می‌باشد. ضرایب و علایم برآورد شده مطابق با انتظارات نظری و همچنین مدل، فروض کلاسیک مربوط به جزء اخلاق (عدم وجود خودهمبستگی (۰/۵۶۷۸)، واریانس همسانی (۰/۱۶۳۵۴)، نرمالیتی (۰/۲۷۳۶۵)) را تامین می‌کند. قبل از این که ضرایب بلندمدت برآورد گردد لازم است آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل شود. جهت انجام آزمون هم‌جمعی از روش پسران و دیگران استفاده شده است. براساس جدول (۳)، آماره F

محاسبه شده از حد پایین مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد بیشتر است، بنابراین فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده است و فرضیه جایگزین مورد تایید است.^۱

جدول ۳. آماره F در روش ARDL

| I(1) | I(0) | آماره F |
|-------|-------|---------|
| ۲/۲۴۷ | ۲/۰۸۲ | ۷/۹۳۵۲ |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) رابطه بلندمدت برآورده شده را نشان می‌دهد.

جدول ۴. برآورده رابطه تعادلی بلندمدت روش ARDL

| احتمال | t آماره | ضرایب | متغیرها |
|--------------------|---------|-----------|--|
| ۰/۰۴۸ | ۲/۰۹۲ | ۰/۴۸۱ | I/Y |
| ۰/۰۰۹ | ۳/۵۶۵ | ۰/۲۷۹ | \dot{L}/L |
| ۰/۰۰۷ | ۳/۸۰۳ | ۰/۰۲۲ | $(\dot{X}/X)(X/Y)$ |
| ۰/۰۹۸ | ۱/۸۶۹ | ۰/۰۸۲ | $(\dot{ICT}/ICT)(ICT/Y)$ |
| ۰/۰۰۱ | ۵/۵۹۵ | ۰/۵۳۹ | $(\dot{X}/X) - ((X + ICT)/Y)(\dot{X}/X)$ |
| ۰/۰۰۶ | ۴/۱۰۸ | ۰/۱۷۹ | $(\dot{ICT}/ICT) - ((X + ICT)/Y)(\dot{ICT}/ICT)$ |
| $\bar{R}^2 = ۰/۹۸$ | | DW = ۲/۰۷ | |

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۴)، تمام ضرایب مدل از علامت مورد انتظار برخوردار هستند. متغیر رشد اقتصادی در ایران از متغیرهای توضیحی موجود در مدل به طور مثبت اثر خواهد پذیرفت. هم‌چنین بهره‌وری کار و سرمایه براساس الگوی برآورده در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹، اثر مثبت و معناداری به اندازه ۰/۲۷ و ۰/۴۸ بر رشد اقتصادی داشته‌اند. به این معنا که با یک درصد افزایش

^۱ با توجه به الگوی بلندمدت مقادیر آماره F در حالت بدون عرض از مبداء و روند و با وجود ۶ متغیر مستقل در جدول (۳) گزارش شده است.

در نیروی کار رشد اقتصادی حدود ۱۰ درصد و به ازاء یک درصد افزایش در بهره‌وری سرمایه، رشد اقتصادی حدود ۲۷ درصد افزایش می‌یابد. از سوی دیگر بخش صادرات اثرات خارجی مشت و معناداری به میزان ۰/۵۳ بر بخش غیرصادراتی داشته است و این در حالی اتفاق می‌افتد که اثرات خارجی بخش فاوا بر صادرات و بخش غیرصادراتی ۰/۱۷، مشت و معنادار اعلام شده است. همچنین کنش متقابل بین رشد صادرات و سهم صادرات در تولید بر رشد اقتصادی اثر مشت و معنادار برابر ۰/۰۲۲، اما کنش متقابل بین رشد فاوا و سهم فناوری در تولید برابر ۰/۰۸۲ و بی اثر بر رشد اقتصادی گزارش شده است. مقدار R^2 تعديل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل در مجموع ۹۸ درصد تغییرات متغیر وابسته یعنی نرخ رشد اقتصادی را توضیح می‌دهند.

برای تبیین روابط کوتاه‌مدت رشد اقتصادی و سایر متغیرهای مدل، از ساز و کار تصحیح خطای استفاده شده است. نتایج حاصل از این برآورد در جدول (۵) آورده شده است:

جدول ۵. نتایج ساز و کار تصحیح خطای

| آماره t | انحراف معیار | ضریب | متغیر |
|--------------------|--------------|---------|--|
| ۲/۹۵ | ۰/۰۸ | ۰/۲۵ | $\dot{Y}/Y(-1)$ |
| ۲/۸۵ | ۰/۰۷ | ۰/۲۴ | $\dot{Y}/Y(-2)$ |
| ۲/۲۱ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۳ | I/Y |
| ۳/۰۳ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۳۹ | \dot{L}/L |
| -۲/۸۵ | ۰/۰۰۳ | -۰/۰۰۸ | $(\dot{X}/X)(X/Y)$ |
| ۱/۴۳ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۱۸ | $(ICT/ICT)(ICT/Y)$ |
| -۲/۲۸ | ۰/۰۱ | -۰/۰۲۲ | $(\dot{X}/X) - ((X + ICT)/Y)(\dot{X}/X)$ |
| ۳/۳۷ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۴۴ | $(ICT/ICT) - ((X + ICT)/Y)(\dot{ICT}/ICT)$ |
| -۳/۵۱ | ۰/۱۴۸ | -۰/۵۲۰۸ | $ECM(-I)$ |
| $\bar{R}^2 = ۰/۹۸$ | | DW=۱/۹۷ | منبع: یافته‌های تحقیق |

آنچه در معادله کوتاه‌مدت حائز اهمیت است، ضریب ECM می‌باشد که سرعت تعديل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. در این پژوهش ضریب تصحیح خطای ۰/۵۲- برآورد شده است، به این معنا که در هر دوره ۵۲ درصد از عدم تعادل مدل برطرف خواهد شد.

۵. نتایج و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹، ارتباط فاوا، صادرات، بخش غیرصادراتی و رشد اقتصادی در ایران بر مبنای الگوی رشد گسترش‌یافته فدر (۱۹۸۲) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که فاوا اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در ایران داشته است. این نتیجه با نظریه سولو (۱۹۵۶) که عامل فناوری را یک عامل بروزنزا در کنار سرمایه و نیروی موثر بر رشد اقتصادی می‌دانست، مطابقت دارد. هم‌چنین گروسمن و هلپمن (۱۹۹۰) که در تایید نظریات رومر، رشد درونزا با ملاحظه فناوری جدید را عامل رشد معرفی نمودند نیز این نتیجه را تایید می‌نماید. فاوا اثرات خارجی مثبت و معناداری بر صادرات و بخش غیرصادراتی داشته است. این نتیجه با نظریه هریس (۱۹۹۵) که اثرات خارجی شبکه ارتباطات را مطرح و بیان می‌کند که صادرات متأثر از اثرات خارجی مثبت فاوا می‌باشد، هم‌خوانی دارد.

برآورد مدل نشان می‌دهد که صادرات اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. چنری و استروت (۱۹۶۶) بر این عقیده بودند که صادرات موانع نرخ مبادله و موانع پیش روی تامین مالی برای بخش‌های اقتصادی را مرتفع می‌سازد و رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. پس از آنها تیلور (۱۹۸۱) و فدر (۱۹۸۲) در مطالعاتی، اثر رشد صادرات را بر رشد اقتصادی مثبت و معناداری دانستند. بنابراین انطباق نتیجه حاصل شده در این پژوهش با مبانی نظری قابل ملاحظه می‌باشد. این نتیجه که صادرات اثرات خارجی مثبت و معناداری بر بخش غیرصادراتی داشته است مطابق با نتایج فدر است. براساس نتایج پژوهش، ضریب تصحیح خطأ برآورد شده در این پژوهش ۵۲-۰/۰ بوده و به این معناست که متغیر وابسته در هر دوره ۵۲ درصد از انحراف خود را برای نیل به تعادل بلندمدت تصحیح می‌نماید. با توجه به نتایج به دست آمده در این پژوهش پیشنهاد می‌شود دولت با اتخاذ سیاست‌های هوشمندانه در جهت تسهیل دسترسی کاربران به شبکه‌های اطلاعاتی از جمله اینترنت، سیاست‌های آزادسازی تجاری و رفع موانع تعریفهای جهت تسريع گردش اطلاعات، تقویت تجارت الکترونیک و به تبع آن گسترش صادرات، بهبود فضای کسب و کار و ایجاد فضای رقابت و بهبود زیرساخت‌ها همت گمارد.

منابع

- طبیی، کمیل (۱۳۸۶). اثر اینترنت بر توسعه بخش صادراتی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*, ۶(۵۲) (پایی ۳): ۴۷-۳۴.
- حسن زاده، علی رضا، الهی، شعبان (۱۳۸۷). بررسی نقش بانکداری الکترونیکی در تسهیل صادرات. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*, ۶(۴۷): ۲۶۵-۲۳۵.
- کمیجانی، اکبر و محمود زاده، محمود (۱۳۸۵). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی ایران رهیافت حسابداری رشد. *پژوهشنامه اقتصادی*, ۸(۴) (پایی ۲۹): ۱۰۷-۷۵.
- عابدی، حسن، اسد نژاد، مهدی و یزدانی، حمید رضا (۱۳۹۰). بررسی استفاده از فناوری اطلاعات بر عملکرد عملیاتی و عملکرد مدیریت منابع انسانی، مجله مدیریت فناوری اطلاعات, ۸(۹) (پایی ۲): ۸۸-۶۹.
- محمود زاده، محمود (۱۳۸۸). اثر زیرساخت و کاربری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*, ۱۱ و ۱۰ (پایی ۳): ۲۱-۱.
- نقدی، یزدان، کاغذیان، سهیلا، محسنی فخر، نیکی، پرهیزی گشتی، هادی (۱۳۹۲). اثرات گسترش فناوری نانوتکنولوژی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*, ۷(۱) (پایی ۲): ۹۹-۸۵.
- هژبرکیانی، کامبیز، نعمتی، صدیقه (۱۳۹۲). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال در صنایع کارخانه‌ای استان تهران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*, ۷(۱) (پایی ۲۱): ۵۰-۳۹.
- Barro, R. (1991). Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*. 106(12): 407-444.
 - Cairncross, F. (1997). The death of distance. How the communications revolution will change our lives. *Economics Letters*, 80(2): 391-397.
 - Chenery, H., & Strout, A. (1966). Foreign assistance and economic development. *American Economic Review*. 56(30): 679 – 733.
 - Choi, C. (2010). The effect of the Internet on service trade. *Economics Letters*, 109(32): 102- 104.
 - Clarke, G. (2003). Has the internet increased trade? Developed and developing country evidence. *Economic Inquiry*. 44(3): 465-484.
 - Farhadi, M., & Fooladi, M. (2011). The impact of information and communication technology use on economic growth. *International Conference on Humanities, Society and Culture*. 13 (4): 47-63.
 - Feder, G. (1982). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics*, 12(3): 59- 73.

- Grossman, G., & Helpman, E. (1990). Comparative advantage and long run growth. *American Economic Review*, 80(5): 129-148.
- Hall, S. (1996). Information technology and productivity: Where are we now and where are we going? *Federal Reserve Bank of Atlanta, Economic Review*, 38(8): 15-44.
- Helpman, E., & Krugman, P. (1985). Market structure and foreign trade, Cambridge, MA: MIT Press.
- Helleiner, G. (1986). Outward orientation, import instability and African economic growth: an empirical investigation. In *Theory and reality in development*. 43(9): 139-153.
- Jorgenson, D., & Stiroh, V. (1995). Computer and growth. *Economics of Innovation and New Technology*, 32(3): 295-316.
- Lucas, R. (1988). On the mechanisms of economic development. *J. Monet. Econ.* 22(4), 3-42.
- Liu, L., & Nath, K. (2012). Information and communications technology (ICT) and trade in emerging market economies. *Journal of Economics and International Business*, 12(8):145-164.
- Matto, D., & Neagu, J. (2005). Information technology impact on market orientation in e-Business. *Journal of Business Research*, (62), 883-890.
- Pesaran, H. Shin, Y., & Smith, R. (1996). Testing the existence of a long-run relationship. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 62(4): 134-157.
- Porter, M. (2000). Building the microeconomic foundations of prosperity: Findings from the business competitiveness index. *American Economic Review*, 91(3): 67-88.
- Pohjola, M. (2002). New economy in growth and development. United Nation University Press.
- Ram, R. (1987). Exports and economic growth: Some additional evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 33(4): 214-425.
- Rana, V. (2012). An innovative use of information & communication technology (ICT) in trade facilitation in India. *International Journal of Information Technology*, 13(2):34-57.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002–1037.
- Sahoo, D. (2012). Role of ICT in economic growth and regional inequality in India. *Economic and Political Weekly*, 43(29): 3747-3767.
- Sachs, M., & Arthur, B. (1993). Electronic customs innovation: An improvement of governmental infrastructures. *Government Information Quarterly*, 26(2):24-46.
- Schmidt, J., & Berg, H. (1994). Foreign trade and economic growth: Time series evidence from Latin America. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 84(18): 249-268.

- Solow, R. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(4): 65-94.
- Tylor, W. (1981). Growth and export expansion in developing countries: Some empirical evidence. *Journal of Development Economics*, 25(9):121-130.

Archive of SID

پیوست

پوجولا (۲۰۰۲) فاوا را در الگوی رشد اقتصادی به شکل زیر نشان داد:

$$Y = Y(Y^O, Y^{ICT}) \quad (1)$$

در معادله (۱)، Y تولید کل اقتصاد، Y^{ICT} تولید فاوا و Y^O تولید سایر بخش‌های اقتصاد می‌باشد. از طرفی، اگر با پیروی از فدر (۱۹۸۲)، فرض شود که Y^O شامل دو بخش صادراتی و غیرصادراتی باشد، می‌توان نوشت:

$$Y^O = Y(Y_N^O, Y_X^O) \quad (2)$$

با جایگذاری معادله (۲) در معادله (۱) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} Y &= Y(Y_N^O, Y_X^O, Y^{ICT}) \\ Y &= N + X + ICT \end{aligned} \quad (3)$$

که Y_N^O تولید بخش غیرصادراتی، Y_X^O تولید صادراتی، N تولید بخش غیرصادراتی و X تولید صادراتی و ICT تولید فاوا است. می‌توان برای هر یک از اجزاء معادله (۳) یکتابع تولید نوشت، به گونه‌ای که:

$$\begin{aligned} N &= F(K_N, L_N, X, ICT) \\ X &= G(K_X, L_X, ICT) \\ ICT &= H(K_{ICT}, L_{ICT}) \end{aligned} \quad (4)$$

K_N سرمایه و L_N نیروی کار صادرات، K_X سرمایه و L_X نیروی کار فاوا و L_{ICT} نیروی کار و سرمایه در بخش غیرصادراتی است. فرض می‌شود تفاوت بهره‌وری صادرات و بخش غیرصادراتی برابر δ باشد:

$$\frac{\partial G / \partial K_X}{\partial F / \partial K_N} = \frac{\partial G / \partial L_X}{\partial F / \partial L_N} = \frac{\partial G / \partial ICT}{\partial F / \partial ICT} = 1 + \delta \quad (5)$$

و اگر تفاوت بهره‌وری فاوا و بخش غیرصادراتی برابر γ باشد:

$$\frac{\partial H / \partial K_{ICT}}{\partial F / \partial K_N} = \frac{\partial H / \partial L_{ICT}}{\partial F / \partial L_N} = 1 + \gamma \quad (6)$$

با جایگزینی $i=N, X, ICT$ برای i در دیفرانسیل کامل تابع تولید کل داریم:

$$\dot{Y} = F_{K_N} I_X + F_{L_N} \dot{L}_X + F_{ICT} \dot{ICT} + F_X \dot{X} + G_{K_X} I_X + G_{L_X} \dot{L}_X + G_{ICT} \dot{ICT} + H_{K_{ICT}} I_{ICT} + H_{L_{ICT}} \dot{L}_{ICT} \quad (7)$$

با این فرض که بهره‌وری سرمایه در بخش‌های مختلف در شرایط تعادل برابرند، خواهیم داشت:

$$(1+\delta)(F_{K_N} I_X + F_{L_N} \dot{L}_X + F_{ICT} \dot{ICT}) = (G_{K_X} I_X + G_{L_X} \dot{L}_X + G_{ICT} \dot{ICT}) = \dot{ICT} \quad (8)$$

$$(1+\gamma)(F_{K_N} I_{ICT} + F_{L_N} \dot{L}_{ICT}) = (H_{K_{ICT}} I_{ICT} + H_{L_{ICT}} \dot{L}_{ICT}) = \dot{X} \quad (9)$$

با جایگذاری (8) و (9) در رابطه (8)، فرض $F_{L_N} = \beta(\frac{Y}{L})$ و $F_{K_N} = \alpha$ و تقسیم عبارت بر Y داریم:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{I}{Y} + \beta \frac{\dot{L}}{L} + F_X \frac{\dot{X}}{Y} + 2F_{ICT} \frac{\dot{ICT}}{Y} + \delta \left(\frac{1}{1+\delta} \right) \frac{\dot{X}}{Y} + \gamma \left(\frac{1}{1+\gamma} \right) \frac{\dot{ICT}}{Y} \quad (10)$$

برای استخراج اثرخارجی فاوا بر بخش‌های صادراتی و غیرصادراتی داریم:

$$F_{ICT} = \frac{\partial N}{\partial ICT} = \theta ICT^{\theta-1} \psi(K_N, L_N, X) = \theta \frac{N}{ICT} = \theta \frac{(Y - ICT - X)}{ICT} \quad (11)$$

همچنین برای استخراج اثرخارجی بخش صادراتی بر بخش غیرصادراتی می‌توان نوشت:

$$F_X = \frac{\partial N}{\partial X} = \varepsilon X^{\varepsilon-1} \psi(K_N, L_N, ICT) = \varepsilon \frac{N}{X} = \varepsilon \frac{(Y - ICT - X)}{X} \quad (12)$$

با ضرب عبارات (11) و (12) در Y/Y و با جایگذاری مقادیر بدست‌آمده برای F_{ICT} و F_X

در معادله (10) مدل رشد اقتصادی (معادله (13)) مورد استفاده در این پژوهش بدست می‌آید:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{I}{Y} + \beta \frac{\dot{L}}{L} + \varphi \frac{\dot{X}}{X} \frac{X}{Y} + \varepsilon \left[\frac{\dot{X}}{X} - \left(\frac{X + ICT}{Y} \right) \frac{\dot{X}}{X} \right] + \xi \frac{ICT}{ICT} \frac{ICT}{Y} + \lambda \left[\frac{ICT}{ICT} - \left(\frac{X + ICT}{Y} \right) \frac{ICT}{ICT} \right] \quad (13)$$