فصلنامه مدیریت صنعتی دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی
واحد سنندج - سال پنجم / شماره ۱۱ / بهار ۱۳۸۹

بررسی ارتباط ICT و رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل های رشد درونزا

عبدالناصر شجاعی
دانشجوی دکتری اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، a.shojaei@iausdj.ac.ir
تورج بیگی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، toorajbeygi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۱۳ ❋ تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۸

چکیده

در سالهای اخیر ICT یکی از مهمترین عواملی بوده که نقش بسزائی در پیشرفت سریع تکنولوژیهای مرتبط با عوامل تولید، بهبود بهره وری عوامل تولید و رشد اقتصادی داشته است. امروزه بازدهی سرمایه ICT در مقایسه با سرمایه غیر ICT در آن دسته از کشورهائی که در حوزه ICT فعال هستند، علیرغم اندک بودن سهم سرمایه ICT نسبت به سرمایه غیر ICT، به مراتب بیشتر است. در این تحقیق عوامل مؤثر بر تغییرات تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) با تأکید بر سرمایه مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، ضمن تحلیل نظری موضوع، عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار خواهند گرفت. سپس آثار بلندمدت و کوتاه مدت موضوع مورد مطالعه از طریق تحلیل های سری زمانی با استفاده از الگوی پویای خود توضیح دهنده با وقفه های توزیعی[1] و مکانیسم تصحیح خطاء[2] مورد تجزیه وتحلیل قرار خواهد گرفت. نتایج تحقیق نشان می دهد که سرمایه ICT به دلیل ناچیز بودن سهم اش در مقایسه با کل سرمایه کشور، بر رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی کشور تأثیر معناداری ندارد. برای استفاده از این سرمایه ارزشمند ضروری است که زیرساخت ها و شرایط مورد نیاز فراهم گردد. سرمایه ICT دارای منافع بسیاری است و ضروری است که سیاستگذاران اقتصادی به این موضوع توجه جدی نمایند.

واژه‌های کلیدی:
سرمایه ICT ، رشد اقتصادی، ARDL ، ECM.

[1] - Autoregressive Distributed Lags (ARDL)
[2] - Error Correction Mechanism (ECM)

۱- مقدمه

ارتباطات و فناوری اطلاعات، دانشی نوین است که توانسته است تمامی حصارها و قید و بندها را گسیخته و مرزهای جغرافیایی را در عرصه های مختلف پنج قاره عالم در نوردیده و بر کلیه ابعاد اجتماعی، اقتصادی،سیاسی، نظامی و فرهنگی اثر بگذارد. تافلر دانشمند آمریکایی اعلام کرده است که قرن بیست ویکم قرن انفجار اطلاعات است. بستر سازی این نظریه از ابتدای دهه آخر قرن بیستم شروع شد و امروز به جایی رسیده است که تا دورافتاده ترین نقاط جهان را در بر می‌گیرد و همه انسانها را از مواهب خود بهره مند می‌سازد.

پیشرفت سریع علم در عصر حاضر که روز به روز بر سرعت آن افزوده می شود مرهون ارتباطات و فناوری اطلاعات است، زیرا که دانشمندان و مخترعین قادر هستند در هر لحظه از زمان از کشفیات جدید باخبر شده و در مرزهای دانش به سهولت حرکت کنند. در تعاریف جدیدی که از دسته‌بندی کشورها اعلام می شود این موضوع مورد تاکید است که هر کشوری که دسترسی آن به اطلاعات ، سریع باشد کشوری ثروتمند است، این امر بدین مفهوم است که قدرت و ثروت کشورها دیگر بر اساس کارخانجات سنگین دودزا و آلوده کننده محیط زیست و یا جنگ‌افزارهای غرنده و تخریب گر زندگی نیست، قدرت و ثروت ملل در داشتن اطلاعات بیشتر و دسترسی سریع تر به آن است. این امر باعث شده است که زندگی افراد در کشورهای مختلف و در ابعاد متفاوت اعم از اجتماعی، اقتصادی، فرهنگی، سیاسی و ... تحت تأثیر این موج قرار بگیرد.

با وجود معنی دار بودن تأثیر انقلاب فناوری اطلاعات بر برخی از کشورهای صاحب این صنعت، تأثیر معنی دار این صنعت بر سطوح رشد و فناوری بسیاری از کشورها قابل مشاهده نیست. همچنین در بلند مدت فواید مصرفICT، از تولید آن بیشتر می باشد، در نتیجه کشورهای ناتوان از تولید این صنعت، می‌توانند به مصرف‌کنندگان حرفه‌ای ICT تبدیل شوند که به خاطر پیشرفت سریع ICT و کاهش مداوم قیمت‌های ICT ، این گزینه جایگزین بهتری برای این کشورها می‌باشد. این موضوع توجه سیاست‌گذاران کشورها را به عوامل مؤثر در جذب و اشاعه این صنعت الزامی می‌کند.در همین راستا این مطالعه در صدد بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی کشور در فاصله سال های ۸۶ - ۱۳۵۳ است.

۲- بیان مسأله

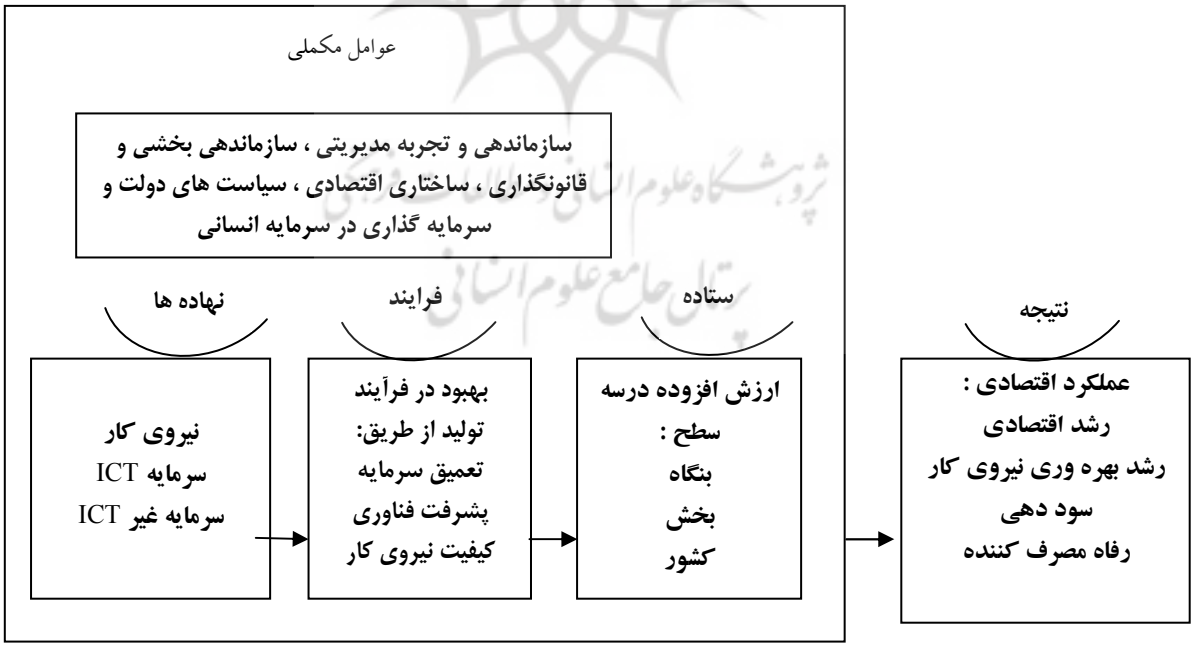
بی شک بزرگترین معضل اقتصادی کشور کمبود عرضه کالا و خدمات است .کشور ایران به علت برخورداری از استعدادهای فراوان به صورت بالقوه از عوامل تولید فراوانی برخوردار است اما به دلیل عدم کارایی در استفاده از به‌کارگیری این عوامل ، تولید بالفعل در داخل کشور در سطح بسیار ناچیزی نسبت به تولید بالقوه قرار دارد . کارشناسان اقتصادی علت اصلی کمی تولید و ناچیز بودن رشد اقتصادی را عدم استفاده بهینه ازعوامل تولید می دانند. در سالهای اخیر یکی از عواملی که در فرآیند بهبود پیشرفت تکنولوژی عوامل تولید تأکید زیادی بر آن شده است بحث ICT و تبعات مثبت آن بر بهره وری عوامل تولید و رشد اقتصادی می‌باشد. در مدل های رشد درونزا ICT به عنوان یک نهاده در کنار سایر نهاده ها باعث بهبود فرآیند تولید از طریق تعمیق سرمایه و افزایش بهره وری نیروی کار شده و رشد اقتصادی و افزایش رفاه اجتماعی را به دنبال دارد. بر همین اساس باید اقدامات اساسی در راستای توسعه و بهبود بهره وری عوامل تولید صورت گیرد و با توجه به اینکه در سطح جهانی یکی از عوامل اصلی توسعه بهره وری عوامل تولید در سطح جهانی استفاده از موهبات ICT است در این مطالعه سعی می شود ارتباط بین ICT و رشد اقتصادی در ایران بررسی گردد.

اینکه چگونه فناوری اطلاعات و ارتباطات در عرضه اقتصاد به رشد اقتصادی و بهره وری کمک می کند در نمودار زیر نشان داده شده است. همان‌گونه که در این نمودار مشخص است در کنار عوامل مکمل که شامل سازماندهی و تجربه مدیریتی ، سازماندهی بخشی و قانون‌گذاری، ساختار اقتصادی ، سیاست های دولت و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی هستند، فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌عنوان نهاده

در طرف عرضه اقتصاد در کنار سایر نهاده ها به صورت سرمایه وارد می شود و باعث بهبود فرآیند تولید از طریق تعمیق سرمایه ، پیشرفت فناوری و کیفیت نیروی کار می گردد . ستانده آن افزایش ارزش افزوده در سه سطح بنگاه ، بخش و کشور می باشد و در نهایت رشد اقتصادی، رشد بهره وری نیروی کار ، سود دهی و رفاه مصرف کننده را به ارمغان می آورد.

در سال‌های اخیر ، تعدادی از اقتصاد دانان با ارائه الگوهای رشد درون زا ، سعی درتوضیح دانش و فناوری های جدید ، به‌عنوان عامل رشد به صورت درون زا بر آمدند . در این خصوص تفکیک سرمایه انسانی از فناوری به صورت دانش کد گذاری شده یکی از مسائل مهمی است که باعث شده فناوری اطلاعات و ارتباطات را به همان صورت R&D در الگوهای رشد درون زا معرفی نمایند که در آن ها رشد بلند مدت تابعی از رشد فناوری اطلاعات می باشد . برخی دیگر تمایزی بین سرمایه انسانی و فناوری قائل شدند که در آن ها رشد بلند مدت تولید سرانه را متأثر می سازد . خلاصه‌ای از این مطالعات به شرح زیر است : در خصوص الگوهای رشد درون زا همان‌طور که ذکر شد ، در اوایل دهه ۱۹۸۰ در دانشگاه شیکاگو ، پل رومر[3] و رابرت لوکاس[4] علاقه اقتصاد دانان کلان نگر را به رشد اقتصادی با تأکید بر اقتصاد اندیشه ها و سرمایه انسانی بعد از مطالعات سولو و تمرکز بر انباشت سرمایه فیزیکی شعله‌ور کردند . با استفاده از پیشرفت ها ی جدید در نظریه رقابت ناقص، رومر اقتصاد فناوری را به اقتصاد دانان کلان نگر معرفی نمود . پس از این پیشرفت ها ی نظری ، مطالعات تجربی توسط تعدادی از اقتصاد دانان ، نظیر رابرت برو[5] از دانشگاه هاروارد، برای کمی کردن و آزمون و نظریه های رشد شروع شد . به طوری که در دهه ۱۹۹۰ هم کارهای نظری و هم کارهای تجربی به صورت وسیع تری ادامه یافت. در الگوی سولو فناوری به صورت برون زا فرض شده و همانند هدیه‌ای از بهشت تلقی می شد که به‌طور خودکار و بدون توجه به عوامل دیگر راه خود را ادامه می دهد .

نحوه عملکرد فناوری اطلاعات و ارتباطات
در طرف عرضه اقتصادی



ماخذ : یورگنسون،۲۰۰۰

[3]- Romer
[4] -Lucas
[5] –Barro

اما در اواسط دهه ۱۹۸۰ پل رومر ارتباط میان رشد اقتصادی و اقتصاد اندیشه ها را تنظیم کرد و الگوهای رشد درون زا به طور جدی در سطح اقتصاد مطرح شدند. الگوهای رشد درون زا، درصدد تبیین فناوری به عنوان یک عامل درون زای موثر در تولید و رشد اقتصادی برآمدند. این الگوها اثر فناوری را از راه ها و عوامل متفاوت مانند سرمایه انسانی ، بهبود کیفیت تولید و گسترش تولیدات متنوع در مدل معرفی کردند . لوکاس الگوی رشد درون زای خود را از طریق معرفی سرمایه انسانی در مدل نئوکلاسیک ارائه کرد . آقیون و هیوت[6] در الگوی خود بر بهبود کیفیت تولید به عنوان نشانی از فناوری جدید که بر اثر آن تولید کنندگان با فناوری قدیم از صحنه خارج می‌شوند را با بهره گیری از دیدگاه شومپیتر تأکید کردند . البته گروسمن و هلپمن[7] نیز با همین عقیده الگوی رشد درون زا را قبلاً ارائه کرده بودند . رومر ،گروسمن و هلپمن الگوهای رشد درون زا را با ملاحظه فناوری جدید مطرح کردند که به رغم آنها فعالیتهای تحقیق و توسعه به تولید دانش و نوآوری منجر می گردد که می تواند زمینه ساز رشد باشد (جهانگرد،۱۳۸۳).

۳- پیشینه تحقیق

ست و دیگران[8] در سال ۲۰۰۰ اثر گسترش ICT بر اقتصاد فرانسه را با استفاده از داده های حسابهای ملی طی دوره ۹۹- ۱۹۷۱ بررسی می کنند. بر اساس رشد تولید ناخالص داخلی اندکی افزایش یافته و به۰/۳ در صد در سال رسیده است (ست و دیگران،۲۰۰۰).

پاجولا[9] (۲۰۰۰)، با استفاده از مدلهای کاربردی رشد برای ۴۲ کشور طی دوره ۸۹-۱۹۸۵ نشان می دهد که رابطه معنی داری بین سرمایه گذاری در ICT و رشد اقتصادی وجود ندارد. وی سه دلیل برای این تناقض مطرح می کند که اولا کشور های جهان به مقدار زیاد در ICT سرمایه‌گذاری نکرده‌اند و حتی اگر سرمایه گذاری زیادی در ICT انجام داده باشند، در زیر ساختهای مکمل به اندازه کافی سرمایه گذاری نکرده اند و رویکرد نئوکلاسیکی همه جوانب انقلاب ICT یا اقتصاد نوین را نشان نمی دهد (پاجولا، ۲۰۰۰).

یورگنسون[10] (۲۰۰۰) به بررسی نقش سرمایه ICT در رشد اقتصادی مبادرت می ورزد. بر اساس نتایج ناشی از برآورد در کشور آمریکا در دهه ۹۰ سهم ICT در رشد اقتصادی سالیانه ۴/۰۸ در صدی امریکا ۲۸ درصد و سهم ICT در رشد بهره وری در همین زمان حدود ۲۴ درصد از کل ۲/۱۱ درصدی رشد بهره وری است (یورگنسون،۲۰۰۱).

گیل کریست[11] و دیگران (۲۰۰۱) نقش کامپیوتر و IT را بر بهره وری ۱۰۰۰ بنگاه تولیدی موفق در سراسر جهان طی ۹۳-۱۹۸۶ با استفاده از داده های تلفیقی و تکنیک GMM[12] بررسی می کند. یافته اصلی این مطالعه این است که افزایش سرمایه گذاری در فن آوری اطلاعات، بویژه سرمایه گذاری در کامپیوتر افزایش بیشتری در بهره‌وری نیروی کار به همراه خواهد داشت. برآوردها نشان می دهد که رشد استفاده از کامپیوتر در بخش تولید کالاهای بادوام، بهره وری نیروی کار را معادل ۸/ ۰درصد در سال افزایش داده است (گیل کریست و دیگران،۲۰۰۱).

اولتون[13] (۲۰۰۱) با استفاده از رویکرد حسابداری رشد، نقش ICT را در رشد تولید کل و رشد کل نهادها، برای انگلستان طی۹۸-۱۹۸۹ بررسی می کند. سهم ICT هم در تولید کل و هم در کل نهادها افزایش یافته است. این مطالعه سرمایه را به دو قسمت ICT وغیر ICT تقسیم می کند و ICT نیز از چهار قسمت تشکیل شده است:کامپیوتر، نرم افزار، مخابرات و نیمه رسانه ها. این مقاله نشان می دهد که از سال ۱۹۹۴به بعد، رشدتولید ناخالص داخلی به‌طور معنی داری کمتر از واقع نشان داده شده با اتکا به تخمینهای جدید در این مطالعه، از سال ۱۹۹۴ تا ۱۹۹۸، ۰/۳۳درصد به رشد سالانه تولید اضافه می‌شود. بیست درصد از رشد سالانه تولید ناخالص داخلی طی ۹۸-۱۹۸۹ به رشد تولید ICT نسبت داده می شود. در طرف نهاده ها، از سال ۱۹۷۹، حدود نیمی از رشد

[6] - Aghion & Hiowt(1992)
[7] -Grossman & Helpman (1991)
[8] - Cette ,Mairesse and Kocoglu
[9] - Pohjola
[10] - Jorgenson
[11] - Gilchrist, Gurbaxani and Town
[12] - Genaral Method of Moment
[13] - Oulton

خدمات سرمایه ای به خاطر رشد سرمایه ICT بوده است (اولتون،۲۰۰۱).

همپل[14] (۲۰۰۲) با استفاده از داده های جمع آوری شده از بنگاههای مشغول در بخش خدمات آلمان، طی دوره ۹۹-۱۹۹۴، نشان می دهد که اثرات ICT بر رشد بخش خدمات آلمان معنی دار است. به‌علاوه نوآوریهای انجام شده در گذشته یک عنصر مکمل بسیار مهم است که سبب می شود سرمایه گذاری در ICT مفیدتر و پرثمرتر باشد. دراین مطالعه با استفاده از داده های تلفیقی و تکنیک GMM برای برآورد تابع تولید کاب داگلاس برای بخش خدمات، کشش تولید نسبت به سرمایهICT، ۷/۵ درصد محاسبه می شود که نشان‌دهنده اثر تأثیر گذار ICT بر بخش خدمات است (همپل،۲۰۰۲).

هکر و مورسنیک[15] (۲۰۰۲) با استفاده از رویکرد حسابداری رشد برای ۲۰ کشور صنعتی طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۵، اثر انقلابIT بر رشد تولید ناخالص داخلی را بررسی می کنند. برای این منظور، رابطه بین رشد بهره وری کل عوامل تولید و تولیدIT و مخارج انجام شده برITرا با استفاده از داده های تلفیقی می سنجند. نتایج نشان می دهد که هم تولیدIT و هم مخارجIT ، تأثیر زیادی بر افزایش رشد بهره وری کل عوامل تولیدداشته اند. البته اثر تولید IT کوچکتر است. در ضمن شواهد نشان می دهدکه اثر مخارج IT بر رشد بهره وری کل عوامل تولید در طول زمان افزایش می یابد که شاید شاهدی برای وجود سرریز ها باشد که به تدریج اتفاق می افتند (هکر و مورسنیک،۲۰۰۲).

لی وختری[16] (۲۰۰۳) با استفاده از رویکرد حسابداری رشد نقش بخش ICT را بر رشد کشورهای آسیایی طی دهه ۱۹۹۰ بررسی می کنند. مطالعات آنها نشان می دهد که نقشICT بر رشد کشورهای آسیایی در طی دهه ۱۹۹۰ عمدتاً از بابت تعمیق سرمایه بوده است. اثر انقلابICT عموماً در سه مرحله ظاهر می شود: در ابتدا تغییر تکنولوژی، رشد بهره وری در بخش تولیدکننده این نوآوری را افزایش می دهد. دوم، کاهش قیمتها تعمیق سرمایه را افزایش می دهد و سوم، می تواند یک سازماندهی مجدد تولید درمورد کالاهای سرمایه ای که تکنولوژی جدید در درون آنها نهفته است رخ دهد. بنابر این انتظار می رود که منافع حاصل از ICT در آسیا و در جهان در آینده افزایش یابد (لی وختری،۲۰۰۳).

مشیری و جهانگرد (۱۳۸۳)، اثر سرمایه گذاری در ارتباطات را بررشد اقتصادی ایران با استفاده از روش فضا- حالت[17] طی سالهای ۸۰-۱۳۴۸ بررسی می کنند. نتایج نشان می دهد که سرمایه گذاری در ارتباطات تأثیر مثبت و معنی داری بررشد اقتصادی دارد. تأثیر ICT بر رشد اقتصادی در ایران پس از یک دوره کاهش در اواخر دهه ۱۳۶۰و اوایل دهه ۱۳۷۰، با افزایش شاخصهای سرمایه گذاری ارتباطات در اواخر دهه ۱۳۷۰ بهبود یافته است. این مطالعه با تخمین معادله رشد درونزا، نشان می دهد که با افزایش سهم سرمایه گذاری در ارتباطات و سرمایه گذاری سرانه در ارتباطات، تأثیر ICT بررشد بهبود می یابد (مشیری و جهانگرد ،۱۳۸۳).

جهانگرد(۱۳۸۴) به بررسی نقش سرمایه ICT در رشد اقتصادی در صنایع کارخانه ای ایران پرداختند که تأثیر سرمایه ICT بر رشد اقتصادی معنادار و دارای تأثیر کمتری نسبت کشورهای توسعه یافته بود.ایشان از تابع کاب - داگلاس[18] تعمیم یافته و از روش هم جمعی‌برداری[19] استفاده کردند (جهانگرد،۱۳۸۴).

رحمانی و حیاتی(۱۳۸۶)در مطالعه خود به بررسی نقش سرمایه ICT در رشد اقتصادی و بهره وری عوامل تولید بین کشورهای مختلف با اتکاء به روش داده های تابلویی[20] پرداختند. بر اساس نتایج ناشی از برآورد شدت تأثیر سرمایه ICT بر رشد اقتصادی و بهره وری عوامل تولید در کشورهای توسعه یافته به علت برخورداری از زیرساخت‌های مناسب تر ، بیشتر است (رحمانی و حیاتی،۱۳۸۶).

٤- روش تحقیق

این تحقیق بر اساس هدف، از نوع کاربردی و داده‌های مورد نیار این تحقیق از نوع توصیفی و به صورت سری‌های زمانی می‌باشند. ابتدا چارچوب کلی طرح پی ریزی شده و پس از ارایه مدل، متغیرهای اصلی تحقیق مشخص گشته

[14] -Hempell
[15] - Hacker and Morsink
[16] - Lee and Khatri
[17] - State Space
[18] -Cobb - Duglas
[19] -Vector Error Correction
[20] - Panel Data

و سپس شناخت و طبقه بندی آنها انجام می گیرد.در ادامه با استفاده از تکنیک های اقتصادسنجی متناسب با متغیرهای موجود در تحقیق و با استفاده از نرم افزار تخصصی اقتصاد، Microfit و با تکیه بر روش های رگرسیونی نحوه وشدت ارتباط ICT با رشد اقتصادی برآورد می شود. تکنیک های هم جمعی[۲۱] دراقتصاد سنجی و بخصوص روشARDL از تئوری های عمده‌ای هستند که دراین تحقیق به کاربرده می‌شوند. داده های مورد نیاز بر اساس اطلاعات موجود در سازمانهای مرتبط با ICT وحساب‌های درآمد ملی منتشر شده توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران گردآوری می شود و حجم نمونه بر اساس حداقل نمونه های لازم به منظور برآورد مناسب مدل انتخاب می شوند.

۵- ارایه مدل

پسران و شین[۲۲] (۱۹۹۷) ثابت می کنند که اگر بردار هم‌جمعی حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی بر یک الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد، به‌دست آید، علاوه بر این که برآوردگر حداقل مربعات از توزیع نرمالی برخوردار خواهد بود، در نمونه های کوچک از اریب کمتر و کارآیی بیشتری برخوردار خواهد بود. نرم افزار *Microfit* این امکان را فراهم آورده است تا بتوان یک الگوی خود توضیح با و قفه های گسترده را به صورت زیر برآورد کرد:

(۱)

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t$$

$$Q(L,P) = 1 - Q_1 L - Q_2 L^2 - \ldots - Q_p L^p$$

$$\beta_i(L,P) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \ldots - \beta_{iq} L^{qi}$$

که در آن:

L: عملگرتأخیرزمانی مرتبه اول به طوری‌که $LY_T = Y_{t-1}$

p: تعداد فضا بهینه متغیر وابسته مدل

Y: متغیر وابسته موجود در مدل

X_{it}: بردار متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل

k: تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل

$(q_1, q_2, \ldots, q_i)$: تعداد و فقه های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی

W_t: بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون زا با و فضاهای ثابت.

نرم افزار ابتدا رابطه (۱)را به روش حداقل مربعات معمولی برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر $p = 1,,2,\ldots,m$ و $\overline{R}^2$ و $i = 1,2,\ldots,k$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. حداکثر تعداد وقفه ها توسط محقق تعیین می شود و برآورد در محدودهٔ زمانی $t = n,\ldots m+1$ صورت می گیرد، بدین معنی که در الگوی برآوردی به تعداد m از مشاهدات اولیه هنگام تخمین حذف می‌گردند یا به عبارتی دیگر به تعداد m درجه آزادی از دست داده می شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)[۲۳]، شوارتز - بیزین (SBC) [۲۴]، حنان - کوئین (HQC)[۲۵] یا ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R}^2$ به انتخاب وقفه های بهینه مدل پرداخته می شود. معیارهای فوق با استفاده از فرمول های زیر محاسبه می‌شوند:

$$AIC = \ln(\widehat{\beta}) - k$$

$$SBC = \ln(\widehat{\beta}) - \frac{1}{2} k \log(n)$$

$$HQC = \ln(\widehat{\beta}) - k\left[\log\log(n)\right]$$

$$\overline{R}^2 = 1 - \left[\frac{\ln(\widehat{\beta})}{\ln(\beta_o)}\right]$$

که در $\widehat{\beta}$ آن برآورد کننده حداکثر درست نمایی ضریب β می باشد و k تعداد پارامترهایی است که آزادانه برآورد شده اند و n حجم نمونه می باشد. از میان معیارهای فوق پسران وشین، معیار شوارتز - بیزین را جهت تصریح بهینه

[21] - Co integration
[22] -Pesaran & Shin(1997)
[23] - Akaike Information Criterion
[24] -Schwartz Bayesian Criterion
[25]- Hannan Quinn Criterion

وقفه های مدل پیشنهاد می نماید. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه در تعداد وقفه ها صرفه جویی می‌نماید تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست دهیم که در این تحقیق نیز از همین معیار جهت تعیین تعدادو قفه های بهینه استفاده گردیده است. نرم افزار *Microfit* براساس ضرایب برآورد شده مربوط به الگوی انتخابی ضمن ارائه نتایج حاصل از آزمون تشخیص[۲۶]، ضرایب بلند مدت و خطای استاندارد جانبی آنها را برآورد می نماید. علاوه بر این نرم افزار فوق مدل تصحیح خطاء (ECM) مطابق با مدل انتخابی را ارائه می کند.

ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای توضیحی مدل از فرمول زیر محاسبه می گردد:

(۲)

$$\widehat{\theta}_i = \frac{\widehat{\beta}(1,\widehat{q}_i)}{\widehat{\phi}(1,\widehat{p})} = \frac{\widehat{\beta}_{i0} + \widehat{\beta}_{i1} + \widehat{\beta}_{i2} + ... + \widehat{\beta}_{i\widehat{q}_i}}{1 - \widehat{\phi}_1 - \widehat{\phi}_2 - ... - \widehat{\phi}_{\widehat{p}}}$$

که درآن $(i = 1,2,...,k)\widehat{p},\widehat{q}_i$ مقادیر انتخابی برای p,q_i می باشند. به‌طور مشابه ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای قطعی وغیر تصادفی، به صورت زیر محاسبه می گردد.

(۳)

$$\widehat{\psi} = \frac{\widehat{\delta}(\widehat{p},\widehat{q}_1,\widehat{q}_2,...\widehat{q}_k)}{1 - \widehat{\phi}_1 - \widehat{\phi}_2 - ... - \widehat{\phi}_{\widehat{p}}}$$

که در آن $\widehat{\delta}(\widehat{p},\widehat{q}_1,\widehat{q}_2,...,\widehat{q}_k)$ اشاره به برآورد *OLS* از δ در رابطه با مدل *ARDL* دارد. به منظور استخراج مدل تصحیح خطا مطابق با الگوی $ARDL(\widehat{p}.\widehat{q}_1,\widehat{q}_2,...,\widehat{q}_k)$ در معادله (۱) متغیرهای $W_t, Y_t, X_t, ..., X_{kt}$ برحسب مقادیر با وقفه و تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته می شود. برای این منظور در مرحله اول معادله زیر در نظر گرفته می شود:

$$Y_t = \Delta Y_t + Y_{t-1}$$

$$Y_{t-s} = Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta Y_{t-j}$$

$$; s = 1,2,..., p$$

به طور مشابه برای سایر متغیرها:

$$\Delta W_t = W_t + W_{t-1}$$

$$X_{it} = \Delta X_{it} + X_{i.t-1}$$

$$X_{t,t-s} = X_{t,t-1} - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta X_{i,t-j}$$

$$s = 1,2,..., q_i$$

با جاگذاری روابط فوق در معادله (۱) و بازنویسی آن، مدل تصحیح خطا بصورت زیر به‌دست می آید:

$$\Delta Y_t = -\phi(L,P)EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0}\Delta X_{it} + \delta'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{\bar{p}-1} \phi_j * \Delta Y_{t-j}$$

$$- \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\bar{q}_t - 1} \beta_{ij} * \Delta X_{i,y-j} + U$$

مدل تصحیح خطای مزبور به منظور ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها با نوسانات بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می گیرد. جمله تصحیح خطاء (EC_{t-1})، همان جمله خطای حاصل از برآورد معادله (۱)می باشد که با یک وقفه زمانی وارد مدل شده است.معادله فوق به روش *OLS* تخمین زده می شود و با انجام آزمون های لازم ساختار پویای کوتاه مدت مدل مشخص می شود. در مدل تصحیح خطای مزبور ضریب EC_{t-1} نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت می باشد. این ضریب نشان می دهد با چه سرعتی عدم تعادل در متیغر وابسته طی دوره قبل، در دوره جاری تصحیح می گردد. انتظار می رود علامت این متغیر منفی ومقدار آن از صفر تا منفی یک تغییر نماید. در رابطه اخیر جمله تصحیح خطاء به صورت زیر تعریف می‌گردد: (۴)

$$EC_{t-1} = Y_y - \sum_{i=1}^{k} \widehat{\theta} X_{it} - \widehat{\psi}' W_t$$

[26] - Diagonestic Test

علاوه براین چند جمله ای $\phi(L,P)$ در معادله (۴) اهمیت مقداری جمله تصحیح خطاء را اندازه گیری می نماید. سایر ضرایب مدل کوتاه مدت به صورت زیر محاسبه می گردد:

$$\phi_1^* = \phi_{\bar{p}} + \phi_{\bar{p}-1} + \ldots + \phi_3 + \phi_2$$
$$\phi_2^* = \phi_{\bar{p}} + \phi_{\bar{p}-1} + \ldots + \phi_3$$
$$\vdots$$
$$\phi_{\bar{p}-1} = \phi_p$$

$$\beta_{i1}^* = \beta_{i,\bar{q}_i} + \beta_{i,\bar{q}_{i,t-1}} + \ldots + \beta_{i,3} + \beta_{i,2}$$
$$\beta_{i2}^* = \beta_{i,\bar{q}_i} + \beta_{i,\bar{q}i_{,t-1}} + \ldots + \beta_{i,3}$$
$$\vdots$$
$$\beta_{i,\bar{q}_{t-1}} = \beta_{i,\bar{q}_t}$$

برآورد مقادیر $\widehat{\psi},\widehat{\theta}$ با استفاده از روابط (۲) و (۳) انجام می‌گیرد(شجاعی ،۱۳۸۵).

الگوهای رشد نئوکلاسیک عامل اصلی رشد اقتصادی را تکنولوژی که بصورت برونزاست، معرفی کرده اند. اما سئوال این است که منشأ پیشرفتهای تکنولوژی که عامل اصلی رشد اقتصادی در این مدلها هستند چیست؟ تئوریهایی که به این سئوال پاسخ داده اند، تحت عنوان تئوریهای رشد درونزا معرفی می شوند. این تئوریها بر روی فهم نیروهایی که سبب پیشرفت تکنولوژی می شوند متمرکز شده اند.یکی از این عواملی که باعث می شود تا پیشرفتهای تکنولوژی که عامل اصلی رشد اقتصادی می‌باشند به صورت درونزا بیان شوند ICT می باشد. به منظور بررسی ارتباط ICT و رشد اقتصادی در اولین گام باید فرض شود که رشد اقتصادی تابعی از سرمایه ICT ،سرمایه غیر ICT و نیروی کار است که به صورت زیر تعریف می شود: (۵)

$$GDP = f(ICT, NICT, N) + v_t$$

که درآن:

GDP : ارزش اسمی تولید ناخالص داخلی

ICT: ارزش اسمی سرمایه اختصاص داده شده به فناوری اطلاعات و ارتباطات است که شامل کل مخارجی است که به تجهیزات مربوط به ارتباطاتی نظیر پست، تلگراف و مخابرات (تلفن و اینترنت) اختصاص داده شده است.

NICT: ارزش اسمی سرمایه غیر ICT

N: مقدار جمعیت شاغل در کل کشور و

Vt: جزء اخلال می باشد.

اما نکته قابل توجه این است که متغیرهای مذکور به صورت اسمی و بر حسب مقادیر جاری می باشند و با توجه به وجود تورم در اقتصاد ایران باید از مقادیر واقعی متغیرها استفاده کرد.به همین منظور برای واقعی کردن متغیرها از شاخص خرده فروشی کالا و خدمات سال ۱۳۷۶ استفاده شده است که با اعمال این تغییرات معادله (۵) به صورت زیر خواهد بود. (۶)

$$RGDP = f(RICT, RNICT, N) + v_t$$

که درآن:

RGDP : ارزش واقعی تولید ناخالص داخلی

RICT: ارزش واقعی سرمایه اختصاص داده شده به فناوری اطلاعات و ارتباطات

RNICT: ارزش واقعی سرمایه غیر ICT

N: مقدار جمهیت شاغل در کل کشور و

Vt: جزء اخلال می باشد.

در این مطالعه به منظور برآورد ارتباط بین متغیرهای معادله (۶) از روش های هم جمعی علی الخصوص روش ARDL استفاده می شود.در قالب مدل های هم جمعی در اقتصادسنجی ، به منظور برآورد معادله (۶) به روش ARDL ، معادله (۷) به صورت زیر تعریف می شود.

(۷)

$$RGDP = \sum_{i=1}^{n}\alpha_i RGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_i RICT_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\gamma_i RNICT_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\theta_i N_{t-i}$$

در گام آخر برای اینکه بتوان نتایج روشن تری را بعد از برآورد مدل استخراج کرد ، از شکل لگاریتمی متغیرها استفاده می شود که بتوان مفهوم کشش[۲۷] را از آن استنتاج کرد.بر این اساس در نهایت متغیرهای موجود در مدل به شکل زیر خواهند بود.

که درآن:

LRGDP :لگاریتم ارزش واقعی تولید ناخالص داخلی

[27] - Elasticity

LRICT: لگاریتم ارزش واقعی سرمایه اختصاص داده شده به فناوری اطلاعات و ارتباطات
LRNICT: لگاریتم ارزش واقعی سرمایه غیر ICT
LN: لگاریتم مقدار جمعیت شاغل کشور و
Vt: جزء اخلال می باشد.

٦-برآورد مدل به روش ARDL

به منظور مشخص نمودن روابط بلند مدت و تحلیل های هم جمعی از روش تک معادله ای پسران وشین استفاده شده است . در روش پسران وشین فرآیند برآورد الگو در دو گام انجام می شود. گام اول که لازمه استفاده از روش های هم جمعی است، پایا بودن متغیرها است که به آن پرداخته می شود.

٦-١- آزمون پایایی

به کارگیری روش های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده های سری های زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای سری های زمانی مورد استفاده پایا هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. یک سری را پایا می گویند هرگاه میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشند و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی تنها بلافاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته باشد و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کواریانس نداشته باشند (گجراتی،۱۳۷۸).اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشند، می تواند ضریب R^2 به‌دست آمده آن خیلی بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. در چنین شرایطی رگرسیون های انجام شده واقعی نبوده و کاذب می باشند. در ضمن وقتی که متغیرهای یک مدل پایا نباشند، دیگر مقادیر بحرانی آماره های t و F کار برد ندارد.از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی یا عدم پایایی آنها اطمینان حاصل کرد. آزمون ریشه واحد یکی از معمول ترین آزمون هایی است که امروزه برای حل این مشکل و برای تشخیص پایایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می گیرد.به منظور بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه واحد از آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. اگر قدر مطلق آماده آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه H_0 و به عبارتی وجود ریشه واحد، رد می شود. در اینجا کمیت بحرانی در این حالت به عدم وجود روند، ۲/۹۵ – و در سطح اطمینان ۹۵ درصد می باشد. با توجه به جدول (۱) مشاهده می شود که قدر مطلق آماره دیکی – فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای هر متغیر در سطح از قدر مطلق آماره بحرانی کوچکتر بوده و بنابراین فرضیه H_0 یا وجود ریشه واحد را نمی توان رد کرد. پس همه متغیرها در بخش درسطح ناپایا هستند.

جدول (۱) : نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته برای متغیر های مدل در سطح

نام متغیر	با عرض از مبدا و بدون روند	
	تعداد وقفه	آماره t دیکی- فولر تعمیم یافته
LRGDP	۱	۱/۱۱
LRITC	۱	-۱/۴۹
LRNITC	۰	-۱/۳۹
LN	۰	۰/۹۲

$ADF_{C,\%5}$ (بدون وجود روند) = -۲/۹۵

ماخذ: محاسبات کامپیوتری محققان

جدول (۲) : نتایج آزمون دیکی –فولر تعمیم یافته برای متغیر های مدل در تفاضل مرتبه اول

نام متغیر	با عرض از مبدا و بدون روند	
	تعداد وقفه	آماره t دیکی- فولر تعمیم یافته
DLRGDP	۰	-۳/۸۴
DLRITC	۰	-۲/۹۸
DLRNITC	۰	-۵/۱۲
DLN	۰	-۳/۹۰

$ADF_{C,\%5}$ (بدون وجود روند) = -۲/۹۵

ماخذ: محاسبات کامپیوتری محققان

اما همانطور که از جدول (۲) نشان داده شده است با یک بار تفاضل گیری از متغیرها، آماره دیکی - فولر تعمیم یافته مربوط به آنها از آماره بحرانی بزرگتر شده و پایا بودن متغیرها اثبات می شود. بنابراین کلیه متغیرهای موجود در مدل پایا از مرتبه یک می باشند .

مزیت بزرگ روش ARDL نسبت به دیگر روش های هم‌جمعی این است که توانایی برآورد روابط بلند مدت و کوتاه مدت را در شرایطی که حتی متغیرهای مدل پایا از مرتبه صفر نباشند و پایا از مرتبه یک باشند را نیز دارا می باشد و برآورد های کارآمد و سازگاری را ارائه می دهد. گام دوم مربوط به برآورد و برآورد روابط کوتاه مدت و بلند مدت است. نتایج برآورد مدل مربوط به تولید ناخالص داخلی کشور در جدول زیر ارائه شده است :

جدول (۳): برآورد مدل مربوط به تولید ناخالص داخلی کشور به روشARDL

Regressors	Coefficient	Standard Error	T.Ratio[Prob]
LRGDP(-1)	۰/۳۴	۰/۱۱	۳/۰۸۶[۰/۰۰۵]
LRITC	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۵۸۵[۰/۵۶۳]
LRNITC	۱/۸۴	۰/۴۶	۳/۹۳۴[۰/۰۰۱]
LRNITC(-1)	-۱/۳۷	۰/۳۴	-۳/۹۹۱[۰/۰۰۱]
LN	۰/۰۹	۰/۱۸	۰/۴۸۳[۰/۶۳۳]
DUMMY	-۰/۱۱	۰/۰۴	-۲/۴۱۷[۰/۰۲۳]
INPT	۰/۳۲	۰/۵۸	۰/۵۵۵[۰/۵۸۵]

ماخذ: محاسبات کامپیوتری محققان

چنانچه در جدول (۳) ملاحظه می شود متغیر های تولید ناخالص داخلی و سرمایه غیر ICT با یک وقفه و متغیر مجازی[۲۸] نشان دهنده اثرات دوران جنگ از لحاظ آماری در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار می باشند. تعداد وقفه های بهینه در این مدل یک وقفه در نظر گرفته شده است. R^2 بالای مدل نشانگر این است که ۹۸ درصد تغییرات مربوط به متغیر وابسته مدل توسط متغیرهای توضیحی ،توضیح داده شده است.

جدول (۴) : نتایج آزمون شناختی

Test Statistics	LM Version	F.Version
Serial Correlation	CHSQ(1)۰=/۱۲۵(۰/۷۲۴)	F(۱و۲۴) = ۰/۰۹۴[۰/۷۶۲]
Functional Form	CHSQ(1)=۰/۸۵۲(۰/۳۵۶)	F(۱و۲۴)=۱/۱۸[۰/۲۸۷]
Hetoroscedasticity	CHSQ(1)=۰/۴۱۱(۰/۵۲۱)	F(۱و۳۰)=۶/۱۲[۰/۰۱۹]

ماخذ: محاسبات کامپیوتری محققان

[28] -Dummy Variable

همان‌طور که از جدول (۴) ملاحظه می شود، A بیانگرآزمون ضریب لاگرانژ از همبستگی سریالی باقی مانده‌هاست که دارای توزیع (۱) χ^2 و آماره (۲۴و۱)F می‌باشد که در اینجا فرضیه H_0 مبنی بر عدم خود همبستگی با اطمینان ۹۵ درصد تأیید می شود (نمی توان آن را رد کرد). در واقع آزمون A تأیید کننده عدم وجود خود همبستگی است. B آزمون رمزی با توزیع (۱) χ^2 و آماره (۲۴و۱)F می باشد که درست تصریح شدن فرم تابعی را بررسی می کند. فرض H_0 در این آزمون عدم تصریح نادرست فرم تابعی است که در اینجا با توجه به آماره های آزمون با اطمینان ۹۵ درصد, نمی‌توان آن را رد کرد و فرض درست تصریح شدن مدل پذیرفته می شود . برای بررسی واریانس همسانی باقی مانده ها از آزمون D با توزیع (۱) χ^2 و(۳۰و۱)F استفاده می کنیم. نتایج به دست آمده نشان می دهد که باقی مانده ها با اطمینان ۹۵ درصد دارای واریانس همسانی هستند. بنابراین بر اساس نتایج آزمون شناختی فوق ، اعتبار آماری نتایج تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد ARDL در جدول (۴و۳) نشان دهنده وجود رابطه تعادلی بین متغیرهای موجود در مدل می باشد که در ادامه تحلیل بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور پرداخته می‌شود.

۶-۲- تحلیل بلند مدت رشد تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)

به منظور تعیین تعداد وقفه های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای مورد استفاده در مدل با توجه به حجم کم نمونه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. بر این اساس در بهترین مدل انتخابی توسط نرم افزار حداکثر وقفه بهینه ۱ در نظر گرفته شده است. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای مدل می توان روابط بلند مدت و کوتاه مدت الگوی رشد تولید ناخالص داخلی که معرف رشد اقتصادی است را به دست آورد. ضرایب مربوط به معادله بلند مدت در جدول(۵) ارائه می گردد:

ضرایب برآوردی رابطه مثبت و منفی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته را نشان می دهند و بیانگر تأثیر مثبت یا منفی بر روی تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) کشور می باشند. همچنین به دلیل اینکه مدل به‌کار گرفته شده در این تحقیق یک مدل لگاریتمی است، ضرایب متغیر ها بیانگر کشش می باشند .

با توجه به جدول (۵) کشش بلند مدت تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) نسبت به سرمایه ICT معادل ۰/۰۷۷می باشد.

جدول (۵): نتایج برآورد بلند مدت تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) به روش ARDL

Repressors	Coefficient	Standard Error	T.Ratio[Prob]
LRITC	۰/۰۷۷	۰/۱۳۲	۰/۵۸۳[۰/۵۶۵]
LRNITC	۰/۷۱۷	۰/۲۹۳	۲/۴۴۷[۰/۰۲۲]
LN	۰/۱۳۷	۰/۲۹۱	۰/۴۷۲[۰/۶۴۱]
DUMMY	-۰/۱۶۹	۰/۰۶۶	-۲/۵۵۸[۰/۰۱۷]
INPT	۰/۴۹	۰/۸۸۷	۰/۵۵۲[۰/۵۸۵]

ماخذ: محاسبات کامپیوتری محققان

بدین معنی که با افزایش (کاهش) یک درصدی در سرمایه ICT در بلندمدت تولید ناخالص داخلی ۰/۰۷۷ واحد افزایش (کاهش) پیدا می کند. هر چند این علامت از نظر علامت موافق تئوری های اقتصادی می باشد اما از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد و می‌توان نتیجه گرفت که سرمایهICT روی تولید ناخالص داخلی در بلند مدت تأثیر ندارد. به علاوه از جدول (۵) می توان نتیجه گرفت که کشش بلند مدت تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) نسبت به سرمایه غیر ICT معادل ۰/۷۱۷ می باشد. بدین معنی که با افزایش (کاهش) یک درصدی در سرمایه ICT در بلندمدت تولید ناخالص داخلی ۰/۷۱۷ واحد افزایش (کاهش) پیدا می کند که از نظر علامت موافق تئوری های اقتصادی می باشد و از لحاظ آماری نیز معنادار می باشد و می توان نتیجه گرفت که سرمایه ICT روی تولید ناخالص داخلی در بلند مدت مؤثر است.

با توجه به جدول (۵) کشش بلند مدت تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) نسبت به جمعیت شاغل کشور معادل ۰/۱۳۷ می باشد. بدین معنی که با افزایش (کاهش) یک درصدی در جمعیت شاغل کشور در بلندمدت تولید ناخالص داخلی ۰/۱۳۷ واحد افزایش (کاهش) پیدا می کند. هر چند این علامت از نظر علامت موافق تئوری های اقتصادی می باشد اما از لحاظ آماری معنادار نمی باشد و می توان نتیجه گرفت که روی تولید ناخالص داخلی در بلند مدت تأثیر معنا داری ندارد.اما با توجه به جدول (۵) مشاهده می شود که از نظر آماری متغیر آماری معرف تأثیر جنگ معنادار می باشد.

٦-۳- تحلیل کوتاه مدت رشد تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)به روش (ECM)

در این بخش به تحلیل کوتاه مدت عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی کشور پرداخته می شود. نتایج الگوی تصحیح خطا مربوط به تولید ناخالص داخلی به صورت زیر می باشد. ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر تولید ناخالص داخلی و متغیرهای مستقل در کوتاه مدت است ، در جدول(۶)آمده است.

همان‌گونه که از جدول (۶) ملاحظه می شود ضرایب سرمایه غیر ICT و متغیر مجازی از لحاظ آماری معنی دار هستند در حالی که سرمایه ICT و جمعیت شاغل کشور تأثیر معناداری روی تولید ناخالص داخلی کشور نداشته اند. جدول (۶) بیانگر کشش های کوتاه مدت تولید ناخالص داخلی کشور نسبت به سرمایه ICT ، سرمایه غیر ICT و جمعیت شاغل کشور می باشد. یعنی با کاهش (افزایش) یک درصدی سرمایه ICT ، تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت با کاهش (افزایش)، ۰/۰۵۶ درصدی مواجه می باشد و با کاهش (افزایش) یک درصدی جمعیت شاغل کشور در کوتاه مدت باعث کاهش (افزایش) ۰/۱۳۲ درصدی تولید ناخالص داخلی می شود که این دو ضریب از لحاظ آماری معنادار نمی باشند، اما با کاهش (افزایش) یک درصدی در سرمایه غیر ICT ، تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت با کاهش (افزایش)، ۱/۸۰۹ درصدی مواجه می باشد که همانند بلند مدت همراه با متغیر دامی از لحاظ آماری معنادار می باشند.

جدول (۶): نتایج برآورد کوتاه مدت مؤثر بر تولید ناخالص داخلی کشور به روش ECM

Repressors	Coefficient	Standard Error	T.Ratio[Prob]
dLRITC	۰/۰۵۶	۰/۰۸۴	۰/۶۷۳[۰/۵۰۶]
dLRNITC	۱/۸۰۹	۰/۴۵۲	۴/۰۰۰[۰/۰۰۰]
dLN	۰/۱۳۲	۰/۱۵۳	۰/۸۶۵[۰/۳۹۴]
dDUMMY	-۰/۱۰۷	۰/۰۴۴	-۲/۴۳۱[۰/۰۲۲]
ecm(-1)	-۰/۶۴۶	۰/۱۰۳	-۶/۲۵۹[۰/۰۰۰]

ماخذ: محاسبات کامپیوتری محققان

ضریب ecm(-1) درکوتاه مدت ۰/۶۴۶- است. این ضریب که از نظر آماری نیز معنادار می باشد و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. در واقع این ضریب نشان می دهد که در هر دوره ۶۴/۶ درصد از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل (تصحیح) می شود. مقدار R^2 در کوتاه مدت ۷۱ درصد می باشد. یعنی حدود ۷۱ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) در کوتاه مدت توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می شوند.

۷- نتیجه گیری و پیشنهاد

در این مطالعه با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی در افق زمانی کوتاه مدت و بلند مدت ، عوامل مؤثر و تعیین کننده تولید ناخالص داخلی و نحوه اثر گذاری تغییرات عوامل مؤثر بر تغییرات تولید ناخالص داخلی که معرف رشد اقتصادی است ، برآورد شدند. مدل های برآورد شده هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت از نظر قدرت توضیح دهندگی و معنادار بودن رگرسیون قابل قبول و قابل اعتماد بودند. نتایج برآورد نشان دادند که در میان عوامل اثرگذار در مدل ارایه شده تنها سرمایه غیر ICT و متغیر مجازی معرف اثر جنگ دارای تأثیر معناداری بر تغییرات تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) دارند(مؤثر هستند). این در حالی است که سرمایه ICT و جمعیت شاغل کشور تأثیر معناداری بر تغییرات تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) ندارند(مؤثر نیستند). نتایج حاصله قابل تأمل بوده و در این راستا پیشنهاداتی ارایه می شود.

مدل های برآورد شده درکوتاه مدت و بلند مدت تأثیرگذاری سرمایه ICT را بر تغییرات تولید ناخالص داخلی(رشد اقتصادی) رد می کنند.همان طور که در بخش پیشینه تحقیق مشاهده شد، شدت اثر گذاری سرمایه ICT بر رشد اقتصادی رابطه تنگاتنگی با وضعیت توسعه یافتگی کشورها دارد و سال به سال سرمایه گذاری در این حوزه به صورت روزافزون در حال افزایش است و انتفاع اقتصاد کشورها از مواهب ICT به عنوان یک اصل مورد توجه قرار گرفته است؛ اما در ایران این مواهب با این وضوح مشاهده نمی‌شود و علت اصلی هم این است که سرمایه گذاری در این بخش بسیار محدود است و در بیست سال اخیر که اوج توجه جهانی به سرمایه ICT بوده است ، هیچ گاه سهم سرمایه ICT به ۴ درصد کل سرمایه کشور هم نرسیده است و عامل اصلی عدم اثر گذاری معنا دار سرمایه ICT بر رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی نیز ریشه در همین واقعیت دارد به طوری که سهم ناچیز سرمایه ICT به کل سرمایه کشور باعث شده است که زیرساختها و شرایط لازم برای بهره برداری از این سرمایه ارزشمند فراهم نشده و رشد اقتصاد کشور نتوانسته است از آن تأثیر بپذیرد. به عنوان اصلی ترین پیشنهاد این مطالعه می توان گفت که باید رشد سرمایه گذاری در حوزه ICT و افزایش سهم سرمایه ICT به کل سرمایه کشور به منظور ایجاد زیرساخت های مناسب برای توسعه آن در سرلوحه اهداف سیاست گزاران اقتصادی این حوزه قرار گیرد تا جایی که ایران نیز مانند کشورهای توسعه یافته و بسیاری از کشورهای در حال توسعه فعال در حوزه ICT (کشورهای شرق آسیا) از تبعات مثبت سرمایه گذاری در این بخش بهره مند گردد. این در حالی است که در کشورهای توسعه یافته و کشورهای در حال توسعه فعال در حوزه ICT بازدهی سرمایه ICT علیرغم سهم اندک آن نسبت به سرمایه غیر ICT ،به مراتب از سرمایه غیر ICT بیشتر است.

منابع :

۱- آذربایجانی،کریم و علیمراد شریفی و عبدالناصر شجاعی(۱۳۸۷)،تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور،فصلنامه سرمایه و توسعه،سال اول،شماره اول.

۲- جهانگرد(۱۳۸۴) ، بررسی نقش سرمایه ICT در رشد اقتصادی در صنایع کارخانه ای ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران ، سال هفتم،شماره ۲۷.

۳- رحمانی ،تیمور و سارا حیاتی(۱۳۸۶)، بررسی اثر ICT بر بهره وری کل عوامل تولید، مطالعه بین کشوری، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران ،سال نهم،شماره ۳۳.

۴-گجراتی ، دامودار .(۱۳۷۸) . مبانی اقتصاد سنجی ، ترجمه حمید ابریشمی ، جلد دوم ، چاپ دوم ، تهران: موسسه چاپ و انتشارات دانشگاه تهران .

۵- مشیری ،اسفندیاروسعید جهانگرد(۱۳۸۳) ، نقش سرمایه ICTدر رشد اقتصادی ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران،سال چهارم،شماره ۱۹.

6- Aghion,P and P. Howitt,(1998), "Endogenous Growth Theory", Cambidge, Mass: MITPress.

7- Barro,R. JandX. Sala_i_Martin(1992), "Convergence",Journal of poltical Economy, 100:2,223- 51.

8- Cette,G , J,Mairesse and Y,Kocoglu,(2001), "Contribution of ICT to French Growth",Economic.
andStatistics,Mediterranean University

9- Coe,D. T,H. Helpman and A. W. Hoffmaister,(1997),:North-South R&D Spillovers",The Economic Journal,107,134-149.

10- Colecchia,A and P,Schreyer,(2002),"The Contribution of ICTs to Economic Growth in Nine OECD Countries",OECD Economic Studies,No. 34.

11- Oulton,J and K. L,Kraemer,(2001),"The Impact of IT,The Internet andE_Commerce On Firm and Industry Structure :The UK Industry",CITRO,University of California.

12- Gilchrist,S,V. Gurbaxani and R,Town,(2001),"Productivity and PC Revolution", ITRO,Graduate School of Management,University of California.

13- Grossman,G. M and E. Helpman,(1991), "Trade,Knowledge Spillovers and Growth", European Economic Review,35,517-526.

14- Hacker,M and J,Morsink,(2002),"You Say You Want A Revolution:IT and Growth",IMF Working Paper,WP\02\70.

15- Hempell,T,(2002),"Does Experience Matter?Productivity Efforts of ICT in the German Service Sector",Center for European Economic Research ZEW,Mannheim.

16- Jorgenson,D. W,(2005),"IT and The G7 Economies", An Eariler Version under The Same Title in World Economics for December 2003.

17- Jorgenson,D. W,(2000),"IT and The US Economy",American Economic Review,91, -32.

18- Lee,H and Y,Khatri,(2003),"Information Technology and Economic Growth in Asia",IMF Working Paper,WP/03/15.

19- Pohjola,M,(2000),"Information Technology and Economic Development:An Introductin to the Research Issue ",*UNU/WIDER Working Paper*,No:153

20- Pesaran , M . H . , Pesaran , B . (1997) .Working with Microfit.4.0 : Interactive Econometric Analysis . Oxford University Press .

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی