

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان/سال ششم، شماره بیست و دوم، تابستان ۱۳۹۷ / صفحات ۱۰۵-۱۲۹

بررسی رابطه علی بین شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در استان‌های ایران

یوسف عیسی زاده‌روشن*^۱، علیرضا پورفرج^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۰

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه علیت شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی بین استان‌های ایران می‌باشد، به عبارت دیگر آیا شکاف دیجیتالی (نابرابری در دسترسی و استفاده از ICT) موجب شکاف درآمدی (افزایش نابرابری درآمد) می‌شود، یا بر عکس شکاف درآمدی علت شکاف دیجیتالی است؟ یا آنکه باز خوردی بین آنها وجود دارد. برای این منظور از اطلاعات شاخص ضریب جینی به عنوان شکاف درآمدی و از شاخص پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات برای شکاف دیجیتالی استفاده شده است. از آزمون علیت گرنجری برای داده‌های تابلویی^۳ به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بین شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در استان‌های مختلف کشور، طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ پرداخته شد. برآورد ضرایب بلندمدت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل^۴ (FMOLS) و برآورد ضرایب کوتاه مدت و روابط علیت با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته^۵ (GMM) انجام شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد اولاً: علیت دو طرفه بین شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در کوتاه مدت و بلند مدت در کل استان‌های ایران وجود دارد. ثانیاً: پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (کاهش شکاف دیجیتالی) سبب کاهش نابرابری درآمد (کاهش شکاف درآمدی) می‌شود. همچنین افزایش شکاف درآمدی مانع پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (افزایش شکاف دیجیتالی) می‌شود. پیشنهاد سیاستی این مقاله این است که از طریق ایجاد مشاغل مرتبط با فناوری اطلاعات و ارتباطات در استان‌های مختلف کشور می‌توان به افزایش دستمزدها و در نتیجه کاهش شکاف درآمدی کمک نمود.

طبقه بندی JEL: O40; O33; L86; C33

واژه‌های کلیدی: شکاف درآمدی، ضریب جینی، شکاف دیجیتالی، پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات.

^۱ استادیار گروه اقتصاد بازرگانی دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) Email: Y.Eisazadeh@ umz.ac.ir

Email: pourfaraj@yahoo.com

^۲ دانشیار گروه اقتصاد نظری دانشگاه مازندران

^۳ Co integration and Panel Granger causality

^۴ Fully Modified Ordinary Least Square

^۵ Generalized method of moment

مقدمه

پس از دهه ۱۹۷۰، به موازات پژوهش‌هایی که درباره اثرگذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری و رشد اقتصادی انجام شد، پژوهش‌هایی نیز در زمینه بازار نیروی کار از جمله اشتغال، تقاضا برای نیروی کار ماهر و غیرماهر و اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر دستمزد صورت پذیرفت (سپهردوست و زمانی، ۱۳۹۳). افزایش در نابرابری درآمد در اکثر کشورهای توسعه یافته در دهه اخیر، ناشی از افزایش دستمزدهای مشاغل مرتبط با فناوری اطلاعات و ارتباطات بوده است (آسم اوغلو^۱، ۲۰۰۲). فناوری اطلاعات و ارتباطات با کاهش هزینه‌های مبادلاتی و در نتیجه کاهش هزینه تمام شده، از یک طرف موجب افزایش تقاضا برای محصول و در نتیجه افزایش تقاضا برای نیروی کار شده. و از طرف دیگر با کاهش هزینه، سرمایه‌گذاری‌های جدید به وجود آمده و در نتیجه اشتغال را افزایش می‌دهد و به این ترتیب بر توزیع درآمد اثر مثبت خواهد گذاشت (ویوارلی^۲، ۲۰۰۷).

تحقیقات گذشته در این زمینه نشان می‌دهد که بین نابرابری درآمد و دسترسی و استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات رابطه متقابل وجود دارد. از یکطرف ممکن است دسترسی و استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث افزایش یا کاهش نابرابری درآمد شود و از طرف دیگر نابرابری درآمد نیز ممکن است مانع پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات شود (کروگر^۳، ۱۹۹۳). نکته حائز اهمیت این است که ارتباط بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و توزیع درآمد به طور معنی داری نسبت به یک گروه یا فضای جغرافیایی تعریف می‌شود. از این رو تعامل بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و نابرابری درآمد باید در یک سطح کلی و از طریق داده‌های تابلویی بررسی شود. در ایران بررسی رابطه فناوری اطلاعات و ارتباطات و نابرابری درآمد سابقه بسیار اندکی داشته است که عمدتاً این مطالعات بین کشوری بوده است. با توجه به گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات در استان‌های ایران در سال‌های اخیر و در راستای برنامه ریزی منطقه‌ای، مطالعه رابطه شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در سطح استان‌ها از اهمیت بالایی برخوردار بوده و جهت اعمال سیاست‌های اقتصادی مناسب در راستای متعادل نمودن توزیع درآمد، ضروری است. بر این پایه، هدف اساسی در این پژوهش بررسی رابطه علیت کوتاه مدت و بلند مدت شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی با استفاده از اطلاعات مقطعی بین استانی دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۴ می‌باشد. در این راستا این مقاله در چهار بخش تدوین گشته است. در بخش اول به مبانی نظری پرداخته می‌شود.

^۱ Acemoglu

^۲ Vivarelli

^۳ Krueger

بخش دوم مروری بر مطالعات تجربی اختصاص یافته است و در بخش سوم به روش شناسی تحقیق و نهایتاً بخش چهارم به نتیجه گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۱- مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

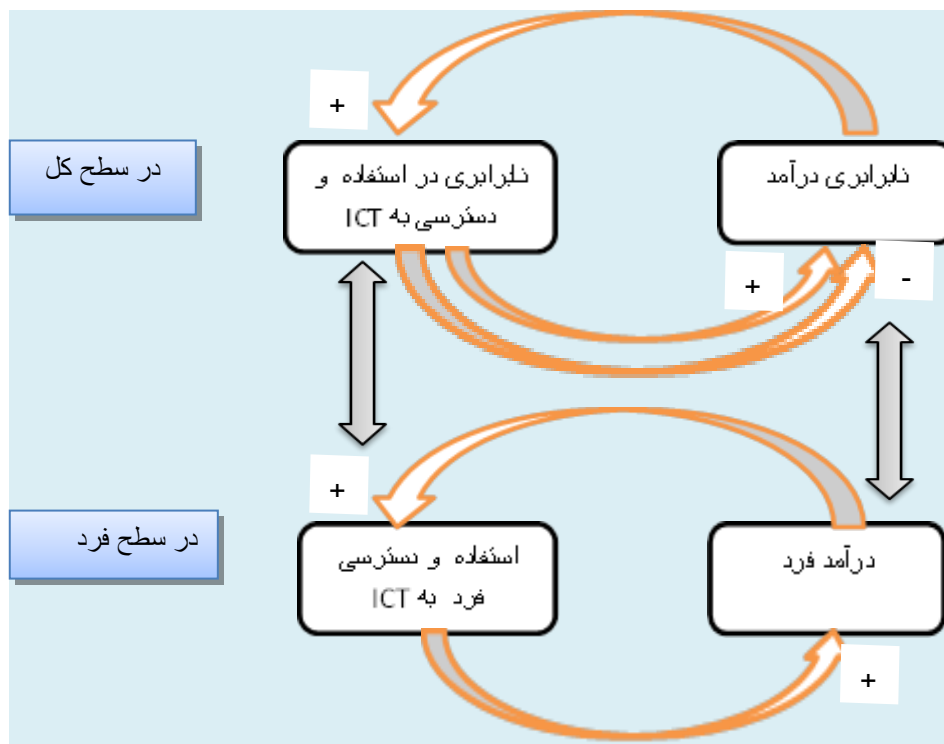
بسیاری از محققان بر این باورند که پذیرش گسترده ICT به تغییرات اخیر در نابرابری درآمد کمک می‌کند، (میلانویک^۱، ۲۰۱۶) اما پیامدهای فناوری اطلاعات و ارتباطات در مورد نابرابری درآمد به طور پیچیده ای با ویژگی‌های اقتصادی و فنی ارتباط دارد (پاراییل^۲، ۲۰۰۵). بعضی از محققان معتقدند نابرابری درآمد و نابرابری دیجیتالی دارای رابطه علی هستند. بعبارت دیگر نابرابری دیجیتالی پایین تر با نابرابری درآمد پایین تر تطابق دارد و بالعکس. (فوچز، ۲۰۰۹. بریونوفلسون و مک آفی^۳، ۲۰۱۱). در نمودار (۱) رابطه علت و معلولی بین نابرابری دیجیتالی و نابرابری درآمد در سطح کل، و در سطح فرد بین درآمد فرد و میزان استفاده از فناوری اطلاعات نشان داده شده است. علامت مثبت نشان دهنده اثر مستقیم و علامت منفی نشان دهنده اثر معکوس می‌باشد.

^۱ Milanovic

^۲ Parayil

^۳ Brynjolfsson & McAfee

نمودار (۱) رابطه علت و معلولی بین نابرابری دیجیتالی و نابرابری درآمد



منبع: یوهانس^۱ (۲۰۱۷)

همانطوریکه ملاحظه می‌شود در سطح فردی، بین افزایش درآمد یک فرد و میزان استفاده و دسترسی وی به ICT رابطه دو طرفه مثبت وجود دارد. در سطح کل، نابرابری درآمد، نابرابری در دسترسی به ICT را افزایش می‌دهد، اما نابرابری در استفاده و دسترسی به ICT، ممکن است نابرابری درآمد را افزایش یا کاهش دهد. طبق گزارش سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۲ (۲۰۱۱)، افرادی که دارای دانش بسیار کارآمد در زمینه فناوری اطلاعات و ارتباطات جدید هستند یا مهارت‌های مناسب برای کار (مثلاً در بخش مالی) را دارند افزایش قابل توجهی در دستمزدها و درآمد شخصی را تجربه کردند، در حالی که کارگران با سطح مهارت پایین و یا بدون مهارت، دستمزد پایینی دریافت نمودند.

^۱ Johannes

^۲ Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

در نتیجه، نابرابری درآمد میان کارگران با مهارت بالا و مهارت پایین افزایش می‌یابد. تعامل بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و توزیع درآمد تحت تاثیر ترتیبات نهادی (سیاست ملی) و سیاست عمومی قرار می‌گیرد. سیاست ملی به طور مستقیم بر روی نابرابری درآمد تاثیر می‌گذارد و شامل: سیاست مالیاتی (به ویژه نرخ مالیات برای گروه‌های با درآمد بالا)، تغییرات در بازار کار و قدرت چانه زنی و افزایش درآمد سرمایه و سیاست عمومی نیز بطور غیرمستقیم از طریق تغییرات قانونی و نظارتی مانند آزاد سازی وسیع بازار ارتباطات از دهه ۱۹۷۰ بر نابرابری درآمد تاثیر می‌گذارد. (پیکتی^۱، ۲۰۱۳).

کوزنتس^۲ (۱۹۹۵) در الگوی توزیع درآمد به عوامل اقتصادی توجه کرد. او فرض کرد که درجه نابرابری در ابتدا با افزایش درآمد متوسط خانوار افزایش می‌یابد. با گذشت زمان، به دلیل تحولات بازار کار و سیاست عمومی، نابرابری مجددا کاهش خواهد یافت. تین برگن^۳ (۱۹۷۰) نتیجه مشابهی را در تجزیه و تحلیل بازار کار با لحاظ اثرات فن‌آوری بدست آورد. در مدل وی، تغییرات تکنولوژیکی باعث می‌شود که کارگران با مهارت بیشتر، بتوانند حق بیمه را تحقق بخشند که منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود. با گذشت زمان، با توجه به تعدیل در بازار کار، حق بیمه کاهش می‌یابد به طوری که نابرابری درآمد در نهایت کاهش می‌یابد. زمانی که نرخ رشد بازدهی فناوری اطلاعات و ارتباطات پایین است نابرابری درآمد هم پایین است اما با رشد نرخ بازده سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات پایین است نابرابری درآمد می‌یابد یعنی یک رابطه U شکل بین ICT و نابرابری درآمد وجود دارد (پیکتی، ۲۰۱۴). فناوری اطلاعات و ارتباطات به سه شکل بر توزیع درآمد مؤثر است.

اولاً، فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری سرمایه، نیروی کار و اطلاعات تاثیر می‌گذارد. تغییرات در بهره‌وری نسبی عوامل تولید، تقاضا برای سرمایه و نیروی کار را تغییر می‌دهد که به نوبه خود این تغییرات بر دریافتی عوامل تولید و در نتیجه بر توزیع درآمد مؤثر است. با پذیرش فناوری اطلاعات و ارتباطات در سازمان‌ها و بازارها، تعداد مشاغل در بسیاری از تولیدات سنتی و مشاغل خدماتی کاهش یافته است (جوهانسنز و باوئر،^۴ ۲۰۱۷). به عنوان مثال صنایع ایالات متحده برای تولید یک میلیون دلار در سال ۱۹۸۰ به ۲۵ کارگر نیاز داشت. اما در سال ۲۰۱۵، تنها به پنج کارگر برای همان سطح تولید نیاز دارد (بریونوفلسون و مک آفی،^۵ ۲۰۱۴). چهل و هفت درصد از استخدام ایالات متحده در معرض خطر

^۱ Piketty

^۲ Kuznets

^۳ Tinbergen

^۴ Johannes M. Bauer

^۵ Brynjolfsson & McAfee

جایگزینی با فناوری اطلاعات است، این تغییرات ساختاری، با دستمزد و درآمد حاصل از بازار کار مرتبط است. تغییرات تکنولوژیک و رشد بهره‌وری نیروی کار، توزیع درآمد را به دو روش اصلی تغییر می‌دهند. یکی اینکه توزیع درآمد تحت تأثیر تعداد مشاغل موجود برای انواع مختلف نیروی کار و حقوق آنها قرار می‌گیرد.

با رشد بهره‌وری نیروی کار، برای تولید سطح مشخصی از محصول نیاز به نیروی کار کمتری است، و اگر رشد کافی در تقاضای کل وجود داشته باشد، با پرداخت‌های بالاتر همراه خواهد بود. اما اگر تقاضای اقتصاد کلان کافی نباشد، فشار بر روی اشتغال و دستمزد وجود خواهد داشت.

دوم اینکه تغییرات تکنولوژیکی و رشد بهره‌وری بر ساختار مهارت‌های مورد نیاز برای بدست آوردن نیروی کار اثر می‌گذارد تکنولوژی پیشرفته‌تر و پیچیده‌تر نیاز به کار با مهارت‌های بالاتری دارد. هر دو سطح جمعیتی و اثرات ساختاری به تغییرات دستمزد منجر می‌شود که پیامدهای نابرابری درآمدی دارند. (فری اسبورن^۱، ۲۰۱۳، رید^۲، ۲۰۱۶).

ثانیا، فناوری اطلاعات و ارتباطات امکان تقسیم کار را افزایش می‌دهد و باعث جابجایی نیروی کار در سطح ملی و یا بین المللی می‌شود، بنابراین پراکندگی جغرافیایی تولید با مرتبط کردن بازار کار و دستمزدها در مکان‌های مختلف بر توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد. فناوری اطلاعات و ارتباطات فناوری‌های قوی هستند که به طراحی شبکه‌های ارزشمند پیچیده می‌انجامد و می‌توانند از دانش توزیع شده و افزایش تمایز نیروی کار در تولید استفاده کنند. شرکت‌های جدید در اقتصاد دیجیتال ارزش شبکه‌های تولید خود را در سطح ملی و جهانی تثبیت کرده‌اند. فناوری اطلاعات و ارتباطات روند جهانی‌سازی تجارت بین کشورها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بین المللی شدن زنجیره‌های عرضه را تسریع می‌نماید. فن‌آوری‌های ارتباطی پیشرفته هزینه‌های معامله را در تولید و توزیع کالاها و خدمات کاهش داده، همراه با کاهش هزینه‌های حمل و نقل (لویسنون، ۲۰۱۶).

ثالثا، فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق نوآوری‌های دیجیتالی به طور همزمان شغل‌های با درآمد بالا و تعداد زیادی از مشاغل کم مهارت و کم هزینه را ایجاد می‌کند و به این طریقی بر توزیع درآمد مؤثر است. مطالعات متعدد نشان می‌دهد که میزان نوآوری دیجیتالی به فرصت‌های تکنولوژیکی، شدت رقابت در بازار و توانایی شرکت‌ها بستگی دارد. نوآوری دیجیتال ویژگی و طراحی کالا و خدمات، تولید، توزیع، فرآیند تولید و مدل‌های کسب و کار شرکت‌ها و سازمان‌ها را تغییر می‌دهد. این تحولات، بر توزیع درآمد به دو روش عمده تأثیر می‌گذارد. یکی اینکه نوآوری دیجیتال تقاضای نسبی برای سرمایه و کار و حقوق و

^۱ Frey & Osborne

^۲ Rid

دستمزد آنها را تغییر می‌دهد و در نهایت، با تأثیر بر ثروت کارآفرینان بر توزیع ثروت اثر می‌گذارد. دیگر اینکه فعالیت‌های اقتصادی دیجیتال شکل تولید موجود را تغییر می‌دهند. تأثیر این تحولات بر توزیع درآمد بستگی به عوامل متعددی دارد از جمله سرعت تغییر، تمایل نیروی کار به جایگزینی خدمات بجای کالا و مدل کسب و کار برای فعالیت‌های جایگزین (گارسیا ماریلو، مکینس و بائر، ۲۰۱۵). جدول (۱) نکات اصلی در این بخش را خلاصه می‌کند. این که آیا افزایش نابرابری تسلط پیدا می‌کند یا کاهش نابرابری، بستگی به زمینه اقتصادی، تکنولوژیکی و سازمانی دارد. دو سناریوی اصلی ممکن است: شرایطی که در آن کاهش نابرابری قوی تر است؛ و حالتی که افزایش نابرابری قوی تر است.

جدول ۱- اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری درآمد

نوع تغییر	کاهش نابرابری	افزایش نابرابری	مکانیسم انتقال
بهره‌وری و تغییر تکنولوژی	تغییر تکنولوژی مبتنی بر مهارت پایین کاهش هزینه‌های تولید	تغییر تکنولوژی مبتنی بر مهارت بالا شکاف دانش	تقاضا برای عوامل تولید پرداخت به عوامل تولید
تغییر شکل تولید	کاهش هزینه‌های راه‌اندازی کسب و کار توانایی کار از راه دور تولید دیجیتالی	افزایش در جابجایی منابع در سطح ملی یا بین‌المللی شتاب چرخه انتقال تکنولوژی	رقابت دستمزد ناشی از تعامل با بهره‌وری تعامل مهارت با بازگشت تکنولوژی
نوآوری دیجیتالی	کسب و کارهای با هزینه پایین سهولت ورود به اقتصاد پایه	الگوهای تبعیض آمیز هزینه کالاهای و خدمات بازپرداخت	سازمان تولید(خلق) ارزش تعیین اجاره توسط کسانی که اطلاعات را کنترل می‌کنند

منبع: یوهانس (۲۰۱۷)

در مجموع می‌توان در مورد رابطه توسعه ICT و نابرابری درآمد دو سناریو تعریف کرد: سناریوی اول، اگر مهارت و سطح تحصیلات نیروی کار بالا باشد، و برنامه‌های قوی وجود داشته باشد که به آموزش کارکنان و ارتقاء سطح مهارت نیروی کار کمک کند و سیاست عمومی برای کاهش نابرابری درآمد طراحی شده باشد. توسعه ICT با نابرابری درآمد پایین همراه است، سناریوی دوم، اگر سطح مهارت و آموزش نیروی کار ناهمگن باشد، و برنامه‌های ضعیف وجود داشته باشد که به آموزش کارکنان و ارتقاء سطح مهارت نیروی کار کمک کند و سیاست‌های ضعیف برای کاهش نابرابری درآمد وجود داشته باشد، توسعه ICT با نابرابری درآمد بالا تر همراه است.

۲- مروری بر کارهای انجام شده

بررسی رابطه بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و سطح درآمد افراد از مشاهدات در سطح فرد و خانوار در داده‌های مقطعی امکان پذیر است. میزان مهارت و استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات به

سطح درآمد، میزان تحصیلات، موقعیت یک فرد یا خانوار بستگی دارد. (نتیا، ۲۰۱۳) اما ارتباط بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و توزیع درآمد به طور معنی داری نسبت به یک گروه یا فضای جغرافیایی تعریف می‌شود. و تعامل بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و نابرابری درآمد باید در یک سطح کلی و از طریق داده‌های تابلویی بررسی شود. در ادامه به مهمترین تحقیقات داخلی و خارجی در این زمینه پرداخته می‌شود.

۱-۲- مطالعات داخلی

سپهردوست و زمانی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای تحت عنوان تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شکاف درآمدی خانوارهای روستایی در ایران، به بررسی نقش توسعه زیر ساخت‌های ICT و تولیدات دانش بنیان بخش کشاورزی در فراهم آوردن عدالت اقتصادی از طریق توزیع مناسب درآمد در مناطق روستایی کشور پرداختند. الگوی توزیع درآمد آنها با استفاده از داده‌های آماری ۳۰ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۳ با لحاظ متغیر تعداد کاربران رایانه در خانوارهای روستایی بعنوان شاخص زیر ساخت ICT و سایر متغیرهای مؤثر بر توزیع درآمد به روش تابلویی دیتا بر آورد گشته، نتایج نشان داد که توسعه زیرساخت ICT عاملی در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور است.

زاده نصیر و توقیقی (۱۳۹۱) در مقاله ای تحت عنوان رابطه نابرابری درآمد و رشد اقتصادی تحت تأثیر فناوری ارتباطات و اطلاعات، بررسی رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمد تحت تأثیر فناوری ارتباطات و اطلاعات برای دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۶ پرداختند. برای برآورد مدل از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی ایستا استفاده نموده‌اند. نتایج آنها نشان داد که برای کشورهای توسعه یافته اثر شاخص فناوری ارتباطات و اطلاعات و نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. ولی اثر تقابل این دو بر روی رشد اقتصادی معنادار نمی‌باشد. برای کشورهای در حال توسعه اثر شاخص نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی منفی و معنادار می‌باشد، ولی شاخص فناوری ارتباطات و اطلاعات دارای اثر معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها نمی‌باشد. اثر تقابل فناوری ارتباطات و اطلاعات و توزیع درآمد بر روی رشد اقتصادی این گروه، منفی و معنادار می‌باشد، که منجر به کاهش اثر فناوری ارتباطات و اطلاعات بر روی رشد و بدتر شدن اثر نابرابری درآمد بر روی رشد این گروه از کشورها می‌شود.

پورفرج، عیسی زاده و چراغی (۱۳۸۹) در مقاله ای تحت عنوان شکاف دیجیتالی، شکاف درآمدی: شواهد بین کشوری به بررسی رابطه علیت شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در ۲۸ کشور در دوره ۲۰۰۶-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. از طریق آزمون علیت هیسائو رابطه علیت بررسی، سپس اثر شکاف

دیجیتالی بر شکاف درآمدی و اثر شکاف درآمدی بر شکاف دیجیتالی با استفاده از روش حداقل مربعات تلفیقی برآورد شده است. نتایج نشان داد که اولاً: رابطه شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی دوسویه است؛ ثانیاً: افزایش فرصت دیجیتالی (کاهش شکاف دیجیتالی) سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود و با افزایش شکاف درآمدی (نابرابری بالاتر) فرصت دیجیتالی کمتر (شکاف دیجیتالی بیشتر) می‌شود.

۲-۲- مطالعات خارجی

مطالعه کروگر^۱ (۱۹۹۳) از جمله اولین مطالعاتی است که در زمینه تأثیر فاوا بر نابرابری در پرداخت دستمزد به نیروی کار انجام شده است. او با استفاده از اطلاعات سرشماری سالهای ۱۹۸۴ و ۱۹۸۹ آمریکا به بررسی این مسئله پرداخت که آیا کارکنانی که از کامپیوتر استفاده می‌کنند، دستمزد بالاتری نسبت به کسانی که از کامپیوتر استفاده نمی‌کنند، دریافت می‌کنند؟ نتایج نشان داد که یک رابطه معنادار بین استفاده از کامپیوتر و دستمزدها وجود دارد. یعنی کامپیوتر اثر مثبت روی دستمزدهای استفاده‌کنندگان آن دارد. برآورد مدل بر اساس داده‌های سرشماری ۱۹۸۴ آمریکا نشان داد که کسانی که در حین کار از کامپیوتر استفاده می‌نمایند از دستمزد حدود ۵٫۱۸ درصد نسبت به کارکنانی که در حین کار از کامپیوتر استفاده نمی‌کنند، برخوردار هستند. این اضافه دستمزد بر اساس داده‌های سرشماری ۱۹۸۹ به حدود ۶٫۲۰ درصد افزایش یافته است. در این خصوص نتایج مشابهی در مطالعات سایر کشورهای توسعه یافته به دست آمده‌اند.

استاچ وهمکاران^۲ (۲۰۰۲) با مطالعه روی عوامل مؤثر بر گسترش اینترنت در آمریکای لاتین در سالهای ۱۹۹۰-۱۹۹۹ با توجه به الگوی مربوط به انتشار تکنولوژی و دو نوع متغیر وابسته سرانه تعداد میزبانان اینترنت و کاربران اینترنت به بررسی تأثیر ضریب جینی بر روی گسترش کاربران اینترنت پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطه منفی و قابل ملاحظه‌ای بین نابرابری درآمد و گسترش اینترنت وجود دارد به طوری که ۱۰ درصد کاهش در ضریب جینی منجر به دوبرابر شدن گسترش اینترنت میشود.

ویوارلی^۲ (۲۰۰۷) در تحقیقی تحت عنوان نوآوری و اشتغال در ایتالیا، نشان داد فناوری اطلاعات و ارتباطات با کاهش هزینه‌های مبادلاتی و در نتیجه کاهش هزینه تمام شده، از یک طرف موجب افزایش تقاضا برای محصول و در نتیجه افزایش تقاضا برای نیروی کار شده. و از طرف دیگر با کاهش هزینه، سرمایه‌گذاری‌های جدید حادث شده و در نتیجه اشتغال را افزایش می‌دهد و به این ترتیب بر توزیع درآمد اثر خواهد گذاشت.

^۱ Krueger

^۲ Vivarelli

یانگ هوان و کیونگ وان هو^۱ (۲۰۰۸) در مقاله ای با عنوان اینترنت، نابرابری درآمد و رشد، با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۶۰ کشور برای دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۲ نشان دادند که اثر ضمنی استفاده از اینترنت برای کشورهای دارای نابرابری درآمد بالاتر رشد منفی است زیرا تقسیم دیجیتال توسط اینترنت مانع رشد اقتصادی می‌شود. بعبارت دیگر تاثیر مثبت اینترنت بر روی رشد با توزیع درآمد تقویت خواهد شد.

تاتیانا وهمکاران^۲ (۲۰۱۴) در مقاله ای تحت عنوان اثر دسترسی به آموزش و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری در قزاقستان، بر اساس داده‌های مقطعی در سطح خانوارها، نتیجه گرفتند که دسترسی کم به آموزش حرفه ای و فناوری‌های اطلاعاتی ارتباطی عامل افزایش نابرابری درآمد در قزاقستان است.

جوهانسنز و باوئر^۳ (۲۰۱۷) در مقاله ای تحت عنوان: اینترنت و نابرابری درآمد: چالش‌های اجتماعی و اقتصادی در یک جامعه بسیار متضاد، معتقدند الگوهای متنوعی از کاهش و افزایش نابرابری درآمد، به طور موازی با افزایش ارتباطات ثابت و تلفن همراه ظاهر شده است. فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICTs) به طور مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد تاثیر می‌گذارد و به ندرت یک علت واحد برای نابرابری درآمد است، وبا نیروهای فنی، اقتصادی و سیاسی ارتباط برقرار می‌کند تا میزان نابرابری درآمد را شکل دهند. در این زمینه سیاست عمومی دولت ممکن است موجب بهبود پیامدهای نامطلوب شود.

۳- روش شناسی تحقیق:

این تحقیق در پی بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت^۴ بین شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۴ است که برای این منظور از آزمون علیت گرنجری برای داده‌های تابلویی^۵ استفاده شده است. در آزمون علیت گرنجری میان متغیرها، مدلی با شیوه تصحیح خطای برداری^۶، به صورت زیر تصریح شده است:

(۱)

$$\Delta IDI_{it} = \alpha_{1j} + \sum_{q=1}^p \pi_{11iq} IDI_{it-q} + \sum_{q=1}^p \pi_{12iq} \Delta GINI_{it-q} + \xi_{1i} ETC_{it-1} + \omega_{1it}$$

^۱ Yong-Hwan Noh , Kyeongwon Yoo

^۲ Tatyana et al.

^۳ Johannes M. Bauer

۱ روابط علیت گرنجری به معنای امکان پیش‌بینی چگونگی تغییر یک متغیر توسط مقادیر سایر متغیرهاست.

^۵ Panel Ganger Gausality

^۶ Vector Error Correction Mdel



(۲)

$$\Delta GINI_{it} = \alpha_{2j} + \sum_{q=1}^p \pi_{21iq} \Delta GINI_{it-q} + \sum_{q=1}^p \pi_{22iq} \Delta IDI_{it-q} + \xi_{2it} ETC_{it-1} + \omega_{2it}$$

در معادلات مذکور IDI و $GINI$ به ترتیب نشان دهنده شاخص پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (شکاف دیجیتالی) و ضریب جینی (شکاف درآمدی) استان‌های ایران، و Δ ، تفاضل مرتبه اول متغیرها، و p بیانگر تعداد وقفه‌هاست. ETC ، جمله تصحیح خطا، به صورت زیر است:

$$ETC_{it} = GINI_{it} - \hat{\alpha}_{it} - \hat{\alpha}_{2t} IDI_{it} \quad (3)$$

جمله تصحیح خطا برای بررسی رابطه علیت بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی در معادلات وارد شده است. برای پیدا کردن جمله تصحیح خطا، به تخمین ارتباط بلندمدت بین شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات و ضریب جینی نیاز است که به این منظور از روش تخمین $FMOLS$ استفاده شده است.

از آنجا که در معادلات ۱ و ۲ متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر شده است، دیگر برآوردهای OLS سازگار نیست (هیشائو^۱، ۱۹۸۶؛ آرانو و باند^۲، ۱۹۹۱؛ بالتاجی، ۱۹۹۵) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای $2SLS$ (اندرسون و هیشائو^۳) یا گشتاورهای تعمیم یافته GMM متوسل شد. در این مقاله برای برآورد معادلات (۱) و (۲) از روش برآورد سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته GMM که توسط آرانو-باور/بلوندل-باند^۴ ارائه شده استفاده شده است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری از آزمون سارگان و برای مشخص کردن تعداد وقفه‌های مدل از معیار شوارتز بیزین (SQ) استفاده شده است.

بعد از برآورد مدل (۱) و (۲) و اطمینان از مناسب بودن وقفه‌ها و متغیرهای ابزاری، براساس آزمون‌های معنای والد^۵ به بررسی معناداری پارامترهای مورد نظر در معادلات (۱) و (۲) و رابطه علیت بین آنها پرداخته می‌شود. به این صورت که در معادله (۱) برای اثبات وجود و تعیین جهت در رابطه علیت کوتاه‌مدت از $\Delta GINI$ به ΔIDI رد فرضیه صفر آزمون والد $H_0: \pi_{12iq} = 0$ برای تمامی i, q و

^۱ Hsiao

^۲ Arrelano and Bonad

^۳ Anderson and Hsiao

^۴ Arellano-Bover/Blundell-Bond

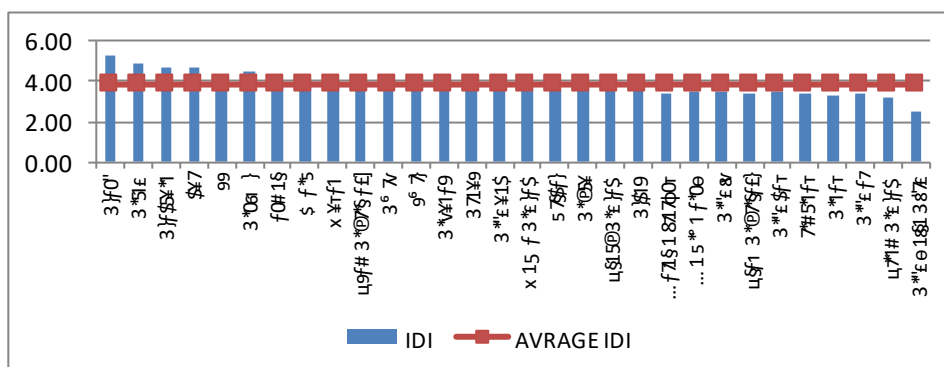
^۵ Wald Test

برای اثبات وجود ارتباط بلندمدت نیز رد فرضیه صفر آزمون والد (یا آزمون t) $\xi_{21i} = 0$ الزامی است و در معادله ۲ برای اثبات وجود و تعیین جهت رابطه علیت کوتاه‌مدت از ΔIDI به $\Delta GINI$ رد فرضیه صفر آزمون والد $H_0: \pi_{22iq} = 0$ برای تمامی q ها و برای اثبات وجود ارتباط بلندمدت نیز رد فرضیه صفر آزمون والد (یا آزمون t) $\xi_{21i} = 0$ الزامی است.

۳-۱- توضیح داده‌ها و تخمین مدل

آمار و اطلاعات شاخص دسترسی به فناوری اطلاعات و ارتباطات و شاخص ضریب جینی برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۴ به ترتیب از وزارت ارتباطات و فناوری اطلاعات (معاونت برنامه ریزی و نظارت راهبردی - دفتر بررسی‌های فنی اقتصادی) و مرکز آمار ایران (دفتر جمعیت، نیروی کار و سرشماری) بدست آمده است. در نمودار (۲) متوسط شاخص دسترسی فناوری اطلاعات و ارتباطات در استان‌ها در دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۴ نشان داده شده است.^۱

نمودار ۲. متوسط شاخص پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات در دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۴ به تفکیک استان‌ها

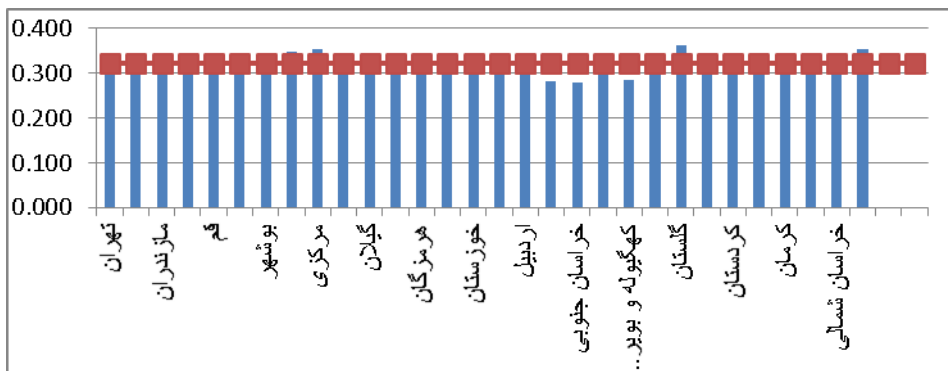


استان تهران از نظر متوسط شاخص IDI در رتبه نخست در بین سایر استان‌ها قرار دارد و پس از آن استان‌های مازندران، سمنان و یزد جزو استان‌های با رتبه بالا در این شاخص در طی شش سال اخیر قرار گرفته‌اند. استان‌های خراسان شمالی و سیستان و بلوچستان نیز در پایین‌ترین رتبه قرار دارند. شکاف

^۱ شاخص دسترسی به فناوری اطلاعات و ارتباطات بین صفر و ده قرار دارد، هرچه به ده نزدیکتر باشد نشان دهنده سطح دسترسی بیشتر به ICT است. بیشترین مقدار آن در کشور مربوط به استان تهران برابر ۶/۵۸ در سال ۱۳۹۴ می‌باشد.

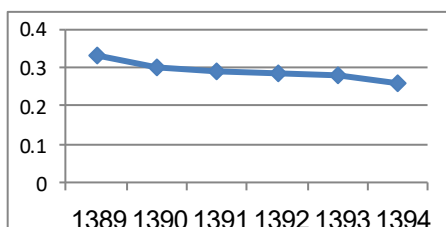
دیجیتالی بین استان‌ها در سال ۹۴ بین بالاترین و پایینترین مقدار به ۴,۶۲ رسیده است که این نشانگر شکاف دیجیتالی بالا می باشد از سوی دیگر ۱۶ استان کشور پایین تر از مقدار میانگین کشور قرار دارند .

نمودار ۳. متوسط ضریب جینی در دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۴ به تفکیک استان‌ها

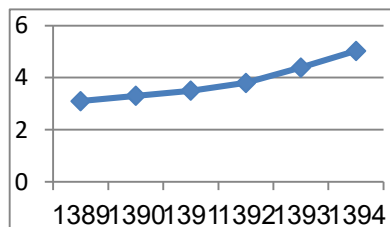


بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۴ نسبت به سال ۱۳۸۹ مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان و هرمزگان بوده است. به عبارت دیگر بیشترین کاهش نابرابری در این دو استان، در طی ۶ سال رخ داده است. متوسط ضریب جینی در طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ در استان‌های تهران، سمنان، یزد، قم، آذربایجان شرقی، اصفهان، فارس، مرکزی، هرمزگان، گلستان، اردبیل و خراسان شمالی بالا تر از میانگین ضریب جینی کشور بوده و در استان‌های مازندران، بوشهر، ایلام، قزوین، خراسان، زنجان، گیلان و کرمانشاه از میانگین ضریب جینی کشور پایین تر بوده است. استان‌های خراسان شمالی و سیستان و بلوچستان در وضعیت بیشترین میزان نابرابری قرار دارند.

نمودار ۴. متوسط ضریب جینی در استان‌ها



نمودار ۵. متوسط شاخص IDI در استان‌ها



با توجه به نمودار (۴)، ضریب جینی طی سالهای ۱۳۸۹ تا سال ۱۳۹۴ روند کاهشی را برای استان‌های کشور نشان می‌دهد. ضریب جینی کشور در سال ۸۹ از مقدار ۰,۳۴۶ به ۰,۲۸۵ در سال ۹۴ رسیده است که در این سالها ۱۷ درصد کاهش داشته است^۲. همچنین با توجه به نمودار (۵) می‌توان گفت روند شش سال از سال ۱۳۸۹ تا سال ۱۳۹۴ شاخص IDI، نشانگر روند رو به رشد آن برای همه استان‌های کشور می‌باشد بطوری که میانگین این شاخص در سال ۸۹ از ۳,۱۰ به مقدار ۵,۵۵ در سال ۹۴ ارتقا یافته است. بنابر این می‌توان گفت با فرض ثابت بودن سایر شرایط، یسرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (کاهش شکاف دیجیتالی)، با کاهش ضریب جینی (کاهش شکاف درآمدی) در استانها همسو است.

۳-۲ - تخمین مدل

روش برآورد معادلات (۱) و (۲)، روش داده‌های تابلویی پویاست. قبل از برآورد مدل، لازم است که آزمون‌های وابستگی مقطعی و مانایی بررسی شود. آزمون وابستگی مقطعی از این نظر مهم است که براساس آن می‌توان آزمون ریشه واحد انتخاب کرد. اگر وابستگی مقطعی بین متغیرها وجود نداشته باشد

^۱ هدف اصلی شاخص IDI که برای اولین بار در نسخه ۲۰۰۹ کتاب اندازه‌گیری جامعه اطلاعاتی (Measuring the Information Society) مطرح شد، اندازه‌گیری موارد زیر می‌باشد:

- توسعه سطحی و زمانی ICT در کشورها و تفاوت آن نسبت به کشورهای دیگر
- فرآیند توسعه ICT در کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه
- توزیع دیجیتال (سنجش تفاوت در توسعه ICT بین کشورها)
- پتانسیل توسعه ICT

^۲ بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۴ نسبت به سال ۱۳۸۹ مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان و هرمزگان بوده است. به عبارت دیگر بیشترین کاهش نابرابری در این دو استان، در طی ۶ سال رخ داده است. این در حالی است که در طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ در استان‌های آذربایجان شرقی، اصفهان و لرستان نه تنها ضریب جینی کاهش نیافته، بلکه افزایش نیز نشان می‌دهد

برای بررسی مانایی داده‌های تابلویی می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF) و فیلیپس-پرون-فیشر (FPF)، ایم پسران شین (IPS) و بریتانگ استفاده کرد (بالتاجی^۱، ۲۰۰۵). نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای داده‌های مورد مطالعه در جدول (۲) آورده شده است، فرضیه صفر در این آزمون نبود وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است که براساس نتایج این جدول فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و وابستگی مقطعی بین متغیرهای مورد بررسی وجود ندارد.

جدول ۲. نتایج آزمون وابستگی مقطعی برای متغیرهای بررسی شده طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۴

آزمون استقلال مقطعی پسران (۲۰۰۴)		
متغیر	مقدار آماره آزمون پسران	معناداری (Prob)
ضریب جینی	-۱/۳۷	۰/۱۶۹
شاخص پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات	-۱/۵۰۴	۰/۱۲۲

منبع: محاسبات پژوهش

۳-۳- نتایج آزمون ریشه واحد

نتایج حاصل از آزمون‌های مختلف ریشه واحد لوین، لین و چو^۲ (LLC)، ایم، پسران و شین^۳ (IPS)، مادالا، وو و چوی^۴ (MWC)، برایتونگ^۵ در سطح و تفاضل متغیرهای تحقیق در جداول (۳) و (۴) نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد بر اساس تمام آزمون‌های انجام شده، متغیرهای مدل در سطح مانا نیستند اما تفاضل مرتبه اول آنها مانا می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد و اثبات نامانایی متغیرهای تحقیق در سطح، به آزمون هم‌انباشتی بین متغیرهای تحقیق می‌پردازیم.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد متغیرها در سطح

فرضیه	فرضیه صفر: وجود ریشه واحد					
	نوع آزمون متغیر	Levin, Lin and Chu (LLC)	Breitung t-stat	Im, Pesaran And Shin (IPS) W-stat	MW-ADF Fisher Chi-square	MW-PP Fisher Chi-square
ضریب جینی	آماره	*۵/۲۳-	۸۸/۰	۱۹/۰-	۱/۵۴	*۲/۸۷
	احتمال	۰۰۰/۰	۸۱۲/۰	۴۲۲/۰	۳۲۰/۰	۰۰۰/۰

^۱ Baltagi

^۲ Levin, Lin and Chu

^۳ Im, Pesaran, and Shin

^۴ Maddala and Wu and Choi

^۵ Breitung

پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات	آماره	*۶/۲۶-	۶۱/۰	۵۱/۱-	*۷/۷۷	*۷/۱۲۲
	احتمال	۰۰۰/۰	۷۲۹/۰	۰۶۴/۰	۰۰۷/۰	۰۰۰/۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۴- آزمون ریشه واحد متغیرها در تفاضل مرتبه اول

فرضیه	فرضیه صفر: وجود ریشه واحد					
	نوع آزمون متغیرها	Levin, Lin and Chu (LLC)	Breitung t-stat	Im, Pesaran And Shin (IPS) W-stat	MW-ADF Fisher Chi-square	MW-PP Fisher Chi-square
ضریب جینی	آماره	*۶/۴۶-	۳۱/۳	*۴/۵-	*۸/۶۸	*۹/۹۶
	احتمال	۰۰۰/۰	۹۹۹/۰	۰۰۰/۰	۰۴۰/۰	۰۰۰/۰
پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات	آماره	*۰۹/۱۱-	۶۱/۰	*۰۶/۷-	*۴/۱۱۴	*۶/۱۷۴
	احتمال	۰۰۰/۰	۷۲۹/۰	۰۰۰/۰	۰۰۰/۰	۰۰۰/۰

منبع: محاسبات تحقیق

* نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در سطح خطای ۱٪ می باشد. احتمالات محاسبه شده برای آزمون‌های نوع فیشر بر اساس توزیع احتمال مجانبی کای دو و بقیه آزمون‌ها بر اساس توزیع احتمال نرمال مجانبی می باشند.

۴-۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی

با توجه به نتایج آزمونهای ریشه واحد و با کسب اطمینان از اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین آنها می پردازیم. به منظور بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها از سه آزمون مختلف هم‌انباشتگی پدرونی، وسترلاند و کاوو استفاده می شود.

جدول (۵) نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی را نشان می دهد. بر اساس نتایج بدست آمده از این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور رد می شود. نتایج حاصل از آزمون وسترلاند نیز در جدول (۶) نشان داده شده است. همانطور که در جداول (۶) مشاهده می شود، بر اساس تمام آماره‌های داده‌های تابلویی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد رد می شود. در این آزمون مقادیر احتمال قوی و پایدار بر اساس مقادیر احتمال بوت استرپ شده محاسبه می شوند که این مقادیر از پایایی بسیار بالایی جهت آزمون فرضیه برخوردار هستند و وابستگی بین مقاطع را نیز در نظر می گیرند که بر اساس این مقادیر نیز

^۱ Bootstrapped p-values

فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد می‌شود. علاوه بر دو آزمون هم‌انباشتگی فوق، آزمون هم‌انباشتگی باقیمانده‌های کائو نیز جهت اطمینان از نتایج بدست آمده انجام گردیده است. بر اساس نتایج بدست آمده از این آزمون نیز رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی در تحقیق تأیید گردید. بنابراین می‌توان گفت متغیرهای تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد این رابطه بلندمدت برآورد می‌گردد.

جدول ۵- آزمون هم‌انباشتگی پدرونی^۱

فرضیه صفر: عدم وجود هم‌انباشتگی								
آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدا				آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند زمانی				
آماره‌های تابلویی میان گروهی				آماره‌های تابلویی میان گروهی				
نوع آزمون	پدرونی، ۱۹۹۹		پدرونی، ۲۰۰۴ (آماره وزنی)		پدرونی، ۱۹۹۹		پدرونی، ۲۰۰۴ (آماره وزنی)	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Panel v-Statistic	۳۸/۰	۰۳۸/۰	۱۸/-۰	۰۳۹/۰	۵/-۰	۰۳۵/۰	۲۳/-۰	۰۳۸/۰
Panel rho-Statistic	۹۵/۰	۰۲۴/۰	۲۱/۱	۰۱۹/۰	۷۶/۱	۰۸۳/۰	۵۴/۱	۰۱۲/۰
Panel PP-Statistic	۳۶/۰	۰۳۷/۰	۸۹/۰	۰۲۶/۰	۲۶/۱	۰۱۸/۰	۵۹/۰	۰۳۳/۰
Panel ADF-Statistic	۶۹/-۰	۰۳۱/۰	۶۷/۰	۰۳۱/۰	۳۶/-۰	۰۳۷/۰	۶۸/-۰	۰۳۱/۰
آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)				آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)				
نوع آزمون	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال
Group rho-Statistic	۵۵/۱	۰۶۹/۰		۲۴/۲	۰۲۳/۰		۲۴/۲	۰۲۳/۰
Group PP-Statistic	۹۸/۱	۰۱۶/۰		۰۲/۱	۰۲۳/۰		۰۲/۱	۰۲۳/۰
Group ADF-Statistic	۷۲/۰	۰۳۰/۰		۳۸/-۰	۰۳۷/۰		۳۸/-۰	۰۳۷/۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۶- آزمون هم‌انباشتگی تابلویی وسترلاند^۲

فرضیه صفر: عدم وجود هم‌انباشتگی						
آماره	با در نظر گرفتن عرض از مبدا			با عرض از مبدا و روند		
	آماره آزمون	احتمال ۲	احتمال قوی ۱	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی

^۱ تمام آزمون‌های انجام شده نرمال هستند و توزیع جانبی آنها نیز نرمال استاندارد می‌باشد.
^۲ طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک ۱ انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ برای محاسبه میزان احتمال‌های بوتراسترپ شده که باعث حذف اثرات وابستگی مقطعی می‌شوند نیز برابر با ۴۰۰ در نظر گرفته شده است.

Gt	۹۸۵/۴-	۰۴۵/۰	۰۰۱/۰	۹۸۴/۵-	۰۳۵/۰	۰۰۰/۰
Ga	۹۷۵/۵-	۰۶۵/۰	۰۰۰/۰	۰۸۹/۴-	۰۵۵/۰	۰۰۵/۰
Pt	۸۷۵/۵-	۰۲۱/۰	۰۰۱/۰	۸۷۶/۵-	۰۲۳/۰	۰۰۱/۰
Pa	۶۵۱/۴-	۰۰۱/۰	۰۰۰/۰	۳۲۳/۵-	۰۱۱/۰	۰۰۲/۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۷ - آزمون هم انباشتگی باقیمانده کاوو (Kao)

مدل	آماره دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)	احتمال
GINI IDI	۷۵/-۱	۰۳۹/۰

منبع: محاسبات تحقیق

*آماره دیکی-فولر تعمیم یافته در این آزمون بر اساس اجزا باقیمانده می باشد.

بر اساس نتایج بدست آمده از این آزمون نیز رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی در تحقیق تأیید گردید. بنابراین می توان گفت متغیرهای تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند. برای بررسی رابطه علیت بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی، نیاز به تخمین مدل و به دست آوردن جمله تصحیح خطاست^۳؛ بنابراین مدل زیر برآورده شده است:

$$GINI_{it} = \hat{\alpha}_{1it} IDI_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

روش تخمین معادله (۴)، حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) است که به دلیل مزیت‌هایی همچون تصحیح همبستگی سریالی و تصحیح درون‌زایی نسبت به روش OLS، مناسب‌تر است. نتایج تخمین به روش حداقل مربعات تعدیل‌شده (FMOLS) با استفاده از داده‌های تابلویی^۴، ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد بین متغیرهای مورد بررسی رابطه وجود دارد.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل FMOLS با استفاده از داده‌های تابلویی طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۴

متغیر وابسته: ضریب جینی

متغیر	ضریب	آماره آزمون	ضریب تعیین
IDI	-۰/۰۱۹	۴/۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۹۴

منبع: محاسبات پژوهش

مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

^۱ Robust p-value

^۲ P-value

۱ وسترلند (۲۰۰۵: ۳۰۵) بیان می‌کند که منفعت این روش این است که در مقابل سایر روش‌هایی که ساختار وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرند کارا تر است.

^۴ Panel Fully Modified OLS (FMOLS)

پس از تخمین مدل‌های بلندمدت و به دست‌آوردن جملات خطا، به بررسی رابطه علیت گرنجری میان متغیرهای مورد بررسی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری پرداخته و معادلات زیر برآورد خواهد شد:

(۵)

$$\Delta GINI_{it} = \alpha_{2j} + \sum_{q=1}^p \pi_{11iq} \Delta GINI_{it-q} + \sum_{q=1}^p \pi_{12iq} \Delta IDI_{it-q} + \xi_{2i} ETC_{it-1} + \omega_{2it}$$

(۶)

$$\Delta IDI_{it} = \alpha_{1j} + \sum_{q=1}^p \pi_{21iq} \Delta IDI_{it-q} + \sum_{q=1}^p \pi_{22iq} \Delta GINI_{it-q} + \xi_{2i} ETC_{it-1} + \omega_{1it}$$

معادلات ۵ و ۶ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و داده‌های تابلویی برآورد شده، که وقفه‌های معادلات بر مبنای معیار شوارتز بیزین (SQ) وقفه ۱ برای کلیه معادلات در نظر گرفته شده است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن روش در مدل‌های GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود. آزمون سارگان برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود که فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. مقدار آزمون سارگان در جدول‌های (۹) گزارش شده است. براساس نتایج این جدول‌ها، صحت اعتبار نتایج مدل‌های آزمون شده براساس روش GMM تأیید می‌شود.

جدول ۹. آزمون سارگان معادلات ۵ و ۶

متغیر وابسته	آماره‌ی سارگان
ΔIDI	۷/۵۸ (۰/۵۷۶)
$\Delta GINI$	۶/۹۶ (۰/۶۴۰)

منبع: محاسبات پژوهش

برای بررسی روابط علیت گرنجری پس از انتخاب وقفه‌های موردنظر برای هر کدام از متغیرهای موجود و تخمین معادلات توسط روش گشتاور تعمیم‌یافته و بعد از اجرای آزمون سارگان و اطمینان از صحت اعتبار نتایج مدل‌های آزمون شده براساس روش GMM با اجرای آزمون والد بر روی متغیرهای معادلات (۵) و (۶) به بررسی معناداری ضرایب پرداخته خواهد شد. برای بررسی وجود رابطه علیت

گرنجری کوتاه‌مدت، از شاخص توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، ابتدا فرضیه صفر آزمون والد مبنی بر $\pi_{\tau_{iq}} = 0$ بررسی می‌شود و سپس اگر احتمال به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد شده (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) و ارتباط علیت گرنجری کوتاه‌مدت از متغیر توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات به ضریب جینی تأیید می‌شود. برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته نیز فرضیه صفر آزمون والد مبنی بر $\beta_{\tau_{iq}} = 0$ بررسی خواهد شد؛ در این آزمون نیز اگر احتمال به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد و وجود رابطه علیت گرنجری بلندمدت اثبات می‌شود. همچنین، مقدار ضریب ECT نشان‌دهنده سرعت تعدیل در بلندمدت است. همچنین برای بررسی رابطه علیت گرنجری کوتاه‌مدت از ضریب جینی به توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات ابتدا فرضیه صفر آزمون والد مبنی بر $\pi_{\tau_{iq}} = 0$ بررسی می‌شود و سپس اگر احتمال به دست آمده زیر ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد شده (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) و ارتباط علیت گرنجری کوتاه‌مدت از متغیر ضریب جینی به توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات تأیید می‌شود. برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته نیز فرضیه صفر آزمون والد مبنی بر $\beta_{\tau_{iq}} = 0$ بررسی خواهد شد و در این آزمون نیز اگر احتمال به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد و وجود رابطه علیت گرنجری بلندمدت اثبات می‌شود. در جدول ۱۰ نتایج آزمون والد برای معادلات ۵ و ۶ آورده شده است. براساس نتایج جدول (۱۰) علیت دوطرفه بین شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی در کوتاه مدت و بلند مدت وجود دارد.

جدول ۱۰. نتایج آزمون والد برای معادله‌های ۵ و ۶

متغیر وابسته	$\Delta GINI$	ΔIDI	ECT (-1)	رابطه‌ی علیت کوتاه‌مدت	رابطه‌ی علیت بلندمدت
$\Delta GINI$	-	-۵/۷۷ (۰/۰۰۰)	۲/۰۹ (۰/۰۳۹)	$\Delta IDI \rightarrow$ $\Delta GINI$	$\Delta IDI \rightarrow$ $\Delta GINI$
ΔIDI	-۶/۱۹ (۰/۰۰۰)	-	-۲/۸۸ (۰/۰۰۰)	$\Delta GINI \rightarrow$ ΔIDI	$\Delta GINI \rightarrow$ ΔIDI

مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال آزمون والد است. منبع: محاسبات دقیق

پس از تشخیص جهت علیت که دو سویی می‌باشد، مدل پایه ای شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی تنها بصورت تابعی شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی با لحاظ متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی برآورد می‌شود. برای برآورد اثر شکاف دیجیتالی بر شکاف درآمدی (و برعکس) در استان‌ها عرض از مبدا و ضرایب شیب بین تمامی مقاطع (استانها) مشترک فرض شده اند. برآورد که با روش حداقل مربعات معمولی

صورت می‌گیرد، به روش حداقل مربعات تلفیقی^۱ معروف است. نتایج حاصل از برآورد الگو با روش حداقل مربعات تعمیم یافته (مقطعی وزنی)^۲ به منظور رفع و یا تقلیل مشکل ناهمسانی واریانس به صورت زیر بوده است:

$$GINI = 0.39 - 0.017 IDI - 0.008LRGDP$$

$$(6.41) \quad (-6.73) \quad (-2.25)$$

$$R^2 = 0.51 \quad F = 5.11 \quad D.W = 1.95$$

ضرایب مدل فوق از لحاظ آماری معنی دار بوده و نشان می‌دهد که با پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (شکاف دیجیتالی کمتر)، شکاف درآمدی کاهش می‌یابد.

$$IDI = 5.79 - 7.093 GINI - 0.003LRGDP$$

$$(8.13) \quad (-6.24) \quad (-2.52)$$

$$R^2 = 0.57 \quad F = 6.32 \quad D.W = 1.94$$

در این مدل نیز ضرایب معنی دار بوده و نشان می‌دهد که افزایش شکاف درآمدی مانع پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (افزایش شکاف دیجیتالی) می‌شود.

۴- نتیجه گیری

فناوری اطلاعات و ارتباطات با کاهش هزینه‌های مبادلاتی و در نتیجه کاهش هزینه تمام شده، از یک طرف موجب افزایش تقاضا برای محصول و در نتیجه افزایش تقاضا برای نیروی کار شده. و از طرف دیگر با کاهش هزینه، سرمایه‌گذاری‌های جدید بوجود آمده و در نتیجه اشتغال را افزایش می‌دهد و به این ترتیب بر توزیع درآمد اثر مثبت خواهد گذاشت. همچنین با بهبود توزیع درآمد در جامعه امکان بهره‌برداری از فناوری اطلاعات و ارتباطات برای اقشار مختلف فراهم شده و در نتیجه تقاضا برای محصولات ICT افزایش می‌یابد. هدف این مقاله بررسی رابطه علیت شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی بین استان‌های ایران می‌باشد، عبارت دیگر آیا شکاف دیجیتالی (نابرابری در دسترسی و استفاده از ICT) موجب افزایش نابرابری درآمدها می‌شود یا بر عکس نابرابری درآمد علت شکاف دیجیتالی است؟ یا آنکه باز خوردی بین آنها وجود دارد. از داده‌های تابلویی برای ۳۱ استان کشور با توجه به دسترسی به اطلاعات در دوره ۳۸۹ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است. از طریق آزمون علیت گرنجری داده‌های تابلویی رابطه علیت بررسی، سپس اثر شکاف دیجیتالی بر شکاف درآمدی و اثر شکاف درآمدی بر شکاف دیجیتالی با استفاده از روش حداقل مربعات تلفیقی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که اولاً: رابطه شکاف

^۱ Pooled Lest Square

^۲ Cross Section Weights



دیجیتالی و شکاف درآمدی دوسویه است؛ ثانيا: پیشرفت پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (کاهش شکاف دیجیتالی) سبب کاهش نابرابری درآمد (کاهش شکاف درآمدی) می‌شود. همچنین افزایش شکاف درآمدی مانع پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (افزایش شکاف دیجیتالی) می‌شود. بر اساس نتیجه این تحقیق، پیشنهاد می‌شود جهت نیل به اهداف عدالت اقتصادی و اجتماعی و بهبود وضعیت توزیع درآمد در استان‌ها از فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان یک ابزار مهم استفاده نمود. از طریق آموزش نیروی انسانی و ایجاد مشاغل مرتبط با فناوری اطلاعات و ارتباطات در استان‌های مختلف کشور می‌توان به افزایش دستمزدها و در نتیجه کاهش شکاف درآمدی کمک نمود. همچنین برای افزایش دسترسی و بهره‌مندی از فناوری اطلاعات و ارتباطات به افزایش درآمد سرانه و سیاست‌های تعدیل توزیع درآمد در استان‌ها مبادرت ورزید.

منابع:

- Acemoglu, D. (2002). **Technical change, inequality, and the labor market**. Journal of Economic Literature, 40 (1), 7-72.
- Asteriou, D., Dimelis, S. and Moudatsou, A. (2014). **Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries**. Economic Modeling 36, pp592-599.
- Brynjolfsson, E., & McAfee, A. (2011). **Race against the machine: How the digital revolution is accelerating innovation, driving productivity, and irreversibly transforming employment and the economy**. Lexington, MA: Digital Frontier Press.
- Dewan, S., & Riggins, F.J. (2005). **The digital divide: Current and future research directions**. Journal of the Association for information system, 6 (12), 1-53.
- Issazadeh Roshan Y and Cheraghi (2011) **The Causes of Digital Divided and Income divided: A Case Study of Selected Countries**. Economic Research and Policy: Spring 2011, Volume 19, Number 57, 216-99
- Frey, C. B., & Osborne, M. A. (2013). **The future of employment: How susceptible are jobs to computerization? Working paper Oxford University**. available at: <http://arce>.
- Fuchs, C. (2009). **The role of income inequality in a multivariate cross-national analysis of the digital divide**. Social Science Computer Review, 27(1), 41-58.
- García-Murillo, M., MacInnes, I., & Bauer, J. M.. (2015). **Effects of ICTs on employment: A conceptual framework**. Paper presented at the 26th European Regional Conference of the International Telecommunications Society, San Lorenzo de el Escorial, Spain.
- Johannes M. Bauer (2017). **The Internet and income inequality: Socio-economic challenges**, Telecommunications Policy, 1-11
- Krueger A (1993) **How computers have changed the wage structure: evidence from micro data; 1984-1989**. Economics. 108: 33-60.
- Kuznets, S. (1955), **Economic Growth and Income Inequality**., American Economic Review, Vol. 45, Pp. 1-28.
- Lloyd-Ellis H (1999) **Endogenous technological change and wage inequality**. American Economic Review. 89: 47-77.

- Martin S. P. and Robinson J. P (2004) **The Income digital divide; an international perspective it & society**. Maryland Population Research Center. 7: 1-20.
- Milanovic, B. (2016). **Global inequality: A new approach for the age of globalization**. Cambridge, MA; London, England: The Belknap Press of Harvard University Press.
- NTIA. (2013). **Exploring the digital nation: America's emerging online experience**. Washington, DC: U.S. Department of Commerce, National Telecommunications and Information Administration, Economics and Statistics Administration.
- Parayil, G. (2005). **The digital divide and increasing returns: Contradictions of informational capitalism**. The Information Society, 21(1), 41–51.
- Piketty, T., & Saez, E. (2003). **Income inequality in the United States, 1913-1998**. Quarterly Journal of Economics, 118(1), 1–39.
- 18.Pohjola,M.(2002)" **New Economy in Growth and Development** ",united nations university ,WIDER (world Institute for Development Economics Research Discussion paper ,NO.2002/67)
- Pourforj A. Et al. (2010) **Information and communication technology, income inequality and Economic growth, quantitative Economic Growth** , 75-94
- Rid, T. (2016). **Rise of the machines: A cybernetic history**. New York: W. W. Norton.
- Seperdost H And Khadai H (2012) **The Effect of Information and Communication Technology on Occupation in the Model Countries of the Islamic Conference**. Modern Economics and Trade. 20, 31-17.
- Tatyana Kudashevaa , Svetlana Kunitsa , Bulat Mukhamediyev(2015), **Effects Of Access To Education And InformationCommunication Technology On Income Inequality In Kazakhstan**, Procedia - Social and Behavioral Sciences 191 (2015) 940 – 947
- Tinbergen, J. (1970). **A positive and a normative theory of income distribution**. Review of Income and Wealth, 16(1), 221–234.
- Tom Kennedy, Russell Smythb, Abbas Valadkhanic, George Chena(2107) **Does income inequality hinder economic growth? New evidence using Australian taxation statistics Economic Modelling xxx (xxxx) xxx–xxx**

- Varian, H, Litan R.E, Anderew, E, Shutter J, (2002) **The Net Impact Study**. The projected economic benefits of the Internet in the United Kingdom France Available at <http://www.netimpactsudy.com/>
- Vivarelli M (2007) **Innovation and employment: a survey**. Institute For The Study Of Labor,Italy.
- Wang, W. C. (2008). **Social-economic changes in the transition to an information economy**. Journal of Cyber Culture and Information Society, 14: 69-99.
- Yong-Hwan Noh; Kyeongwon Yoo; (2008)**Internet, inequality and growth**; Journal of Policy Modeling 30 .1005-1016
- Zadeh Nasir Z And Toifighi H. (2012) **Relationship between income inequality and economic growth under the influence of communication and information technology** . Second National Conference on Economic Development Strategies, Focusing on Regional Planning, Islamic Azad University, Sanandaj. Sanandaj.

