

فاوا و نابرابری در آمد در ایران

ابوالقاسم گل خندان^{۱*}، مجتبی خوانساری^۲، داود گل خندان^۳

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت صنعتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک

۳- کارشناس ارشد مدیریت صنعتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه علیت بین شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و نابرابری درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۳ است. به عبارت دیگر، آیا فناوری اطلاعات و ارتباطات موجب افزایش نابرابری درآمد در ایران بوده است یا بالعکس نابرابری درآمد علت میزان دسترسی به فناوری اطلاعات و ارتباطات است؟ و آیا بازخوردی بین آنها وجود دارد؟ به این منظور از روش تجزیه و تحلیل سری زمانی مشتمل بر آزمون ریشه واحد و دو روش علیتی آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان‌دهنده رابطه علیت یکطرفه از سمت نابرابری درآمد به تمام شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات است. به این معنا که نابرابری درآمد در کشور سبب گسترش شکاف دیجیتالی خواهد شد.

کلیدواژه‌ها: فناوری اطلاعات و ارتباطات، نابرابری درآمد، آزمون باند، آزمون علیت تودا و یاماموتو، ایران.

۱- مقدمه

۲۵۵ درصد رشد داشته است. همچنین بین این سال‌ها تعداد کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر (به عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ICT) در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به ترتیب به میزان ۱۵۳، ۱۰۲ و ۲۳۵ درصد افزایش داشته است. بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ نیز نسبت خانوارهایی که به اینترنت دسترسی داشته‌اند (به عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ICT) در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به ترتیب به میزان ۷۵، ۶۲ و ۱۲۳ درصد افزایش داشته است [۱].

فناوری اطلاعات و ارتباطات^۱ (فاوا) (ICT) با سرعت متحیرکننده‌ای در کشورهای جهان و بالاخص کشورهای در حال توسعه در حال رشد است. به طور مثال بر اساس آمارهای گزارش شده از سوی اتحادیه بین‌المللی مخابرات^۲ (۲۰۱۱) بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰، تعداد خطوط تلفن همراه به ازای هر ۱۰۰ نفر (به عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ICT) در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به ترتیب به میزان ۱۸۷، ۱۰۷ و

* نویسنده عهده‌دار مکاتبات: golkhandana@gmail.com

1-Information and Communication Technology (ICT)

2-ITU

۲- پیشینه پژوهش

به طور کلی مدلی که برای تعیین رابطه کلان اقتصادی بین ICT و نابرابری درآمد و رشد اقتصادی معرفی می‌شود بر اساس مقاله نو و یو [۳] است. در این مدل با در نظر گرفتن یک سری فروض اساسی، نشان داده شده است که ICT رابطه باثبات توزیع درآمد و رشد اقتصادی را تغییر می‌دهد. به عبارتی دیگر گسترش ICT، توازن در توزیع درآمد را به هم زده و از این طریق رشد اقتصادی را متأثر می‌کند.^۴

در این راستا تحقیقات نشان می‌دهند که بین نابرابری درآمد و دسترسی و استفاده از ICT رابطه متقابل وجود دارد. دسترسی و استفاده از ICT ممکن است باعث افزایش یا کاهش نابرابری درآمد شود. ICT به طور بالقوه با افزایش قابلیت‌های اساسی و ایجاد فرصت‌های شغلی می‌تواند عاملی در جهت افزایش دستمزد و درآمد باشد و به این ترتیب باعث افزایش نابرابری درآمد شود. همچنین به نظر ویوارلی^۵ [۴] ICT با کاهش هزینه‌های مبادلاتی و در نتیجه کاهش هزینه تمام شده، موجب افزایش تقاضا برای محصول و در نتیجه نیروی کار شده و به این ترتیب بر توزیع درآمد اثر خواهد گذاشت.

مطالعه کروگر^۶ [۵] از جمله اولین پژوهش‌هایی است که در زمینه تأثیر ICT بر نابرابری در پرداخت دستمزد به نیروی کار انجام شده و نتایج آن نشان داده است که بین نابرابری درآمد و دسترسی و استفاده از اطلاعات و فناوری ارتباطات رابطه متقابل وجود دارد و ممکن است دسترسی و استفاده از ICT باعث افزایش یا کاهش نابرابری در درآمد شود.

آسموگلو^۷ [۶] نشان داده است که افزایش اخیر در نابرابری درآمد در اغلب کشورهای توسعه‌یافته ناشی از افزایش دستمزدهای مشاغل مرتبط با ICT بوده است.

مارتین و رایبسون^۸ [۷] نشان داده‌اند که توسعه اینترنت باعث باعث در آمریکا با تأثیرگذاری بر بهره‌وری باعث افزایش درآمد برخی افراد شده است. همچنین شواهد تجربی بیانگر

از آنجا که فاوا سبب بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود کشورهای در حال توسعه در پی آن هستند که از طریق گسترش فاوا به رشد اقتصادی مطلوبی دست یابند. اما شکاف دیجیتالی^۱ به وجود آمده (که به تفاوت افراد، خانوارها، بنگاه‌ها و کشورها در دسترسی به ICT اشاره دارد) باعث نگرانی این کشورها شده است و بیم آن دارند که این شکاف از یک سو نابرابری در توزیع درآمد را بدتر کند و از سوی دیگر توزیع نابرابر درآمد که معمولاً در این کشورها وجود دارد مانع از گسترش فاوا شود [۲]. با توجه به اینکه ایران نیز جزء کشورهای در حال توسعه با رشد اقتصادی تقریباً پایین و نابرابری درآمد بالاست و فاوا نیز در آن رو به گسترش می‌باشد هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه علیت بین فاوا و نابرابری درآمد در ایران است. به عبارت دیگر در این مقاله به دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که آیا شکاف درآمدی موجب افزایش شکاف دیجیتالی در ایران شده است و یا برعکس، تغییر شکاف دیجیتالی دلیل تغییرات شکاف درآمدی است و آیا بازخوردی بین آنها وجود دارد؟ همچنین، با توجه به ارتباط نزدیک بین بخش اطلاعات و ارتباطات با سطح درآمد، بررسی رابطه متقابل این دو متغیر می‌تواند در برنامه‌ریزی و تبیین سیاست‌های صنعت ICT در دیدگاه کلان حائز اهمیت باشد. در این راستا تاکنون مطالعه‌ای داخلی منحصر به کشور ایران انجام نشده است لذا مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از اطلاعات و داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۳ و دو روش علیتی، شامل آزمون‌های همگرایی باند^۲ و تودا و یاماموتو^۳ (۱۹۹۵) [۲۵] و چهار شاخص اندازه‌گیری ICT، تبیین دقیق‌تری از رابطه بین فاوا و نابرابری درآمد در ایران ارائه دهد.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به پیشینه پژوهش می‌پردازد. بخش سوم به مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به تحلیل نتایج تجربی پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

۴- به منظور آشنایی بیشتر با فروض این مدل و مباحث ریاضی مرتبط با آن به مقاله نو و یو [۳] مراجعه کنید.

5-Vivarelli
6-Krueger
7-Acemoglu
1-Martin & Robinson

1-Digital Device
2-Bond Cointegration
3-Toda and Yamamoto

توسعه کشورها و نابرابری، غیرخطی و مطابق با فرضیه کوزنتس بوده است. ارتباط بین رشد نام‌نویسی دبیرستان‌ها و نابرابری درآمد منفی بوده است. اثر آزادی اقتصادی بر نابرابری مثبت (تنها در مدل سال ۲۰۰۰ معنادار بوده است) است. آزادی پایین اقتصادی موجب کاهش نابرابری شده در حالی که آزادی متوسط موجب افزایش نابرابری شده است.

نو و یو [۳] نشان داده‌اند بین پذیرش اینترنت و نابرابری درآمد در اقتصاد رابطه وجود دارد. آنها از تکنیک داده‌های تابلویی برای ۶۰ کشور طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۲ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است که تأثیر ضمنی پذیرش اینترنت بر رشد اقتصادی در کشورهایی با سطح بالای نابرابری درآمد، منفی است زیرا شکاف دیجیتالی مانعی در برابر رشد اقتصادی ایجاد شده به وسیله اینترنت است. در مقابل، توزیع مجدد درآمد و کاهش نابرابری آن موجب تأثیر مثبت اینترنت بر رشد اقتصادی می‌شود.

وانگ^۸ [۱۵] نشان داده که نابرابری درآمد در تایوان با رشد فناوری اطلاعات در دهه ۱۹۸۰ بیشتر شده است. وی نشان داد که نابرابری درآمد، بیکاری و اشتغال کارگران در دهه ۱۹۸۰ نسبت به دهه‌های دیگر افزایش یافته است و این افزایش را می‌توان به رشد نسبی فناوری اطلاعات در تایوان نسبت داد.

بوهمن^۹ [۲] در مطالعه خود تحت عنوان "توزیع درآمد و انتشار شبکه: مطالعه موردی مخابرات برزیل" به بررسی نقش توزیع درآمد بر انتشار تلفن‌های ثابت در مناطق مختلف برزیل پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که برای کل مناطق، اثر توزیع درآمد بر روی انتشار شبکه منفی بوده است. به این معنا که نابرابری بیشتر باعث به تعویق افتادن گسترش شبکه مخابراتی می‌شود.

مطالعات تجربی داخلی متعددی در زمینه تأثیر ICT بر روی متغیرهای کلان اقتصادی و یا عوامل تأثیرگذار بر نابرابری درآمد انجام شده است (به عنوان مثال مطالعات مرادی و همکاران [۱۶]، سپهردوست و خدایی [۱۷]، فلاحی و همکاران [۱۸] و گل‌خندان و همکاران [۱۹] را مشاهده کنید) اما مطالعات داخلی انجام شده در زمینه رابطه ICT و

این است که ICT با تأثیرگذاری بر بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی به طور غیرمستقیم منجر به افزایش درآمد شده و موجب کاهش نابرابری می‌شود. لیود-الیس^۱ [۸] بیان می‌کند که توسعه ICT بهره‌وری نیروی کار را افزایش داده و ممکن است باعث کاهش نابرابری شود.

از سوی دیگر، رشد درآمد ملی و در نتیجه درآمد سرانه به وضوح عامل اصلی توسعه مستقیم ICT است. البته باید در نظر داشت که اثر رشد درآمد ملی بر توسعه ICT به عوامل و شرایط دیگر جامعه نیز بستگی دارد و به همین دلیل است که سطح یکسان درآمد ملی می‌تواند سطوح مختلفی از توسعه ICT را به دست دهد. بنابراین نابرابری درآمد باعث افزایش شکاف دیجیتالی می‌شود.

شلوفر و هیوزینگ^۲ [۹] عوامل مؤثر بر شکاف دیجیتالی را سن، جنسیت، درآمد، آموزش و موقعیت در نظر گرفته‌اند. آنها نشان داده‌اند که از بین عوامل فوق به ترتیب آموزش، درآمد، سن و جنسیت بیشترین تأثیر را بر شکاف دیجیتالی در کشورهای اروپایی در دهه ۱۹۹۰ داشته است.

پاجولا^۳ [۱۰]، چین و فیملی^۴ [۱۱]، دیون و ریگینز^۵ [۱۲] نشان داده‌اند که سطح درآمد و آموزش به عنوان عامل مؤثر در دسترسی و استفاده افراد از ICT می‌باشد. بنابراین منطقی است انتظار داشته باشیم توسعه ICT متأثر از رابطه متقابل نابرابری درآمد و پذیرش ICT است.

تحقیقات بسیاری اثر مثبت ICT را بر تولید از طریق افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه مبادلاتی تأیید می‌کند. دیون و ریگینز [۱۲] و جرگنسون و استیرو^۶ [۱۳] معتقدند مجموعه‌ای از شواهد وجود دارد که نشان می‌دهند ICT به عنوان جانشینی برای نهاده کار و سرمایه عمل می‌کند و این جانشینی برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان منافع ایجاد می‌کند.

ولز^۷ [۱۴] با استفاده از اطلاعات مقطعی، پژوهشی تحت عنوان اثر آموزش و پرورش بر نابرابری درآمدی انجام داده که نتایج پژوهش وی حاکی از آن است که ارتباط بین سطح

1-Lloyd-Ellis
2-Shelhofer & Husing
3-Pohjola
4-Chain & Fairlie
5-Dewn & Riggins
6-Jorgenson & Stiroh
7-Wells

8-Wang
9-Bohman

کامل‌تری به داده‌های شاخص‌های فوق نسبت به سایر شاخص‌های ICT وجود دارد. منبع داده‌های مربوط به شاخص‌های ICT فوق، شاخص‌های توسعه جهانی^۱ (WDI) است.

به منظور اندازه‌گیری نابرابری درآمد نیز از شاخص ضریب جینی (Gini) استفاده شده است. ضریب جینی یک واحد اندازه‌گیری پراکندگی آماری است که معمولاً برای سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه آماری استفاده می‌شود. این ضریب با نسبتی تعریف می‌شود که ارزشی بین صفر و یک دارد: ضریب جینی پایین، برابری بیشتر در توزیع درآمد یا ثروت را نشان می‌دهد در حالی که ضریب جینی بالاتر، توزیع نابرابر را مشخص می‌کند. منبع داده‌های این متغیر بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. همچنین نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۳ است.^۲ شایان ذکر است که به منظور همگن‌تر کردن داده‌های متغیرها، با تقسیم داده‌های شاخص‌های ICT به عدد ۱۰۰، کلیه داده‌های متغیرها به شکل نرمال درآمد اند.

با توجه به توضیحات فوق و به منظور بررسی رابطه علی بین فاوا و نابرابری درآمد، چهار مدل به صورت جدول ۱ در نظر گرفته شده است.

در ادامه به تحلیل روند متغیرهای مورد بررسی طی بازه زمانی مورد نظر می‌پردازیم. در شکل ۱ نمودار مقدار ضریب جینی در ایران نشان داده شده است. بر اساس این نمودار مقدار ضریب جینی دارای فراز و نشیب‌های گوناگونی بوده و حول و حوش مقدار ۰/۴ در نوسان بوده است. اما آنچه بر اساس این نمودار مشهود می‌باشد آن است که مقدار این ضریب طی سال‌های اخیر دارای روندی کاهشی بوده است.

جدول ۱) مدل‌های مورد بررسی رابطه علیت بین نابرابری درآمد و

شاخص‌های ICT

مدل	الگوی تبعی مورد استفاده	مدل	الگوی تبعی مورد استفاده
۱	$Gini_t = f(INT_t)$	۳	$MOB_t = f(Gini_t)$
۲	$Gini_t = f(PC_t)$	۴	$Gini_t = f(TEL_t)$

1-World Development Indicators

۲-شایان ذکر است داده‌های تعداد کامپیوترهای شخصی در هر ۱۰۰ نفر تا پایان سال ۱۳۸۶ در دسترس بوده است.

نابرابری درآمد، اندک و انگشت‌شمار است. عیسی‌زاده روشن و چراغی [۲۰] در مطالعه‌ای علل شکاف دیجیتالی و درآمدی را در کشورهای منتخب مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد با افزایش شکاف درآمدی، فرصت دیجیتالی بیشتر می‌شود و با افزایش فرصت دیجیتالی، شکاف درآمدی افزایش می‌یابد. این در حالیست که نتایج به دست آمده برای کشورهای با سطح بالای نابرابری درآمد، عکس نتایج به دست آمده برای کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد است.

۳- مدل و روش تحقیق

۱-۳ معرفی مدل، متغیرها و توصیف داده‌ها

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه علی بین نابرابری درآمد (IU) و فاوا (ICT) در ایران فرم‌های تبعی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$IU_t = f(ICT_t) \quad , \quad ICT_t = f(IU_t)$$

معادله سمت چپ در بررسی رابطه علی از سمت نابرابری درآمد به فناوری اطلاعات و ارتباطات و معادله سمت راست در بررسی رابطه علی از سمت فناوری اطلاعات و ارتباطات به نابرابری درآمد به کار گرفته می‌شود. در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری فناوری اطلاعات و ارتباطات از چهار شاخص زیر استفاده شده است:

INT_t : تعداد کاربران اینترنت (به ازای هر ۱۰۰ نفر جمعیت)

MOB_t : تعداد خطوط تلفن همراه (به ازای هر ۱۰۰ نفر

جمعیت)

PC_t : تعداد کامپیوترهای شخصی (به ازای هر ۱۰۰ نفر

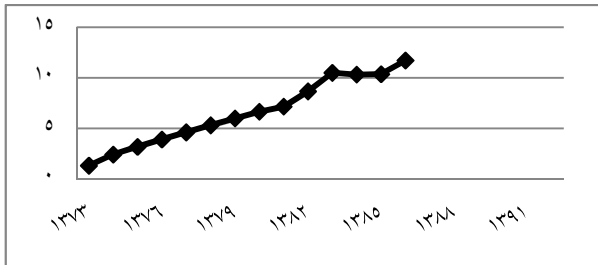
جمعیت)

TEL_t : تعداد خطوط تلفن ثابت (به ازای هر ۱۰۰ نفر

جمعیت)

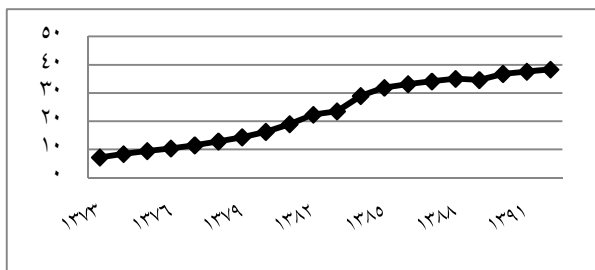
دلیل انتخاب شاخص‌های فوق آنست که در رتبه‌بندی کشورهای جهان بر اساس اطلاعات آماری و گزارش‌های بین‌المللی ارائه شده از لحاظ شاخص‌های ICT، بیشترین تأکید بر دسترسی و زیرساخت است. همچنین دسترسی

شکل ۴ نیز نمودار تعداد کامپیوترهای شخصی را به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران طی دوره زمانی نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، روند تعداد کامپیوترهای شخصی در ایران یک روند افزایشی بوده است.



شکل ۴) نمودار تعداد کامپیوترهای شخصی به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۸۶

شکل ۵ نیز نمودار تعداد خطوط تلفن ثابت را به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران نشان می‌دهد. با پایان جنگ تحمیلی و آغاز دوران سازندگی، مقدار این شاخص با روند تقریباً ثابتی تا سال ۱۳۹۲ افزایش یافته و به سطح ۳۴ خط به ازای هر ۱۰۰ نفر در این سال رسیده است.



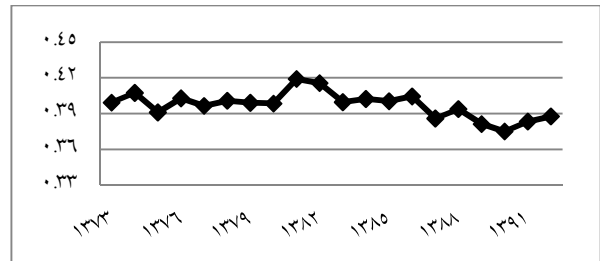
شکل ۵) نمودار تعداد خطوط تلفن ثابت به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۹۲

۲-۳ روش تحقیق

در این مطالعه جهت بررسی دقیق‌تر رابطه علیت بین ICT و نابرابری درآمد از دو روش علیتی آزمون همگرایی باند ARDL و تودا و یاماموتو استفاده شده است. به طور خلاصه بر اساس مفهوم آزمون علیت، اگر مقادیر گذشته سری زمانی (X) بتواند با وقفه مقادیر یک متغیر دیگر (y) را پیش‌بینی کند آنگاه می‌گویند X علت گرنجری^۱ y است.^۲

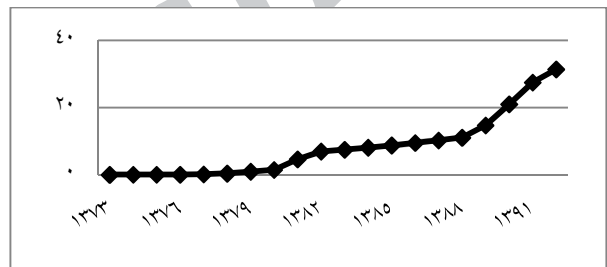
1-Granger Causality

۲-به منظور آشنایی بیشتر با مفهوم علیت به گجراتی [۳۴] صص ۷۸۹-۹۱ مراجعه کنید.



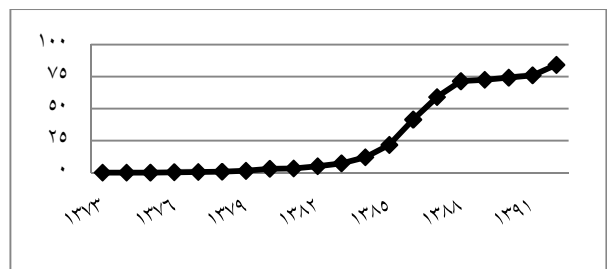
شکل ۱) نمودار ضریب جینی در ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۹۲

شکل ۲ نمودار روند تعداد کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران را نشان می‌دهد. ورود اینترنت به ایران در سال ۱۳۷۳ آغاز گردیده و تا سال ۱۳۷۹ در سطح بسیار محدودی بوده است. از سال ۱۳۷۹ این متغیر با روند افزایشی مواجه بوده و این روند افزایشی از سال ۱۳۸۸ به طور قابل توجهی بوده است.



شکل ۲) نمودار تعداد کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۹۲

شکل ۳ نمودار تعداد خطوط تلفن همراه را به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران نشان می‌دهد. مقدار این شاخص قبل از سال ۱۳۷۹ بسیار پایین بوده است اما از سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۸۴ و به دنبال گسترش زیرساخت‌های مورد نیاز برای افزایش خطوط تلفن همراه، سرانه خط تلفن همراه با رشد ملایمی افزایش یافته و از سال ۱۳۸۴ و به دنبال افزایش موج خصوصی‌سازی، با سرعت قابل توجهی افزایش یافته و تا سال ۱۳۹۲ به سطح ۸۴ خط به ازای هر ۱۰۰ نفر رسیده است.



شکل ۳) نمودار تعداد خطوط تلفن همراه به ازای هر ۱۰۰ نفر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۹۲

۳-۲-۱ آزمون همگرایی باند ARDL

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^L \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^L \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 x_{t-1} + \mu_{1t} \quad (1)$$

که در آن α_3 و α_4 ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_1 جمله اختلال و L تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) یا \bar{R}^2 تعیین می‌شود. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین x و y از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادلات فوق به دست می‌آید. به عنوان مثال در معادله (۱) که y متغیر وابسته است فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \text{ vs } H_1: \alpha_3 \neq 0 \text{ or } \alpha_4 \neq 0$$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است حد بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و حد پایینی برای سری‌های $I(0)$. چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده مدل تصحیح خطای نامقید از مقدار حد بالایی بیشتر باشد فرض عدم همگرایی رد می‌شود (x علت گرنجری y است) چنانچه مقدار F محاسبه شده کمتر از حد پایینی باشد فرض صفر رد نمی‌شود (x علت گرنجری y نیست) و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم [۲۱].

۳-۲-۲ آزمون علیت گرنجری استاندارد تودا و

یاماموتو (TY)

تودا و یاماموتو [۲۵] در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل خودرگرسیون برداری^۵ (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد داده‌اند. (رهیافت خودرگرسیون برداری دارای گرایش داده‌ای است. در ابتدا از طریق داده‌ها مدل تصریح می‌شود به طوری که متغیرهای درون‌زا در قالب وقفه‌های خود بیان می‌شود. بر مبنای این روش، طبقه متغیرهای برون‌زا وجود نداشته و تنها یک مجموعه معادلات شکل خلاصه شده با وقفه‌های مساوی

آزمون باند ARDL یک روش جدید برای مشخص کردن رابطه بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآوردکننده‌هاست. این آزمون توسط پسران و همکاران [۲۱] برای تعیین رابطه هم‌جمعی بین متغیرها ارائه شده است. هم‌جمعی^۱ به این معناست که بین دو متغیر که هر یک به تنهایی ناماناست یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مثل انگل-گرنجر و یوهانسن-یوسیلیوس مزیت‌هایی دارد. اول اینکه می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً $I(0)$ و $I(1)$ یا ترکیبی از هر دو باشند به کار برد. $I(0)$ و $I(1)$ بودن یک متغیر به درجه ایستایی (مانایی، سکون یا پایایی)^۲ آن متغیر اشاره دارد. در علم اقتصادسنجی، داده‌های سری زمانی بسیاری از متغیرها ساکن نبوده و هنگام استفاده از آنها به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب نیازمند بررسی وضعیت سکون و مانایی آنها هستیم تا در صورت نامانایی آنها را به وسیله روش تفاضل‌گیری به صورت مانا درآوریم. چنانچه یک متغیر در سطح پایدار و ساکن باشد آن متغیر را $I(0)$ و چنانچه پس از یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا و پایا درآید آن متغیر را $I(1)$ می‌نامند^۳. دوم اینکه بر خلاف روش انگل-گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند [۲۲]. سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد بر خلاف روش‌های همگرایی انگل-گرنجر و یوهانسن-یوسیلیوس که برای نمونه‌های کوچک قابل استفاده نیستند [۲۳] و در نهایت اینکه استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند ممکن است [۲۴].

در روش آزمون همگرایی باند چنانچه y متغیر وابسته و x متغیر توضیحی باشد آنگاه به منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید^۴ (UECM) هستیم:

1-Cointegration

2-Stationarity

۳-به منظور آشنایی بیشتر با مفاهیم هم‌جمعی و مانایی به نوفرستی [۲۸] مراجعه کنید.

4-Unrestricted Error Correction Model

5-Vector AutoRegressive

است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و تنها اطلاع از رتبه مدل خودرگرسیون برداری و درجه پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند [۲۷]. شایان ذکر است که به منظور تجزیه و تحلیل نتایج تجربی از نرم‌افزارهای Microfit 5.0 و Eviews 7.0 استفاده شده است.

۴- نتایج تجربی

۴-۱ آزمون ایستایی

قبل از انجام آزمون همگرایی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از $I(1)$ نیستند. در صورتی می‌توان گفت که سری زمانی X_t که به صورت $X_t \sim I(d)$ نشان داده می‌شود بر حسب مرتبه d انباشته است که پس از d مرتبه تفاضل‌گیری به صورت مانا درآید [۲۸]. در حالی که متغیرها انباشته از درجه دو $I(2)$ یا بیشتر باشند مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، قابل اعتماد نیست [۲۹]. علاوه بر این به منظور انجام آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو اطلاع از درجه ایستایی متغیرها لازم است. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج آزمون‌ها درجه ایستایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه ایستایی از آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۳ (ADF) و فیلیپس-پرون^۴ (PP) استفاده شده است.

نتایج آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون در جداول ۲ و ۳ آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرها در سطح مانا نیستند زیرا سطوح احتمال همه آماره‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون از مقدار ۰/۱ کوچک‌تر است (البته به جز متغیر تعداد کاربران اینترنت که بر اساس هر دو آزمون ریشه واحد یاد شده، در سطح مانا و از درجه ایستایی $I(0)$ برخوردار است). اما پس از یک بار تفاضل‌گیری کلیه متغیرها به صورت ایستا در آمده‌اند در نتیجه همه متغیرها $I(1)$ می‌باشند. بنابراین بدون نگرانی از $I(2)$ بودن متغیرهای ۴ مدل مورد بررسی، می‌توان از آزمون همگرایی باند (به منظور شناسایی رابطه علیت) در این مدل‌ها

برای همه متغیرها تخمین زده می‌شود^۱. آن‌ها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها بهینه مدل خودرگرسیون برداری (k) و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های $(k+d_{max})$ تشکیل داد [۲۶]. البته فرآیند انتخاب وقفه زمانی معتبر است که در آن شرط $k \geq d_{max}$ برقرار باشد.

در آزمون علیت تودا و یاماموتو با فرض دو متغیر X و Y ، برای آزمون این فرضیه که Y علت گرنجری X نیست مدل VAR زیر را تشکیل می‌دهیم:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} Y_{t-i} + \mu_{1t} \quad (2)$$

در رابطه فوق، X و Y به ترتیب لگاریتم طبیعی متغیرهای وابسته و مستقل، k وقفه بهینه مدل و d_{max} ماکزیمم درجه هم‌انباشتگی متغیرهای مدل است. اگر معادلات دو متغیره فوق را به فرم ماتریسی در نظر بگیریم و فرض کنیم که $k+d_{max}=2$ است (یعنی جمع تعداد وقفه مدل خودرگرسیون برداری و درجه پایایی ماکزیمم، مساوی مقدار ۲ است)، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} \text{Ln}X_t \\ \text{Ln}Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{21} \\ \beta_{21} & \beta_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Ln}X_{t-1} \\ \text{Ln}Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{12} & \alpha_{22} \\ \beta_{22} & \beta_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Ln}X_{t-2} \\ \text{Ln}Y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$$

حال به طور مثال، به منظور آزمون این فرضیه که Y علیت گرنجری X نیست فرضیه $\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره آزمون مورد استفاده آماره والد^۲ است که دارای توزیع مجانبی χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. آماره آزمون مورد استفاده، صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل پایا از هر درجه‌ای، غیرهم‌جمع یا هم‌جمع از هر درجه‌ای باشند معتبر خواهد بود. مزیت این روش این

۱- به منظور آشنایی بیشتر با مفهوم خودرگرسیون برداری به گجراتی [۳۴] صص ۶۰-۹۵۷ مراجعه کنید.

۲- Wald

توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) می‌پردازیم. مزیت این روش آنست که علاوه بر تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی، بر خلاف روش یوهانسن نیازی به دانستن درجه جمعی متغیرهای موجود در مدل نیست [۱۹]. تنها زمانی نمی‌توان از این روش به نتیجه روشنی رسید که مقدار F محاسبه شده از مدل، بین دو مقدار F باند قرار گیرد. نتایج این آزمون در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴) نتایج آزمون همگرایی باند در مدل‌های معرفی شده

مدل	مقادیر حدود بحرانی آماره F				فرضیه صفر	آماره F
	10%		5%			
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)		
۱	۴/۷۸	۴/۰۴	۵/۷۳	۴/۹۴	Gini \neq INT INT \neq Gini	۶/۰۹** ۳/۸۸
۲	۴/۷۸	۴/۰۴	۵/۷۳	۴/۹۴	Gini \neq MOB MOB \neq Gini	۵/۹۱** ۲/۸۹
۳	۴/۷۸	۴/۰۴	۵/۷۳	۴/۹۴	Gini \neq PC PC \neq Gini	۵/۵۸* ۲/۵۴
۴	۴/۷۸	۴/۰۴	۵/۷۳	۴/۹۴	Gini \neq TEL TEL \neq Gini	۵/۰۸* ۲/۱۲

* علامت * نود جهت علت را نشان می‌دهد.
* علامت‌های **، * و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۰،۱۰ و ۱ درصد است.

بر اساس نتایج جدول ۴، فرضیه نابرابری درآمد علت گرنجری شاخص‌های ICT نیست در هر چهار مدل به ترتیب در سطوح احتمال ۵، ۵، ۱۰ و ۱۰ درصد رد می‌شود زیرا مقدار آماره F محاسباتی در هر چهار مدل از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران در سطوح احتمال یاد شده بیشتر است. این در حالی است که فرضیه شاخص‌های ICT علت گرنجری نابرابری درآمد نیست را با توجه به کوچک‌تر بودن مقدار آماره F محاسباتی از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران، نمی‌توان رد کرد. بنابراین بر اساس نتایج آزمون همگرایی باند می‌توان یک رابطه علیت یک‌طرفه از سمت نابرابری درآمد به شاخص‌های ICT را پذیرفت. به این معنا که نابرابری درآمد در کشور علت میزان دسترسی به شاخص‌های ICT و در نتیجه گسترش شکاف دیجیتالی است. در حالی که بر اساس نتایج این تحقیق گسترش دسترسی به شاخص‌های ICT در ایران نمی‌تواند باعث شکاف درآمدی شود.

استفاده کرد. همچنین ماکزیمم درجه هم‌نباشنگی متغیرهای هر ۴ مدل، در آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو، ۱ است یعنی: $d_{max}=1$.

جدول ۲) نتایج آزمون ریشه واحد ADF

درجه مانایی	آماره ADF		متغیر
	با یک تفاضل	در سطح	
I(1)	-۴/۲۵ (۰/۰۲)	-۲/۶۱ (۰/۲۸*)	Gini
I(0)	-	-۴/۳۸ (۰/۰۱)	INT
I(1)	-۳/۵۹ (۰/۰۷)	-۲/۸۷ (۰/۱۹)	MOB
I(1)	-۵/۱۱ (۰/۰۰)	-۲/۱۳ (۰/۴۷)	PC
I(1)	-۶/۲۶ (۰/۰۰)	-۳/۰۲ (۰/۱۶)	TEL

* اعداد داخل پرانتز، نشان دهنده سطح احتمال مربوط به آزمون هستند.

۴-۲ تعیین طول وقفه بهینه

تحلیل آزمون‌های همگرایی باند و تودا و یاماموتو، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه است. معیارهای گوناگونی برای تعیین طول وقفه بهینه وجود دارد که در این مطالعه برای تعیین طول وقفه بهینه در مدل‌های مورد بررسی، از معیار شوارتز-بیزین (SC) استفاده شده است. دلیل این انتخاب آنست که معیار شوارتز-بیزین از اصل صرفه‌جویی^۱ پیروی می‌کند و برای تعداد داده‌های کم مناسب‌تر است [۳۰]. نتایج مطالعه ایوانو و کیلیان [۳۱] نیز نشان داده است که مناسب‌ترین معیار برای الگوهای با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، معیار شوارتز-بیزین است. بر اساس این معیار وقفه بهینه مدل‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ به ترتیب ۲، ۳، ۱ و ۱ تعیین شده است.

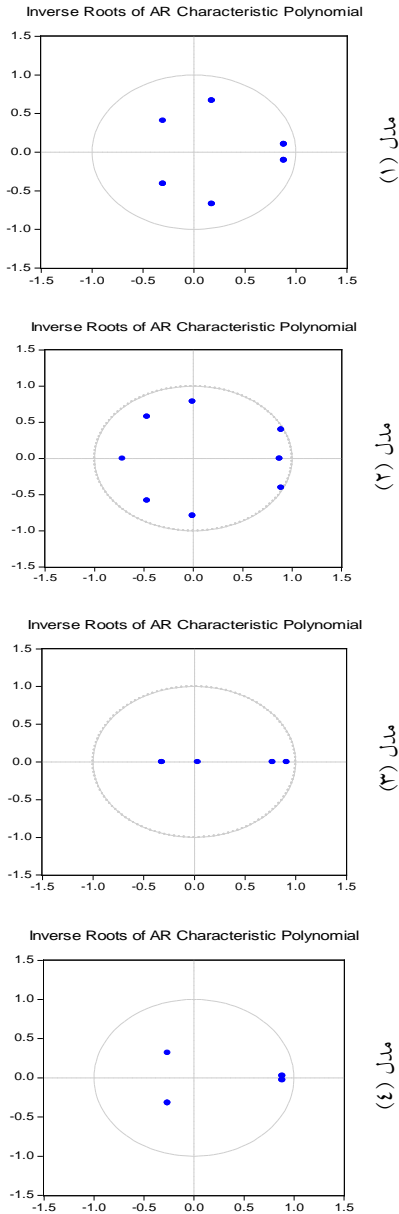
۴-۳ نتایج آزمون همگرایی باند ARDL

پس از بررسی ایستایی و تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل به برآورد آزمون همگرایی باند ARDL، ارائه شده

جدول ۳) نتایج آزمون ریشه واحد PP

درجه مانایی	آماره PP		متغیر
	با یک تفاضل	در سطح	
I(1)	-۹/۷۴ (۰/۰۰)	-۲/۵۶ (۰/۳۰)	Gini
I(0)	-	-۴/۳۹ (۰/۰۱)	INT
I(1)	-۳/۴۵ (۰/۰۹)	-۱/۵۰ (۰/۷۹)	MOB
I(1)	-۵/۰۹ (۰/۰۱)	-۱/۲۶ (۰/۸۴)	PC
I(1)	-۴/۱۲ (۰/۰۳)	-۱/۷۷ (۰/۶۷)	TEL

اگر قدرمطلق تمام این ریشه‌ها کوچکتر از واحد باشند و داخل دایره واحد قرار گیرند مدل VAR تخمین زده شده پایدار است [۳۳]. نمودار AR هر ۴ مدل در شکل ۶ نشان می‌دهد که معکوس همه ریشه‌های مشخصه، داخل دایره واحد قرار می‌گیرند و مدل VAR تخمینی این مدل‌ها، شرط پایداری را تأمین می‌کند.



شکل ۶ نمودار ارزیابی پایداری مدل VAR در مدل‌های تخمینی

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی رابطه علیت بین نابرابری درآمد و فناوری اطلاعات و ارتباطات با استفاده از دو روش آزمون همگرایی باند (ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)) و

۴-۴ نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو (TY)

نتایج آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو با توجه به طول وقفه لازم در جدول ۵ آمده است. همان طور که در قسمت روش تحقیق توضیح داده شد این طول وقفه از مجموع طول وقفه بهینه و ماکزیمم درجه هم‌انباشستگی متغیرهای مدل به دست آمده است.

جدول ۵ نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو (TY)

مدل	فرضیه صفر	وقفه آزمون	آماره آزمون والد	احتمال
۱	Gini \nRightarrow INT INT \nRightarrow Gini	۳	۱۹/۵۹***	۰/۰۰
۲	Gini \nRightarrow MOB MOB \nRightarrow Gini	۴	۱۵/۶۱***	۰/۱۸
۳	Gini \nRightarrow PC PC \nRightarrow Gini	۲	۷/۵۲**	۰/۰۲ ۰/۳۹
۴	Gini \nRightarrow TEL TEL \nRightarrow Gini	۲	۵/۶۹*	۰/۰۶ ۰/۴۸

* علامت \nRightarrow نبود جهت علیت را نشان می‌دهد.

** علامت‌های *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۰٫۱۰، ۰٫۰۵ و ۰٫۰۱ درصد است.

بر اساس نتایج جدول ۵، در مدل‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ فرضیه نابرابری درآمد علت گرنجری شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات نیست به ترتیب در سطوح احتمال ۱، ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد و رابطه علیت از سمت متغیر نابرابری درآمد به شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات پذیرفته می‌شود به این معنی که یک رابطه علیت از سمت نابرابری درآمد به تمام شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در ایران وجود دارد. این در حالیست که فرضیه شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات علت گرنجری نابرابری درآمد نیست در تمام مدل‌ها رد نمی‌شود و می‌توان گفت که رابطه علیتی از سمت شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات به نابرابری درآمد در ایران وجود ندارد. این نتایج منطبق با نتایج به دست آمده از روش آزمون همگرایی باند است.

در صورت عدم ثبات الگوی VAR، نتایج به دست آمده قابل اطمینان نیستند [۳۲]. به منظور بررسی پایداری مدل VAR تخمین زده شده از نمودار AR استفاده می‌کنیم. این نمودار معکوس ریشه‌های مشخصه یک فرایند AR را نشان می‌دهد.

References

- [1] <http://www.itu.int/ict/statistics>
- [2] Bohman, H. 2008. "Income distribution and the diffusion of networks: An empirical study of Brazilian telecommunications". *Telecommunications Policy*. 32(9). 600-14.
- [3] Noh, Y. H., & Yoo, K. 2008. "Internet, inequality and growth". *Journal of Policy Modeling*. 30(6). 1005-16.
- [4] Vivarelli, M. 2007. "Innovation and employment: A survey". *Institute for the Study of Labor*. Italy.
- [5] Krueger, A. 1993. "How Computers have Changed the Wage Structure: Evidence from Micro Data: 1984-1989". *Economics*. 108. pp 33-60.
- [6] Acemoglu, D. 2002. "Technical Change, Inequality and the Labor Market". *Journal of Economic Literature*. 40(1). pp 7-72.
- [7] Martin, S. P. & Robinson, J. P. 2004. "The Income Digital Divide". *An International Perspective, IT & Society*. 1(7). pp 1-20.
- [8] Lloyd-Ellis, H. 1999. "Endogenous Technological Change and Wage Inequality". *American Economic Review*. 89(1). pp 47-77.
- [9] Shelhofer, H. & Husing, T. 2002. "The Digital Divide Index—A Measure of Social Inequalities in the Adoption of ICT". *Empirica GmbH*. D-53225 Bonn, Oxfordstr.
- [10] Pohjola, M. 2002. The new economy in growth and development. *Oxford Review of Economic Policy*. 18(3). 380-396.
- [11] Chain, M. D. & Fairlie, R. W. 2004. "The Determinants of the Global Divide: A Cross-Country Analysis of Computer and Internet Penetration". *NBER Working Paper*. No. 10686.
- [12] Dawn, S. & Riggins, F. G. 2005. "The Digital Divide: Current and Future Research Directions". *Journal of the Association for Information System*. 6(12). pp 1-53.
- [13] Jorgenson, D. W. & Stiroh, K. J. 1999. "Information Technology and Growth". *American Economic Review*. 89(2). pp 109-15.
- [14] Wells, R. 2005. "Education's Effect on Income Inequality: A Further Look". *Paper Prepared for International Sociological Association Research Committee 28 (RC28) on Social Stratification and Mobility Los Angeles Meeting*. August. pp 18-21. Also See: www.ccpr.ucla.edu.
- [15] Wang, W. C. 2009. Information economy and inequality: Wage polarization, unemployment, and occupation transition in Taiwan since 1980. *Journal of Asian Economics*. 20(2). 120-36.

[۱۶] مرادی، محمدعلی؛ کبرنایی، میثم و گنجی، مهسا. ۱۳۹۱. "اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب". فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین. شماره‌های ۲۹ و ۳۰. صص ۱۰۸-۷۹.

منابع

روشی که توسط تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) پیشنهاد گردیده است، برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۲ پرداخته شده است. به این منظور از متغیرهای ضریب جینی به عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد و تعداد کاربران اینترنت، تعداد تلفن همراه، تعداد کامپیوترهای شخصی و تعداد خطوط تلفن ثابت به عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده شده است.

نتایج آزمون‌های همگرایی باند و علیت گرنجری تودا و یاماموتو به منظور بررسی رابطه علیت بین نابرابری درآمد و فناوری اطلاعات و ارتباطات نشان می‌دهد که یک رابطه علیت از سمت نابرابری درآمد به فناوری اطلاعات و ارتباطات وجود دارد در حالی که این رابطه علیت در جهت عکس وجود ندارد. بر اساس این نتایج می‌توان گفت که نابرابری و شکاف درآمدی در کشور علت میزان دسترسی و به کارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات است. این نتیجه مورد انتظار و منطبق با مبانی نظری است چراکه با افزایش شکاف و نابرابری درآمد بین اقشار جامعه، دسترسی به منابع و ابزارهای ICT در نزد گروه‌های ثروتمند و غنی جامعه متمرکز شده و این مانع از دسترسی سایر گروه‌ها به این منابع و ابزار می‌شود. بنابراین با افزایش این نابرابری، میزان دسترسی به ICT و شکاف دیجیتالی در بین گروه‌های مختلف درآمدی در کشور گسترش خواهد یافت. لذا توصیه می‌شود که از طریق سیاست‌های بازتوزیع درآمد مانند پراخت یارانه‌های هدفمند و بر روی اقلام ضروری خانوارها و کمک به اقشار محروم، اخذ مالیات از گروه‌های پردرآمد و اقلام درآمدی خاص، کنترل سطح قیمت‌ها به ویژه قیمت کالاهای مورد نیاز خانوارها و توجه به تأمین اجتماعی و بیمه‌های درمانی و اجتماعی و...، نابرابری درآمد موجود در کشور کاهش داده شود چرا که از این طریق می‌توان انتظار داشت با توسعه فاوا، شکاف دیجیتالی موجود در کشور حتی‌الامکان از بین برود زیرا توسعه و گسترش فاوا امکان دسترسی به آن را در تمام گروه‌های درآمدی ممکن می‌سازد. در این صورت آثار مثبت فاوا بر رشد اقتصادی کشور از طریق کاهش هزینه‌ها و افزایش بهره‌وری و به طور کلی اثر سرریز مثبت در اقتصاد کشور نمایان خواهد شد.

- Integrated Processes". *Journal of Econometrics*. 66(1). pp 225-50.
- [26] Babatunde, M. A. 2008. "A Bound Testing Analysis of Wagner's Law in Nigeria: 1970-2006". *Department of Economics, University of Ibadan, Nigeria*.
- [۲۷] آرمن، عزیز و زارع، روح‌الله. ۱۳۸۴. "بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۲۴. صص ۴۳-۱۱۷.
- [۲۸] نوفرستی، محمد. ۱۳۸۹. "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی". انتشارات رسا.
- [29] Ang, J. B. 2007. "CO₂ Emissions, Energy Consumption, and Output in France". *Energy Policy*. 35. pp 4772-8.
- [۳۰] مولایی، محمد و گلخندان، ابوالقاسم. ۱۳۹۲. "اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدهی‌های خارجی)". فصلنامه راهبرد اقتصادی. سال دوم. شماره ۵. صص ۹۵-۱۱۵.
- [31] Ivanov, V. & Kilian, L. 2005. "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For (VAR) Impulse Response Analysis". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. Vol. 9. Issue 1. Article 2.
- [32] QMS. 2010. "Eviews 7 user's guide II". *Quantitative Micro Software*. LLC, Irvine CA.
- [33] Farzanegan, M. R. 2011. "Military Spending and Economic Growth: The Case of Iran". *MPRA Paper*. No. 35498.
- [۳۴] گجراتی، دامودار. ۱۳۸۹. "مبانی اقتصادسنجی". جلد دوم، ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران.
- [۱۷] سپهر دوست، حمید و خدایی، حسین. ۱۳۸۸. "اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی". فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین. شماره‌های ۱۹ و ۲۰. صص ۳۵-۱۷.
- [۱۸] فلاحی، فیروز؛ سجودی، سکیته و ممی‌پور، سیاب. ۱۳۹۱. "بررسی تأثیر تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر کیفیت محیط زیست ایران". فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی. شماره ۲. صص ۱۷۱-۱۴۹.
- [۱۹] گلخندان، ابوالقاسم؛ گلخندان، داود و خوانساری، مجتبی. ۱۳۹۲. "آیا جهانی شدن منجر به نابرابری درآمد می‌شود؟ مطالعه موردی اقتصاد ایران با معرفی شاخص جدید و جامع جهانی شدن KOF". فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی. شماره ۱۴. صص ۹۹-۱۳۰.
- [۲۰] عبسی‌زاده روشن، یوسف و چراغی، کبری. ۱۳۹۰. "علل شکاف دیجیتالی و درآمدی: مطالعه موردی کشورهای منتخب". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. شماره ۵۷. صص ۲۱۶-۱۹۹.
- [21] Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith. R. J. 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship". *Journal of Applied Econometrics*. 16. pp 289-326.
- [22] Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J. W. & Hendry, D. F. 1993. "Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data". *Oxford University Press*.
- [23] Narayan, P. K. & Narayan, S. 2005. "Estimating Income and Price Elasticity of Imports for Fiji in a Cointegration Framework". *Economic Modelling*. 22. pp 423-38.
- [24] Alam, M. I. & Quazy, R. M. 2003. "Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh". *Review of Applied Economics*. 17. pp 85-103.
- [25] Toda, H. Y. & Yamamoto, T. 1995. "Statistical inference in Vector Auto regression with Possibly

ICT and Income Inequality in Iran

Abolghasem Golkhandan^{1*}, Mojtaba
Khansari², Davood Golkhandan³

1-PhD. student in Public Sector Economics,
Lorestan University, Lorestan, Iran

2-M.A. student in industrial management, Islamic
Azad University of Arak, Arak, Iran

3-M.A. in industrial management, Islamic Azad
University of Arak, Arak, Iran

Abstract

The main objective of this paper is to examine causality between ICT indicators and income inequality in Iran during the period 1994-2013. In other words, does the information and communication technologies, increasing income inequality in Iran or vice versa, income inequality is causality the availability of information and communication technology? And is there a feedback between them? To analyze, we use annual time series including unit root test and two methods: casual bounds test approaches based on unrestricted error correction model (UECM) (Pesaran et al. (2001)) as well as Toda and Yamamoto's Granger non-causality test (1995). Findings show a one-way causality from income inequality to all ICT indicators. This means that income inequality in the country will lead to the expansion of the digital divide.

Keywords: Information and Communication Technology, Income Inequality, Bounds Test, Toda and Yamamoto's Causality Test, Iran Country.

* Corresponding author: golkhandana@gmail.com