فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال نوزدهم، شماره ۵۷، بهار ۱۳۹۰، صفحات ۲۱۶ - ۱۹۹

علل شکاف دیجیتالی و درآمدی: مطالعه موردی کشورهای منتخب

یوسف عیسی‌زاده روشن
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران
yosof_Roshan@yahoo.com

کبری چراغی
کارشناس ارشد اقتصاد
cheraghi_cbr@yahoo.com

هدف اصلی این مقاله، بررسی رابطه علیت شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی بین کشورها می‌باشد. به عبارت دیگر، آیا شکاف دیجیتالی (نابرابری در دسترسی و استفاده از ICT) موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود یا برعکس نابرابری درآمد دلیل شکاف دیجیتالی است؟ و آیا بازخوردی بین آنها وجود دارد؟ برای این منظور از اطلاعات ضریب‌جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد و از شاخص فرصت دیجیتالی برای میزان شکاف دیجیتالی دوره زمانی (۲۰۰۶-۲۰۰۰) برای ۱۴ کشور توسعه‌یافته و۱۴ کشور در حال توسعه استخراج شده است. از طریق آزمون علیت هیسائو رابطه علیت بررسی، سپس اثر شکاف دیجیتالی بر شکاف درآمدی و اثر شکاف درآمدی بر شکاف دیجیتالی با لحاظ متغیرهای کمکی و با استفاده از روش حداقل مربعات تلفیقی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که اولاً رابطه شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی دوسویه است، ثانیاً در کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد با افزایش شکاف درآمدی فرصت دیجیتالی بیشتر (شکاف دیجیتالی کمتر) می‌شود و با افزایش فرصت دیجیتالی (شکاف دیجیتالی کمتر) شکاف درآمدی بیشتر می‌شود. در حالی‌که در کشورهای با سطح بالای نابرابری درآمد، با افزایش شکاف درآمدی فرصت دیجیتالی کمتر (شکاف دیجیتالی بیشتر) می‌شود و با افزایش فرصت دیجیتالی (شکاف دیجیتالی کمتر) شکاف درآمدی کمتر می‌شود.

طبقه بندی JEL : *C33, L86, O33, O40*.
واژه‌های کلیدی: *شکاف درآمدی، ضریب جینی، شکاف دیجیتالی.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۳/۲۵** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱/۲۳**

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

۱. مقدمه

امروزه فناوری اطلاعات و ارتباطات ابزار ضروری برای فعالیت‌های اقتصادی محسوب شده و با تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون رشد، اشتغال، درآمد، تورم و سطح دستمزدها بر توزیع درآمد مؤثر است. عمده مطالعات انجام شده در زمینه اثر ICT در اقتصاد در ارتباط با رشد، اشتغال و بهره‌وری عوامل تولید بوده و کمتر به مقوله توزیع درآمد تأکید شده است.

هدف اصلی در این مقاله پاسخ به این پرسش است که آیا شکاف درآمدی موجب افزایش شکاف دیجیتالی می‌شود و یا برعکس تغییر شکاف دیجیتالی دلیل تغییرات شکاف درآمدی است و یا اینکه بازخوردی[1] بین آنها وجود دارد؟ 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 تحقیق با استفاده از آزمون علیت، رابطه علیت بین شاخص شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی با استفاده از داده‌های تلفیقی میان کشورها طی سال‌های (۲۰۰۶-۲۰۰۰) مورد بررسی قرار گرفته و سپس با استفاده از مدل نظری اندازه تأثیر آنها روی یکدیگر در قالب مدل اقتصادسنجی برآورد می‌شود. برای این منظور ابتدا اطلاعات شاخص‌های مذکور در سال‌های موردنظر جمع‌آوری و سازماندهی گردیده است، سپس با استفاده از آزمون علیت هیسائو[2] جهت رابطه بین شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی تعیین و سپس اثر آنها برآورد گشته است.

این مقاله در شش بخش تدوین گشته است. پس از ارائه مدل نظری در بخش دوم، به مروری بر ادبیات تجربی تحقیق می‌پردازیم. بخش چهارم به معرفی روش تحقیق و داده‌ها، بخش پنجم به برآورد مدل و در نهایت بخش ششم به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. ارائه مدل نظری

مدل در نظر گرفته شده از مقاله یانگ- هوان وکیون‌گون‌یو می‌باشد که رابطه بین دسترسی به فناوری اطلاعات وارتباطات و نابرابری درآمد و رشد را نشان می‌دهد. زمان را گسسته در نظر گرفته ($t=1/2/.....\alpha$) و فرض می‌شود یک نسل جدید متولد می‌شود که در ۲ دوره زندگی می‌کنند. رشد خالص جمعیت صفر و جمعیت در سطح N ثابت می‌باشد. هر فرد در دوره جوانی $i=1/2,....N$ درآمد مختلف دارد ($y_{i,t}$)و در دوره پیری درآمد وی صفر می‌باشد.

1. Feedback
2. Hisao Causelity

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

تابع مطلوبیت هر فرد اکیداً مقعر و ترجیحات خوش رفتار به صورت زیرمی‌باشد:

$$u = u(c_{i,t}, c_{i,t+1}) \quad (۱)$$

که در آن، $c_{i,t}$: مصرف درزمان جوانی و $c_{i,t+1}$: مصرف در زمان پیری را نشان می‌دهد.
در دوره پیری فرد دارای مصرف است اما درآمد ندارد. دارایی (سرمایه) $k_{i,t}$ که می‌تواند جهت انتقال درآمد در طول دوره‌ها مصرف شود، وجود دارد. قید بودجه مصرف کننده عبارتست از:

$$c_{i,t} \le y_{i,t} - k_{i,t} \quad (۲)$$

$$c_{i,t+1} \le R.K_{i,t} \quad (۳)$$

R : بازدهی واقعی ناخالص دارایی بین دوره‌ها می‌باشد که برون‌زا است.
دارایی فرد در دوره جوانی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_{i,t} = A_t.z_i \quad (۴)$$

A_t : دارایی جمع شده توسط نسل‌های قبلی که برای تمام افراد مشترک است یعنی:

$$A_t \equiv \sum k_{i,t-1/N} = K_{t-1} \quad (۵)$$

Zi : دانش فرد i ام در زمان t (ارزش فعلی دانش که هزینه دانش کسر شده است)، بنابراین درآمد هرفرد از طریق یک عوارض خارجی مثبت درذخیره سرمایه k_{t-1} ایجاد می‌شود. نمونه این مدل توسط آقیون و همکاران (۱۹۹۹) نیز آمده است ودر حوزه رشد اقتصادی کاملاً مرسوم شده است که اقتصاد یادگیری در حین کار و سرریز دانش را نشان می‌دهد و فرض می‌کنیم که تعداد α_N فرد ارزش خالص ICT را می‌پذیرند.

$$z_i = z(\alpha) > 0 \quad (۶)$$

تعداد $(1-\alpha)N$ فرد کسانی هستند که به ICT دسترسی ندارند $z_i = 1$ بنابراین $\alpha\varepsilon[0/1]$ با فرض اینکه $z(\alpha)$ غیرکاهش و مقعر باشد درآمد فرد در دوره جوانی به صورت زیر نوشته می‌شود:

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

$$y_{i,t} = \begin{cases} z(\alpha)k_{t-1} & \text{در صورت عدم دسترسی به ICT} \\ k_{t-1} & \text{در صورت دسترسی به ICT} \end{cases} \qquad (۷)$$

برای نشان دادن نقش نابرابری درآمد در رشد اقتصادی و اثر متقابل آن با پارامتر پذیرش ICT فرض می‌کنیم مصرف پیش‌بینی شده دوره پیری به صورت زیر باشد:

$$\hat{k}_{i,t} \equiv k_{i,t} + \theta(k_t - k_{i,t}) \quad \text{که} \quad c_{i,t+1} \le R.\hat{K}_{i,t} \qquad (۸)$$

θ یک پارامتر برابری بین صفر و یک است. اگر θ افزایش یابد توزیع دارایی‌ها بین افراد در دوران پیری عادلانه‌تر می‌شود. $\hat{k}_{i,t}$ به مالیات بر دارایی فرد i ام تفسیر می‌شود، به گونه‌ای که افراد زیر طبقه متوسط سوبسید خالص نقدی به میزان $\theta(k_t - k_{i,t})$ دریافت می‌کنند، در حالی‌که افراد بالای طبقه متوسط مالیات به میزان $\theta(k_{i,t} - k_t)$ مالیات پرداخت می‌کنند.

در حد، زمانی که θ برابر یک می‌شود، ماکزیمم مصرف دوره پیری در بین فرد i ام محقق می‌شود.

تعادل رقابتی برای این مسئله یک مجموعه متوالی از $\{k_t^*\}_{t=1}^{\infty}$ دریک R داده شده است:

$$y_t = k_t + c_t \qquad (۹)$$

که در آن، K_t: تابع پس‌انداز در زمان t و c_t, k_t, y_t : تولید، دارایی، مصرف در طرف تقاضای اقتصاد می‌باشد.

$$k_t = y_t - c_t = N[\alpha K_{i,t}^* + (1-\alpha)K^*_{N^J,t}] = \alpha K_{i,t}^* + (1-\alpha)k^*_{NI,t} \qquad (۱۰)$$

که $k^*_{NI,t}, k^*_{I,t}$ به ترتیب پس هر فرد از مصرف‌کنندگان ICT و آنهایی که ICT مصرف نمی‌کنند حال تابع مطلوبیت را ماکزیمم می‌کنیم:

$$\text{Max}: u = u(ci,t,c_{i,t+1}) = u[y_{i,t} - k_{i,t}, R(k_{i,t} + \theta(k_t - k_{i,t})] \qquad (۱۱)$$

$$\text{f.o.c}: -u(c^*_{i,t}, c^*_{i,t+1} + R(1-\theta)u_2(c^*_{i,t}, c^*_{i,t+1}) = 0 \qquad (۱۲)$$

$$\Rightarrow \frac{u_1(c^*_{i,t}, c^*_{i,t+1})}{u_2(c^*_i, t, c^*_{i,t+1})} = R(1-\theta)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

$u_j(0)$ مشتق jام تابع مطلوبیت می‌باشد. نسبت مصرف بین دو دوره تعادل تابعی از θ, R است.

$$\frac{c^*_{i,t-1}}{c^*_{i,t}} = H(R,\theta) \qquad (۱۳)$$

با توجه به محدودیت‌های (۲) و (۳) و رابطه (۱۳) داریم:

$$c^*_{i,t} = \frac{R[(1-\theta)y_{i,t} + \theta k_t]}{H(R,\theta) + R(1-\theta)} \qquad (۱۴)$$

$$c^*_{i,t+1} = \frac{R.H(R,\theta)[(1-\theta)y_{i,t} + \theta k_t]}{H(R,\theta) + R(1-\theta)} \qquad (۱۵)$$

تابع پس‌انداز فرد عبارت از:

$$K^*_{I,t} = t(\alpha)k_{t-1} - c^*_{i,t} = \frac{z(\alpha)k_{t-1}H(R,\theta) - \theta.R.K_t}{H(R,\theta) + R(1-\theta)} \qquad (۱۶)$$

$$K^*_{NI,t} = k_{t-1} - c^*_{i,t} = \frac{k_{t-1}H(R,\theta) - \theta.R.K_t}{H(R.\theta) + R(1-\theta)} \qquad (۱۷)$$

با فرض شفاف‌بودن بازار کالاها:

$$K_t = \alpha k^*_{t-1} + (1-\alpha) - k^*_{NI,t} = \frac{k_{t-1}H(R,\theta)[(1-\alpha) + \alpha.t(\alpha 1)] - \theta.R.K_t}{H(R,\theta) + R(1-\theta)} \qquad (۱۸)$$

بنابراین از نرخ رشد ناخالص K نتیجه می‌گیریم:

$$G(R,\alpha,A) = \frac{k_t}{k_{t-1}} = \frac{[1+\alpha(z(\alpha)-1)]H(R,\theta)}{H(R,\theta) + R} \qquad (۱۹)$$

رابطه (۱۹)، رابطه بین تغییر در میزان دسترسی به ICT (پارامتر α)، توزیع درآمد (پارامتر θ) و همچنین تغییر در رشد(G) را نشان می‌دهد.

۳. مروری بر ادبیات تجربی تحقیق

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 گردد. ICT به طور

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

بالقوه با افزایش قابلیت‌های اساسی و ایجاد فرصت‌های شغلی می‌تواند عاملی درجهت افزایش دستمزد و درآمد باشد و به این ترتیب باعث افزایش نابرابری درآمد گردد.

آسموگلو (۲۰۰۲) نشان داد که افزایش اخیر در نابرابری درآمد در اغلب کشورهای توسعه‌یافته ناشی از افزایش دستمزدهای مشاغل مرتبط با ICT بوده است.

مارتین و رابینسون (۲۰۰۴) دقیقاً نشان دادند که توسعه اینترنت باعث افزایش درآمد برخی افراد در آمریکا شده است. همچنین شواهد تجربی بیانگر این است که ICT با تأثیرگذاری بر بهره‌وری نیروی‌کار و رشد اقتصادی به طور غیرمستقیم منجر به افزایش درآمد شده و موجب کاهش نابرابری می‌گردد. لیود – الیس (۱۹۹۹) بحث نمودند که توسعه ICT بهره‌وری نیروی‌کار را افزایش داده و ممکن است باعث کاهش نابرابری می‌گردد.

از سوی دیگر، رشد درآمد ملی و در نتیجه درآمد سرانه بوضوح 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 بدست دهد. از مهم‌ترین عوامل در این خصوص نقش توزیع درآمد است هم در سطح خرد با توجه به نوع و ترکیب هزینه خانوارها و هم در سطح کلان هزینه‌های دولت که در این مقاله مورد تأکید قرار می‌گیرد.

بنابراین، نابرابری درآمد باعث افزایش شکاف دیجیتالی می‌گردد. آنچه شکاف دیجیتالی نامیده می‌شود تفاوت افراد، خانوارها، بنگاه‌ها و کشورها در دسترسی و استفاده از ICT میباشد. شلوفر و هیوزینگ (۲۰۰۲) عوامل مؤثر بر شکاف دیجیتالی را سن، جنسیت، درآمد، آموزش، موقعیت در نظر گرفتند. آنها نشان دادند که از بین عوامل فوق به ترتیب آموزش، درآمد، سن و جنسیت بیشترین تأثیر را بر شکاف دیجیتالی در کشورهای اروپایی در دهه ۹۰ داشتند.

پاجولا (۲۰۰۳)، چین و فیرلیک (۲۰۰۴)، دیوان و ریگینز (۲۰۰۵) نشان دادند 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 متأثراز 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 می‌نمایند. دیوان و ریگینز (۲۰۰۵)، جرگنسون و استیرو (۱۹۹۹) معتقدند مجموعه‌ای از شواهد وجود دارد که نشان می‌دهند ICT به دلیل کاهش قیمت آن جانشینی برای نهاده کار و سرمایه عمل می‌کند و این جانشینی برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان منافع ایجاد می‌کند. تحقیقات اولی‌نر و

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

اولینر و سی‌چل (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که بهره‌وری از اواسط ۱۹۹۰ در آمریکا در اثر افزایش مصرف ICT بالا رفت.

تحقیق وریان، لیتان، ایذر و اسکاتر (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که پذیرش فناوری اطلاعات در کشورهای توسعه‌یافته از طریق افزایش درآمد و کاهش هزینه بنگاه بازدهی داشته است. سرمایه‌گذاری در زیرساخت ICT بر عملکرد اقتصاد مؤثر است.

رولر و وی‌ورمن (۲۰۰۱) در بررسی نقش مخابرات بر رشد به این نتیجه رسیدند که یک سطح بحرانی از زیرساخت مخابرات نمی‌تواند به افزاش بازدهی و رشد درآمد منجر شود. طبق این نتیجه کشورهای توسعه‌یافته که زیرساخت مخابراتی کافی دارند آثار رشد بالاتری نسبت به کشورهای درحال‌توسعه دارند.

سی‌چل در سال ۲۰۰۵ در مقاله‌ای بر اساس نتایج بدست آمده بیان نمود که یک ارتباط مثبت بین ICT و علمکرد اقتصاد در کشورهای توسعه‌یافته مشاهده می‌شود درحالی‌که در کشورهای درحال‌توسعه دارای آثار بلندمدت خواهد بود.

ولز (۲۰۰۵) با استفاده از اطلاعات مقطعی، پژوهشی تحت‌عنوان اثر آموزش و پرورش بر نابرابری درآمدی انجام داده است. نتایج پژوهش وی حاکی از آن است که ارتباط بین سطح 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.

یانگ وان‌نو و کیان‌ونگ‌یو (۲۰۰۶) نشان دادند بین پذیرش اینترنت و نابرابری درآمد در اقتصاد رابطه وجود دارد. آنها از تکنیک داده‌های تابلویی برای ۶۰ کشور طی دوره (۲۰۰۲- ۱۹۹۵) استفاده کردند. نتایج نشان داد 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 می‌باشد. توزیع مجدد درآمد موجب تأثیر مثبت اینترنت بر رشد اقتصادی می‌شود.

هیروشیوانا و مادلینا زاودنی (۲۰۰۶) الگوها و تفاوت‌های استفاده از فناوری اطلاعات را در ۵ کشور آمریکا، سودان، کره‌جنوبی، ژاپن و سنگاپور مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که تفاوت‌هایی در استفاده از IT در ۵ کشور وجود دارد، اما شکاف در کشورهای آسیایی نسبت به کشورهای آمریکا

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

و سودان متداول‌تر است. یافته‌ها نشان می‌دهند که تفاوت‌ها به ابعاد جمعیت و اوضاع اقتصادی و اجتماعی این کشورها برمی‌گردد.

وی چینگ وانگ (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که نابرابری درآمد در تایوان با نمو فناوری اطلاعات در دهه ۱۹۸۰بیشتر 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 به رشد نسبی فناوری اطلاعات در تایوان نسبت داد.

۴. جمع‌آوری اطلاعات و روش تحقیق

۴-۱. جمع‌آوری اطلا عات

شلوفر و هیوزینگ برای شکاف دیجیتالی از چهار شاخص تعداد کاربرن اینترنت، درصد استفاده‌کنندگان اینترنت در منزل، تعداد استفاده‌کنندگان کامپیوتر و درصد استفاده‌کنندگان کامپیوتر در منزل با دادن اوزان مختلف یک شاخص ترکیبی بنام شاخص شکاف دیجیتالی استفاده نموده است. ما در این مقاله از یک شاخص ترکیبی دیگر بنام شاخص فرصت دیجیتال[1] که نخستین بار در کره مطرح شد استفاده نمودیم.

آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز برای ۲۸ کشور بر اساس دسترسی به اطلاعات در دوره زمانی (۲۰۰۶-۲۰۰۰) بوده که آمار مربوط به ضریب جینی از (WIID)[2] و داده‌های مربوط به شاخص فرصت دیجیتال ومیزان سرمایه‌گذاری سالانه در ICT ازسایت اتحادیه بین‌المللی مخابرات[3] استخراج

---

۱. شاخص DOI که نشان‌دهنده سطح دسترسی به فناوری اطلاعات و ارتباطات است یک شاخص ترکیبی از سه مؤلفه اصلی (فرصت – زیرساخت – کاربرد) که در مجموع شامل ۱۱ شاخص به شرح زیر می‌باشد: الف) فرصت: درصد جمعیت دارای موبایل، هزینه دسترسی اینترنت به عنوان درصدی از درآمد سرانه، هزینه دسترسی موبایل به عنوان درصدی از درآمد سرانه. ب) زیرساخت: نسبت خانوارهای دارای تلفن ثابت، نسبت خانوارهایی که به کامپیوتر دسترسی دارند نسبت خانوارهایی (افرادی) که در منزل کامپیوتر دارند، ضریب نفوذ موبایل، ضریب نفوذ موبایل اینترنتی. ج) کاربرد: نسبت افرادی که اینترنت استفاده می‌کنند، نسبت استفاده‌کنندگان اینترنت پرسرعت به کل استفاده‌کنندگان اینترنت، نسبت استفاده‌کنندگان موبایل پرسرعت به کل مشترکین موبایل.

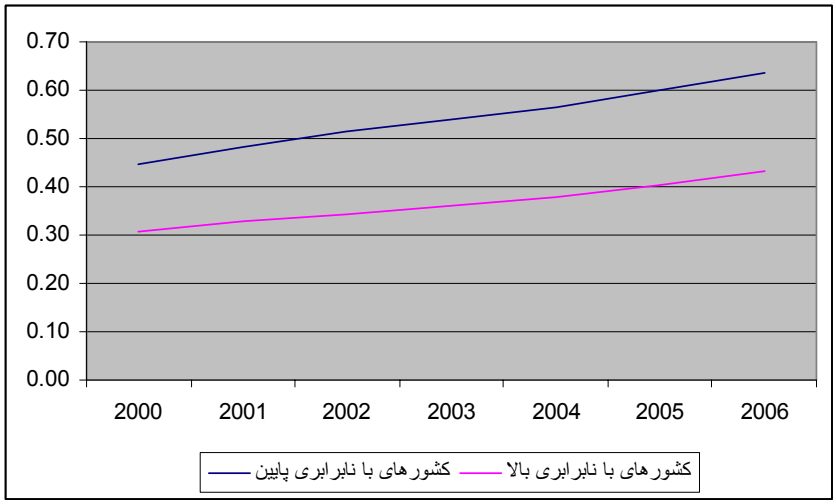
برای بررسی و یافتن جایگاه هر کشور از منظر شاخص فرصت دیجیتالی ابتدا میانگین شاخص‌ها در هر گروه و سپس میانگین این گروه‌ها محاسبه می‌شود. محدوده این شاخص بین صفر و یک می‌باشد که هر چه این شاخص به یک نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده سطح دسترسی بالاتر به فرصت دیجیتالی است.

2. World Income Inequlity Database
3. International Telecommunication Union

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

شده است. متغیر تولید ناخالص ملی و سایر متغیرهای مورداستفاده از سایت بانک جهانی (WDI)[۱] شاخص‌های فرصت دیجیتالی برای ۱۸۰ کشور جهان گردآوری و منتشر می‌شود.

در جداول (۱) و (۲) پیوست وضعیت کشورهای موردمطالعه بر اساس شاخص فرصت دیجیتالی و ضریب جینی ارائه شده است.



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۱. متوسط شاخص فرصت دیجیتال

همان‌طور که در نمودار (۱) ملاحظه می‌کنید مقدار این شاخص در کشورهای با نابرابری پایین با 29.9>ضریب‌جینی به مراتب بیشتر از کشورهای با نابرابری بالا با 40<ضریب‌جینی است. به عبارت دیگر، توسعه ICT در کشورهایی که دارای نابرابری درآمدی بالاتری هستند کمتر از کشورهایی است که دارای نابرابری درآمد پایین‌تری هستند. بنابراین نابرابری بیشتر مانع توسعه ICT می‌شود.

۴-۲. روش تحقیق

اگرچه تجزیه و تحلیل رگرسیون وابستگی یک متغیر به متغیرهای دیگر را نشان می‌دهد، اما الزاماً دلالت بر علیت ندارد. برای بررسی علیت معمولاً از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود. به طور خلاصه طبق این آزمون اگر مقادیر گذشته متغیر سری زمانی (Y) به طور معناداری بتواند با وقفه مقادیر یک متغیر دیگر (X) را پیش‌بینی کند آنگاه می‌گویند (Y) دلیل گرنجری (X) است.

3. World Development Indicator

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

بر اساس مطالعه مهرگان، عزتی و اصغرپور (۱۳۸۵) و تورنتون و باتن[1] آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقت بهینه بسیار حساس است. چنانچه در انجام این آزمون، طول وقفه انتخابی کمتر از طول وقفه بهینه واقعی باشد، نتایج تورش‌دار خواهد بود و چنانچه طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه بهینه واقعی باشد در این صورت پارامترهای برآوردی ناکارا خواهند بود. به هر حال در این آزمون، عدم انتخاب طول وقفه مناسب و صحیح موجب بروز مشکلات غیرقابل اغماض در مدل خواهد شد. به همین جهت همان‌گونه که مهرگان، عزتی و اصغرپور (۱۳۸۵) اشاره دارند، استفاده از این آزمون جهت تعیین روابط علی غیرقابل استناد خواهد شد. همچنین آزمون علیت گرانجر تنها با استفاده از مشاهدات سری زمانی امکان‌پذیر بوده و در مشاهدات تلفیقی (سری زمانی- مقطعی) با محدودیت مواجه است. برای برطرف شدن این مشکلات، در سال ۱۹۸۱ هیسائو یک روش خودرگرسیونی سیستماتیک جهت انتخاب طول وقفه بهینه برای هر یک از متغیرهای معادله رگرسیونی ارائه دارد.

آزمون علیت با استفاده از مشاهدات تلفیقی بر اساس آزمون علیت هیسائو امکان‌پذیر است؛ در حالی‌که آزمون علیت گرانجر تنها با استفاده از مشاهدات سری زمانی امکان‌پذیر است. در این تحقیق به منظور آزمون علیت از اطلاعات تلفیقی بین کشوری و روش هیسائو استفاده شده است. در این راستا مدل پایه‌ای شاخص توزیع درآمد به صورت تابعی از شکاف دیجیتالی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$Gini = f(dot) \qquad (۲۰)$$

با توجه به اینکه این تحقیق از داده‌های تلفیقی (سری زمان- مقطعی) برای سال‌های (۲۰۰۶-۲۰۰۰) و برای ۲۸ کشور استفاده شده است، امکان آزمون علیت هیسائو به شکل معمول امکان‌پذیر نبوده است. برای رفع این مشکل از متغیرهای GINI, DOI به صورت وقفه‌ای استفاده شده است. در نتیجه، ضمن برطرف کردن مشکل، امکان آزمون علیت در مدل‌های با داده‌های تلفیقی(تابلویی) اعتبار بیشتر فراهم می‌شود. تعداد مشاهدات الگو ۱۴۰ بوده و برای تعیین طول وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار آکائیک به صورت زیر تعیین گشته است:

$$AIC = \log\left(\frac{\sum e^2}{n}\right) + 2\frac{k}{n} \qquad (۲۱)$$

1. Thornton and Baten

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط (SURE)[1] جهت علیت شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی به صورت زیر تصریح گشته است

$$\begin{cases} DOI = \beta_1 + \beta_2 GINI + \beta_3 GINI(-1) + \beta_4 GINI(-2) + \beta_5 GINI(-3) + \beta_6 DOI(-1) \\ \qquad + \beta_7 DOI(-2) + \beta_8 DOI(-3) \\ GINI = \beta_9 + \beta_{10} DOI + \beta_{11} DOI(-1) + \beta_{12} DOI(-2) + \beta_{13} DIO(-3) + \beta_{14} GINI(-1) \\ \qquad + \beta_{15} GINI(-2) + \beta_{16} GINI(-3) \end{cases} \quad (۲۲)$$

برای آزمون علیت از آزمون والد[2] استفاده شده و تصمیم‌گیری برای علیت به صورت زیر است:

– اگر فرضیه صفر مبتنی بر $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$ رد شود، رابطه علی از شکاف درآمدی به شکاف دیجیتالی می‌باشد.

– اگر فرضیه صفر مبتنی بر $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$ رد نشود، رابطه علی از شکاف درآمدی به شکاف دیجیتالی نمی‌باشد.

– اگر فرضیه صفر مبتنی بر $\beta_{10} + \beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13} = 0$ رد شود، رابطه علی از شکاف دیجیتالی به شکاف درآمدی می‌باشد.

– اگر فرضیه صفر مبتنی بر $\beta_{10} + \beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13} = 0$ رد نشود، رابطه علی از شکاف دیجیتالی به شکاف درآمدی نمی‌باشد.

پس از تعیین جهت علیت آنگاه با استفاده از اطلاعات تلفیقی بین کشوری اثر شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی بر یکدیگر تعیین گشته است.

برای برآورد مدل از روش داده‌های تابلویی و برای تشخیص نوع مدل - مدل داده‌های تلفیق شده، مدل آثار ثابت و آثار تصادفی - از دو آزمون F و هاسمن استفاده کرده‌ایم. بر اساس آزمون انجام شده هر دو مدل از نوع مدل داده‌های تلفیق شده هستند.

۵. رابطه سببی شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی

بر اساس معیار آکائیک طول وقفه بهینه برای متغیرها ۳ می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد الگو (۳) با استفاده از ۳ وقفه و روش معادلات همزمانه به ظاهر نامرتبط به صورت زیر است:

1. Seemingly Unrelated Regression Equations
2. Wald Coefficient Tests

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

$$
\begin{cases}
\underset{\quad(-1.39)\quad(-5.51)\quad(0.14)\quad(-2.19)\quad(4.18)}{DOI = -0.025 - 0.089GINI + 0.0011GINI(-1) - 0.027GINI(-2) + 0.0896GINI(-3)} \\
\underset{\quad(12.4)\quad(6.9)\quad(-7.05)}{+ 0.713DOI(-1) + 0.458DOI(-2) - 0.015DIO(-3)} \\
\underset{\quad(-6.1)\quad(0.87)}{GINI = 0.48 + 0.031DOI + 0.026DOI(-1) + 0.053DOI(-2) - 0.084DOI(-3)} \\
\underset{}{- 0.0213GINI(-1) - 0.231DOI(-2) - 0.044GINI(-3)}
\end{cases}
\qquad (۲۳)
$$

آزمون فرضیه رابطه علی از شکاف درآمدی به شکاف دیجیتالی و در مقابل آزمون فرضیه رابطه علی ازشکاف دیجیتالی به شکاف درآمدی با استفاده آزمون والد اجرا و نتایج در جدول (۳) درج شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون والد

آزمون والد برای رابطه علی از شکاف درآمدی به شکاف دیجیتالی	
فرضیه صفر (H0):	$\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$
آماره کای دو: ۲۳/۸	سطح معنا: ۱ درصد
آزمون والد برای رابطه علی از شکاف دیجیتالی به شکاف درآمدی	
فرضیه صفر (H0):	$\beta_{10} + \beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13} = 0$
آماره کای دو: ۵/۸۳	سطح معنا:۱ درصد

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

نتایج بدست آمده از آزمون والد حاکی از آن است که شکاف درآمدی دلیل شکاف دیجیتالی بوده و شکاف دیجیتالی دلیل شکاف درآمدی می‌باشد. با توجه به این نتایج بازخورد بین شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی وجود دارد. پس از تشخیص جهت علیت که دو سویی می‌باشد، مدل پایه‌ای شکاف درآمدی و شکاف دیجیتالی برآورد می‌شود.

مقوله توزیع درآمد بین کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد و کشورهای با سطح بالای نابرابری درآمد ناهمگن بوده و بررسی آنها به صورت یکجا منطقی به نظر نمی‌رسد. از این‌رو، برای برآورد اثر شکاف دیجیتالی بر شکاف درآمدی (و برعکس) دو دسته کشورها شامل ۱۴ کشور با

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

نابرابری درآمدی بالا و ۱۴ کشور با نابرابری درآمدی پایین به صورت جداگانه در نظر گرفته شد.[۱] در کشورهای مورد بررسی عرض از مبدأ و ضرایب شیب بین تمام مقاطع (کشورها) مشترک فرض شده‌اند. برآوردی که با روش حداقل مربعات معمولی صورت می‌گیرد به روش حداقل مربعات تلفیقی[۲] معروف است. از تغییرات نسبت سرمایه‌گذاری انجام شده در ICT به سرمایه‌گذاری کل (INVICT) و تغییرات نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی (TOGDP)[۳] و رشد تولید (LnGDP) به عنوان متغیر کمکی در مدل استفاده شده است. همچنین از زمان به عنوان متغیر مجازی در مدل استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (مقطعی وزنی)[۴] به منظور رفع و یا تقلیل مشکل ناهمسانی واریانس برای دو گروه کشور به صورت زیر بوده است.

اثر شکاف درآمدی بر شکاف دیجیتالی در کشورهای با نابرابری درآمدی پایین:

$$\begin{matrix} DOI = -1.18 + 0.318GINI + 0.23INVICT + 0.25LnGDP + 0.05t \\ \quad -13.83 \quad 2.47 \qquad 2.59 \qquad 9.23 \qquad 18.3 \\ \quad R^2 = 0.83 \quad , \quad F = 115 \end{matrix} \qquad (۲۴)$$

ضرایب مدل فوق از لحاظ آماری معنادار بوده و نشان می‌دهند که در کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد با افزایش شکاف درآمدی فرصت دیجیتالی بیشتر (شکاف دیجیتالی کمتر) می‌شود. تغییرات نسبت سرمایه‌گذاری در ICT به سرمایه‌گذاری کل، رشد تولید و متغیر مجازی زمان دارای رابطه مثبت و معناداری با شاخص فرصت دیجیتال می‌باشد.

---

۱. کشورهای با نابرابری پایین: استونی، هانگری، اسلونیا، اتریش، بلزیک، چکوسلواکی، فنلاند، فرانسه، آلمان، انگلیس، یونان، ایتالیا، هلند، پرتقال.

کشورهای با نابرابری بالا: برزیل، شیلی، گواتمالا، کلمبیا، هندراس، ایران، مالزی، مکزیک، پرو، فیلیپین، ونزوئلا، روسیه، اندونزی، آرژانتین.

2. Pooled Lest Square

۳. مالیات‌های تنازلی آثار نامناسب، مالیات‌های تناسبی بی‌اثر و مالیات‌های تصاعدی آثار مطلوبی بر توزیع درآمد دارند. از میان مالیات‌های غیرمستقیم و مستقیم، مالیات‌های مستقیم نقش قابل توجهی در کاهش نابرابری دارند (مالیات‌های غیرمستقیم به دلیل آنکه اغلب طبیعت تنازلی دارند در نتیجه بار این مالیات بیشتر بر دوش افراد کم درآمد سنگینی می‌کند). مواردی چون فرار مالیاتی، انتقال مالیاتی، مبنای مالیات می‌تواند در تغییر جهت آثار توزیعی مالیات‌ها مؤثر واقع شود. مالیات‌ها می‌توانند تلاش کاری افراد را تحت تأثیر قرار دهند، نرخ مالیاتی بیش از اندازه بالا فعالیت‌های اقتصادی را از بخش رسمی به بخش غیررسمی یا خارج از کشور هدایت می‌کند. این پدیده از طریق اثرگذاری بر دیگر متغیرهای اقتصادی (تولید و غیره) می‌تواند آثار گوناگونی بر توزیع درآمد داشته باشد.

4. Cross Section Weights

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

اثر شکاف درآمدی بر شکاف دیجیتالی در کشورهای با نابرابری درآمدی بالا:

$$DOI = -0.36 - 0.038GINI - 0.08\partial INVICT + 0.25LnGDP + 0.017t$$
$$-7.56 \quad -1.64 \quad -4.66 \quad 12.69 \quad 7.8 \qquad (۲۵)$$
$$R^2 = 0.72 \quad , \quad F = 61$$

ضرایب مدل فوق از لحاظ آماری معنادار بوده و نشان می‌دهند که در کشورهای با سطح بالا نابرابری درآمد با افزایش شکاف درآمدی فرصت دیجیتالی کمتر (شکاف دیجیتالی بیشتر) می‌شود. تغییرات نسبت سرمایه‌گذاری در ICT به سرمایه‌گذاری کل دارای رابطه منفی با شاخص فرصت دیجیتال می‌باشد. همچنین، رشد تولید و متغیر مجازی زمان دارای رابطه مثبت و معناداری با شاخص فرصت دیجیتال می‌باشد.

اثر شکاف دیجیتالی بر شکاف درآمدی در کشورهای با نابرابری درآمدی پایین:

$$GINI = 0.50 + 0.018DOI + 0.0009\partial INVICT - 0.05LnGDP$$
$$7.45 \quad 2.35 \quad 1.86 \quad -2.96 \qquad (۲۶)$$
$$R^2 = 0.86 \quad , \quad F = 348$$

در این مدل نیز ضرایب معنادار بوده و نشان می‌دهند که در کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد با افزایش فرصت دیجیتالی (شکاف دیجیتالی کمتر) شکاف درآمدی بیشتر می‌شود. تغییرات نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی دارای رابطه مثبت و معناداری با شاخص فرصت دیجیتال می‌باشد. در حالی‌که رشد تولید دارای رابطه منفی با ضریب جینی می‌باشد.

اثر شکاف دیجیتالی بر شکاف درآمدی در کشورهای با نابرابری درآمدی بالا:

$$GINI = 0.34 - 0.59DOI + 0.01\partial INVICT + 0.24LnGDP$$
$$-1.91 \quad -3.05 \quad 3.28 \quad 4.39 \qquad (۲۷)$$
$$R^2 = 0.72 \quad , \quad F = 126$$

در این مدل نیز ضرایب معنادار بوده و نشان می‌دهند که در کشورهای با سطح بالای نابرابری درآمد با افزایش فرصت دیجیتالی (شکاف دیجیتالی کمتر) شکاف درآمدی کمتر می‌شود. تغییرات نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی و رشد تولید دارای رابطه مثبت و معناداری با شاخص فرصت دیجیتال می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

به این ترتیب می‌توان بیان کرد که در کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد رابطه علی و معلولی معکوسی بین شکاف دیجیتالی و نابرابری درآمد وجود دارد در حالی‌که در کشورهای با سطح بالای نابرابری درآمد رابطه علی و معلولی مستقیمی بین شکاف دیجیتالی و نابرابری درآمد وجود دارد.

۵. نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر، بررسی رابطه علیت شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی بین کشورها می‌باشد. به عبارت دیگر، آیا شکاف دیجیتالی (نابرابری در دسترسی و استفاده از ICT) موجب افزایش نابرابری درآمدها می‌شود یا برعکس نابرابری درآمد دلیل شکاف دیجیتالی است؟ یا اینکه بازخوردی بین آنها وجود دارد؟ از داده‌های پنل برای ۲۸ کشور با توجه به دسترسی به اطلاعات در دوره (۲۰۰۶- ۲۰۰۰) استفاده شده است. 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 می‌دهد که اولاً رابطه شکاف دیحیتالی و شکاف درآمدی دوسویه است، ثانیاً در کشورهای با سطح پایین نابرابری درآمد با افزایش شکاف درآمدی فرصت دیجیتالی بیشتر می‌شود و با افزایش فرصت دیجیتالی شکاف درآمدی بیشتر می‌شود. در حالی‌که در کشورهای با سطح بالای نابرابری درآمد با افزایش شکاف درآمدی فرصت دیجیتالی کمتر (یا شکاف دیجیتالی بیشتر) می‌شود و با افزایش فرصت دیجیتالی (یا شکاف دیجیتالی کمتر) شکاف درآمدی کمتر می‌شود.

منابع

مهرگان، نادر، عزتی، مرتضی و حسین اصغرپور (۱۳۸۵)،"بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*.

Acemoglu, D. (2002), "Technical Change, Inequality and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 1, PP. 7-72.

Aghion, P., Caroli, E., & C. Garcia-Penalosa (1999), "Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, PP. 1615-1660.

Chain, M. D. & R. W. Fairlie (2004), "The Determinants of the Global Divide: A Cross-Country Analysis of Computer and Internet Penetration", NBER Working Paper, No. 10686.

Dewn, S. & F. J. Riggins (2005), "The Digital Divide: Current and Future Research Directions", *Journal of the Association for Information System*, Vol. 6, No. 12, PP. 1-53.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

Hannes, Shelhofer & Tobias Husing (2002), "The Digital Divide Index – A Measure of Social Inequalities in the Adoption of ICT", Empirica GmbH, D-53225 Bonn, Oxfordstr.

Hiroshi, Ono & Madeline Zavodny (2006), "Digital Inequality: A Wve Country Comparison Using Microdata", *Social Science Research*, Vol. 36, PP. 1135–1155.

Jorgenson, D.W. & K.J. Stiroh (1999), "Information Technology and Growth", *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, PP. 109-115.

Lloyd- Ellis , H. (1999), "Endogenous Technological Change and Wage Inequality", *American Economic Review*, Vol. 89, No. 1, PP. 47-77.

Martin, S.P. & J.P. Robinson (2004), "The Income Digital Divide", *An International Perspective, IT & Society*, Vol. 1, No. 7, PP. 1-20.

Oliner, S.D. & D.E. Sichel (2003), "Information Technology and Productivity: Where are we Now and Where are We Going", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 25, PP. 477-503.

Pohjola, M. (2002), "New Economy in Growth and Development", United Nations University, WIDER (World Institute for Development Economics Research Discussion Paper, No. 2002/67.

Roller, L. H. & L. Waverman (2001), "Telecommunications Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach", *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, PP. 909-923.

Varian, H., Litan R.E. Anderew, E. & J. Shutter (2002), "The Net Impact Study", The Projected Economic Benefits of the Internet in the United Kingdom France Available at: http://www.netimpactsudy.com.

Wei-Ching Wang (2008), "Information Economy and Inequality: Wage Polarization, Unemployment and Occupation Transition in Taiwan Since 1980", *Journal of Asian Economics*, The University of Texas at Austin.

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.

Yong-Hwan Noh, Kyeongwon Yoo (2007), "Internet, Inequality and Growth", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 30, PP. 1005–1016.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

پیوست

جدول۱. اطلاعات شاخص فرصت دیجیتالی در کشورهای مورد مطالعه

کشور	۲۰۰۰	۲۰۰۱	۲۰۰۲	۲۰۰۳	۲۰۰۴	۲۰۰۵	۲۰۰۶
استونی	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۶۳	۰/۶۵
هانگری	۰/۳۶	۰/۴	۰/۴۴	۰/۴۸	۰/۵۱	۰/۵۵	۰/۵۹
اسلونی	۰/۴۷	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۹	۰/۶۲
اتریش	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۵۷	۰/۵۸	۰/۶۱	۰/۶۲	۰/۶۶
بلژیک	۰/۴۸	۰/۵	۰/۵۵	۰/۵۷	۰/۶	۰/۶۳	۰/۶۵
چکوسلواکی	۰/۳۸	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۵۷
فنلاند	۰/۴۸	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۸	۰/۶۱	۰/۶۵	۰/۶۹
فرانسه	۰/۴۳	۰/۴۷	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۵۶	۰/۶	۰/۶۴
آلمان	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۵۵	۰/۵۸	۰/۵۹	۰/۶۳	۰/۶۶
انگلیس	۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۵۵	۰/۵۸	۰/۶	۰/۶۶	۰/۶۹
یونان	۰/۴۳	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۳
ایتالیا	۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۵۵	۰/۵۹	۰/۶۳
هلند	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۶۱	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۷۱
پرتقال	۰/۴	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۵	۰/۵۲	۰/۶۱
برزیل	۰/۳۱	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۴۷
شیلی	۰/۳۹	۰/۴	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۵۷
گوآتمالا	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۶
کلمبیا	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۹	۰/۴۴
هندوراس	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۲۷
ایران	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۷
مالزی	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۴۳	۰/۴۴	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۵
مکزیک	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۴	۰/۴	۰/۴۴	۰/۴۷
پرو	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۴
فیلیپین	۰/۲۹	۰/۳	۰/۳۱	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۳۷
ونزوئلا	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۴	۰/۴۳	۰/۴۶
روسیه	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۴۵	۰/۵۲
اندونزی	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۳	۰/۳۳	۰/۳۴
آرژانتین	۰/۳۹	۰/۴	۰/۴۲	۰/۴۲	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۵۱

* شاخص فرصت دیجیتال عددی بین صفر و یک می‌باشد. هر چه این شاخص به یک نزدیکتر باشد شکاف دیجیتالی کمتر بوده و هر چه به صفر نزدیکتر باشد شکاف دیجیتالی بیشتر می‌باشد.

Source: International Telecommunication Union(ITU).

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]

جدول۲. اطلاعات ضریب جینی در کشورهای مورد مطالعه

کشور	۲۰۰۰	۲۰۰۱	۲۰۰۲	۲۰۰۳	۲۰۰۴	۲۰۰۵	۲۰۰۶
استونی	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۳۳
هانگری	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۳۱	۰/۳۰	۰/۲۵	۰/۲۶
اسلونی	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۰	۰/۳۱	۰/۳۰
اتریش	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۳	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۹
بلژیک	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۳۳
چکوسلواکی	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۲۵
فنلاند	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۶
فرانسه	۰/۲۸	۲۷/۰	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۳۲
آلمان	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۳	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۲۸
انگلیس	۰/۳۱	۰/۳	۰/۳۵	۰/۳۲	/۳۲	۰/۳۲	۰/۳۲
یونان	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۴
ایتالیا	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۷	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۲
هلند	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۳۲	۰/۲۷	۰/۲۳	۰/۲۷	۰/۳۰
پرتقال	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۳۸	۰/۳۸	۰/۳۸	۰/۳۸	۰/۳۸
برزیل	۰/۵۷	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۷
شیلی	۰/۵۵	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۴
گوآتمالا	۰/۵۴	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۵۵
کلمبیا	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۸	۰/۵۶	۰/۵۷	۰/۵۸
هندوراس	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۶	۰/۵۳
ایران	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۳۹	۰/۴	۰/۴
مالزی	۰/۵	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۹	۰/۴۸
مکزیک	۰/۵۴	۰/۵۳	۰/۵	۰/۵	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۱
پرو	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۵۲
فیلیپین	۰/۴۶	۰/۵	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۵۱
ونزوئلا	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۵۱
روسیه	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۴	۰/۴	۰/۴	۰/۴	۰/۴۱
اندونزی	۰/۳	۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۳۹	۰/۴۱
آرژانتین	۰/۵	۰/۵۲	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۵	۰/۵	۰/۵۱

* ضریب جینی عددی بین صفر و یک می‌باشد. هر چه ضریب جینی به یک نزدیکتر باشد نابرابری درآمد بیشتر بوده و هر چه به صفر نزدیکتر باشد نابرابری درآمد کمتر می‌باشد.

Source: WORLD INCOME INEQULITY DATABASE (WIID, Version 2.0a) by UNU-WIDER.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-20]