

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی به تفکیک مناطق مختلف جهان

محمد جواد صالحی^۱، جعفر عبادی^۲ و گشتاسب مظفری^۳

چکیده

آنچه در چند دهه اخیر توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده، سرمایه انسانی و تأثیری است که این متغیر بر رشد و توسعه اقتصادی کشورها می‌گذارد. در دهه اخیر به نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان و نقش آن در رشد اقتصادی توجه جدی شده است. هدف این پژوهش نشان دادن اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی مناطق مختلف جهان بود. روش تحقیق توصیفی - تحلیلی بود که با به‌کارگیری مدل‌های آماری و اقتصادسنجی انجام شد. جامعه آماری افراد بالای ۱۵ و ۲۵ سال بود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از مفهوم ضریب جینی سرمایه انسانی استفاده شد. نتایج نشان داد که در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته هر چه از نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان کاسته شود، رشد اقتصادی به‌طور معناداری افزایش می‌یابد. دستاورد مهم این پژوهش آن است که کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان به‌طور معناداری بیشتر از کاهش آن در مردان بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

کلید واژگان: سرمایه انسانی، ضریب جینی، نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی، رشد اقتصادی.

مقدمه

عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را می‌توان به عوامل کمی و کیفی تقسیم کرد. عوامل کمی رشد اقتصادی تعداد نیروی کار و سرمایه فیزیکی است و عوامل کیفی نیز کیفیت عوامل تولید است، به‌طوری‌که از سرمایه انسانی به‌عنوان کیفیت نیروی کار و از فناوری به‌عنوان کیفیت سرمایه یاد می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، دانش نهادینه شده در نیروی کار را سرمایه انسانی گویند که این خود از طریق عواملی چون آموزش (رسمی، ضمن خدمت، فنی و حرفه‌ای و ...) و تجربه به‌دست می‌آید و از دانش نهادینه شده در ماشین و سرمایه نیز به‌عنوان فناوری یاد می‌کنند. در ادبیات امروزی اقتصاد از تأثیر سرمایه انسانی بر

۱. استادیار مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی، تهران، ایران.

* مسئول مکاتبات: javadsaleh@gmail.com

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران: jebadi@ut.ac.ir

۳. مدرس ممتاز گروه علمی مدیریت و ستاد شهرداری تهران، تهران، ایران: g.mozafar@gmail.com

دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۸/۱۸ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۴/۵

رشد اقتصادی به‌عنوان اثر کلان و از تأثیر آن بر درآمد فردی و توزیع درآمد به‌عنوان اثر خرد سرمایه انسانی یاد می‌شود.

اگر چه توجه اقتصاددانان به بحث سرمایه‌انسانی از اواخر قرن ۱۷ میلادی شروع شد، توجه جدی آنان به محاسبه سرمایه‌انسانی از زمان شولتز و دنیسون در دهه ۶۰ میلادی آغاز شد؛ به طوری که آنان با مقایسه رشد اقتصادی آمریکا و رشد عوامل تولید طی چند دهه قبل از آن به یک عامل گم‌شده در رشد تولید دست یافتند. آنان مشاهده کردند که رشد تولید از رشد عوامل تولید بیشتر است و این عامل را «ضرب نادانی» نام نهادند. آنان این عامل را در سرمایه‌انسانی یا کیفیت نیروی کار یافتند (Jones, 1998).

مبانی نظری و پیشینه

ادبیات این موضوع با معادله رشد نئوکلاسیکی سولو (Solow, 1956) شروع می‌شود که در آن نیروی کار به عوامل مختلف مثل سواد، مخارج آموزشی، نرخ ثبت‌نام و ... تقسیم می‌شود و در معادله رشد قرار می‌گیرد و اثر آن بر رشد اقتصادی محاسبه می‌شود. پس از آن نظریه رشد درونزای لوکاس و رومر^۵ مطرح شده است که در حقیقت، سرمایه‌انسانی به‌عنوان یک عامل درونزا در تابع تولید مشخص می‌شود. در نظریه الگوهای رشد درونزا بحث اقتصاد اندیشه‌ها مطرح شده است که در آن سرمایه‌انسانی به بازده صعودی نسبت به مقیاس و خروج از فروض بازار رقابت منجر و سپس، به یک کالای عمومی و رقابت‌ناپذیر تبدیل می‌شود. اما آنچه در دهه اخیر بدان توجه شده است، بحث نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی است. سرمایه‌انسانی علاوه بر تأثیرات اقتصادی، دارای آثار اجتماعی یا غیر بازاری^۶ زیادی نظیر تربیت فرزندان بهتر به دست والدین (به ویژه زنان)، تولید کالای خانگی با کیفیت‌تر، کاهش نرخ مرگ و میر کودکان، افزایش امید به زندگی و ... است (Mc Mahon, 2000). از آنجا که می‌توان از موارد یادشده به‌عنوان سلامت خانواده و جامعه یاد کرد و چون این آثار اجتماعی عمدتاً زنان جامعه را در برمی‌گیرد، در این پژوهش توجه به نابرابری سرمایه‌انسانی در میان زنان و مردان مورد توجه قرار گرفته و به وسیله متغیرهای اجتماعی تأثیر آن بر رشد اقتصادی بررسی شده است. بر این اساس، اثر این نابرابری در زنان و مردان به تفکیک کشورهای در حال توسعه و پیشرفته و به تفکیک مناطق مختلف جهان (پیوست ۱) بر رشد اقتصادی آنها سنجیده شده است. دوره زمانی این مطالعه سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ بوده و فقط سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ برای متغیر سرمایه‌انسانی برآورد شده است.

4. Coefficient of Ignorance
5. Lucas & Romer
6. Non-Market Effects

در خصوص برآورد ضریب جینی سرمایه انسانی به تفکیک جنسیت و تأثیرگذاری آن بر متغیرهای اجتماعی و اثر آن بر رشد اقتصادی تاکنون پژوهشی در کشور انجام نشده است، اما پژوهشهایی در این زمینه در خارج از کشور، که در دهه اخیر مورد توجه قرار گرفته، انجام شده است.

در یک اثر تحقیقی که پاپاچوریو و اسکوپیا (Papageorgio & Stoytcheva, 2006) انجام دادند، با استفاده از اطلاعات چند کشور ابتدا نابرابری سرمایه انسانی را در زنان به دست آوردند و سپس، با استفاده از نرخ مرگ و میر نوزادان به تأثیر آن بر رشد اقتصادی پرداختند. آنها تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان را بر مرگ و میر نوزادان مثبت و بر رشد اقتصادی منفی به دست آوردند.

کاسلو و دومنک (Castello & Domenech, 2006) در پژوهشی با روشی تقریباً مشابه روش قبل، ابتدا نابرابری سرمایه انسانی را برای کل افراد (بدون تفکیک جنسیتی) به دست آوردند و بعد اثر آن را بر امید به زندگی و سپس، بر رشد اقتصادی نشان دادند. آنها مشاهده کردند که نابرابری بیشتر در سرمایه انسانی، امید به زندگی و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

در این مدل امید به زندگی افراد یکی از متغیرهای اساسی است که مقدار زیادی به سرمایه انسانی والدینشان بستگی دارد. نتایج این تحقیق نشان داد که وجود یک حالت دائمی در رشد اقتصادی به توزیع اولیه آموزش بستگی دارد، اما رشد اقتصادی موقت مانند یک دام فقر است و بچه‌های متولد شده در خانواده‌های فقیر امید به زندگی کمی دارند و مانند کارگران بدون آموزش کار می‌کنند. این مطالعه تجربی نشان می‌دهد که سازکار امید به زندگی بخش مهمی از ارتباط بین نابرابری در ذخیره سرمایه انسانی و رشد درآمد سرانه است. به طور مشخص آنان سازکاری را تحلیل می‌کنند که نابرابری و رشد اقتصادی را، به دلیل تفاوت در امید به زندگی در میان افرادی که پایگاه اقتصادی - اجتماعی متفاوتی دارند، به یکدیگر ارتباط می‌دهد.

بکر، مورفی و تامورا (Becker, Murphy & Tamura, 2005) بیان می‌دارند که بعد از جنگ جهانی دوم در بیشتر مناطق جهان افزایش در امید به زندگی و ذخیره سرمایه انسانی شتاب گرفته است و علی‌رغم افزایش امید به زندگی در برخی از کشورها و در طول این دوره، در سال ۲۰۰۰ شکاف بسیار زیادی بین کشورهای ثروتمند و فقیر جهان وجود داشته است. در حالی که امید به زندگی در کشورهای پیشرفته ۷۸ سال بوده، این رقم در کشورهای زیر مجموعه صحرای آفریقا فقط ۴۷ سال بوده است.^۷

این نابرابریها در بسیاری از متغیرهایی که نماد سرمایه انسانی هستند، همچنان برقرار است. آنان نتیجه می‌گیرند که نبود شباهتها بین کشورها ناشی از تفاوت‌های بسیار در تحصیلات و توزیع آموزش در این کشورهاست. بنابراین، ضریب جینی سرمایه انسانی در سال ۲۰۰۰ در کشورهای صحرای آفریقا ۰/۵۵ بوده که بسیار بالاست، در حالی که این ضریب برای کشورهای OECD در همان سال ۰/۲۰ بوده است. بکر و همکاران همچنین، نتیجه می‌گیرند که نابرابری زیاد در سرمایه انسانی، امید به زندگی کم و

۷. به موازات اینکه شکاف با کشورهای پیشرفته زیاد می‌شود، امروزه ایدز (AIDS) نیز در کشورهای فقیر گسترش یافته است.

ذخیره سرمایه انسانی ناچیز همدیگر را تقویت می‌کنند و می‌توانند ثبات فقر در بخش وسیعی از جهان را تشریح کنند.

کاسلو و دومنک (Castello & Domenech, 2002) در تحقیق دیگری به اندازه‌گیری نابرابری سرمایه انسانی برای مجموعه وسیعی از کشورها می‌پردازند. آنان با سطوح آموزشی که از داده‌های بارو و لی (Barro & Lee, ۲۰۰۱) به‌دست آمده است، ضرایب جینی و توزیع آموزش در چارکهای مختلف را برای ۱۰۸ کشور جهان و در فواصل زمانی پنج ساله بین سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ محاسبه می‌کنند. آنان با استفاده از این داده‌های بین کشوری برای نابرابری سرمایه انسانی دو نتیجه مهم می‌گیرند: اول آنکه بیشتر کشورهای جهان به کاهش نابرابری در توزیع سرمایه انسانی تمایل دارند و دوم اینکه در تخمین معادلات سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی مرسوم، اندازه‌گیری نابرابری سرمایه انسانی نتایج بیشتر و بهتری از اندازه‌گیری نابرابری درآمد به دست می‌دهد.

کلاسن (Klasen, 1999) با استفاده از رگرسیونهای پانل و بین کشوری نشان داده است که تا چه اندازه نابرابری جنسیتی در آموزش و اشتغال ممکن است رشد و توسعه را کاهش دهد. وی اثر چشمگیر نابرابری جنسیتی را بر رشد اقتصادی به دست آورده است. نابرابری جنسیتی در آموزش به‌دلیل کاهش متوسط کیفیت نیروی کار (سرمایه انسانی) تأثیر مستقیم بر رشد اقتصادی دارد، اما به‌دلیل سرمایه‌گذاری و رشد جمعیت به طور غیر مستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. وی نتیجه می‌گیرد که ۰/۴ تا ۰/۹ درصد از تفاوتها در نرخهای رشد در شرق آسیا، کشورهای صحرای آفریقا، جنوب آسیا و خاورمیانه می‌توانند به وسیله شکاف بیشتر جنسیتی در آموزش عمومی تشریح شوند. علاوه بر این، تحلیلها نشان می‌دهد که نابرابری بیشتر جنسیتی در آموزش مانع کاهش نرخهای زاد و ولد و مرگ و میر کودکان می‌شود.

تنها کار مشاهده شده در این زمینه در کشور ایران مربوط به نیلی و نفیسی (Nili & Nafisi, 2003) است که در مقاله‌ای با عنوان «رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار: مورد ایران سالهای ۲۰۰۰-۱۹۶۶» این موضوع بررسی شده است. در این مقاله با روشی جدید متوسط سالهای تحصیل نیروی کار به‌عنوان شاخصی از سرمایه انسانی برای سالهای مذکور برآورد و با استفاده از روش بارو و لی نقش مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی تأیید شده است. نیلی و نفیسی همچنین، با استفاده از ضریب جینی، توزیع تحصیلات میان شاغلان کشور را محاسبه کرده‌اند. البته، در کار تحقیقی نیلی و نفیسی فقط به ضریب جینی تحصیلات در شاغلان کشور توجه شده و در محاسبات آنان تفکیک جنسیتی و متغیر رابط مثل امید به زندگی لحاظ نشده است.

فرضیه اصلی این پژوهش که آزمون شد، این بود که نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی بر متغیرهای اجتماعی نظیر امید به زندگی، نرخ مرگ و میر نوزادان و ... تأثیر دارد و این متغیرها در نهایت، بر رشد اقتصادی تأثیر خواهند داشت. اثر نابرابری سرمایه انسانی در مردان و زنان بر امید به زندگی در مقاله‌ای با

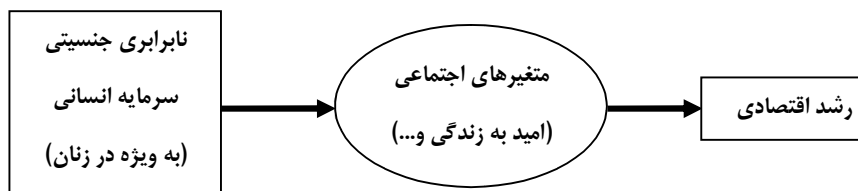
همین عنوان برای مناطق مختلف جهان محاسبه و نیز چگونگی محاسبه ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان و مردان در این مقاله لحاظ شده است (Ebadi & Salehi, 2010).

روش پژوهش

منابع اطلاعاتی این مقاله سالنامه‌های یونسکو، شاخصهای توسعه جهانی (WDI)^۸ و از همه مهم‌تر اطلاعات بین‌المللی مربوط به سرمایه انسانی با عنوان دستیابی آموزشی^۹ بود که بارو و لی (Barro & Lee, 2001) برای ۱۳۸ کشور دنیا و برای سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ و در فواصل پنج ساله جمع‌آوری و محاسبه کرده بودند، شایان ذکر است که این داده‌ها تا سال ۲۰۰۵ برآورد شده است. برای متغیرهای مربوط به حسابهای ملی و کلان مثل تولید، درآمد ملی و ... از داده‌های سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استفاده شده است. از آنجا که داده‌های اقتصادی موجود در WDI تا سالهای ۲۰۰۶ یا ۲۰۰۷ موجود بود، به دلیل محدودیت متغیر اصلی؛ یعنی سرمایه انسانی همه داده‌ها و محاسبات مربوط به آنها تا سال ۲۰۰۵ ارائه شده است.

یافته‌ها

مدل ارائه شده در شکل ۱ ارتباط بین نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی، امید به زندگی و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. این مدل از چهار مقاله (Castello & Domenech, 2006; Chakraborty, 2006; Papageorgiou & Stoytcheva, 2006; Das, 2005; Zhang & Zhang, 2005) اقتباس و تعدیلاتی در آنها انجام شده است، به طوری که به ساختار کلی مدل لطمه‌ای وارد نشود. با توجه به شکل ۱، دو معادله اساسی بررسی شده است.



شکل ۱- رابطه بین نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی و رشد اقتصادی

8. World Development Indices

9. Educational Attainment

اولین معادله تأثیر نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی بر یک متغیر واسطه مثل امید به زندگی را نشان می‌دهد که فرم تقلیل یافته آن معادله (۱) است. با معادله دوم اثر نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی و متغیر واسطه بر رشد اقتصادی تخمین زده می‌شود و فرم تقلیل یافته آن با توجه به بررسیهای انجام شده و آزمون مدل‌های مختلف رشد اقتصادی به صورت معادله (۲) است.

$$L_e = \gamma + \delta Gini + X + v \quad (1)$$

$$Growth = \alpha + \beta L_e + Z + \varepsilon \quad (2)$$

در این معادلات L_e نماینده متغیر اجتماعی؛ یعنی امید به زندگی $Gini$ ، نشان‌دهنده ضریب جینی سرمایه انسانی یا همان نابرابری سرمایه انسانی و $Growth$ نیز نشان‌دهنده رشد اقتصادی است. X و Z نیز سایر متغیرهای تشریحی مدل هستند که در ادامه معرفی و آزمون شده‌اند. v و ε نیز جملات پسماند این معادلات هستند.

از جمله تعدیلات اساسی که در مدل این تحقیق انجام گرفته است، اتخاذ متغیر ضریب جینی سرمایه انسانی [که خود ترکیبی از چند متغیر است] به جای متغیر سرمایه انسانی در مدل‌های اشاره شده در مرور تحقیقات است. در بیشتر الگوهای مذکور فقط یک متغیر آموزشی به‌عنوان سرمایه انسانی لحاظ شده است. نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی در کنار سایر متغیرها مثل رشد اقتصادی بر متغیرهای اجتماعی مانند امید به زندگی تأثیر دارد و سپس، در معادله دیگری اثر این متغیر اجتماعی در کنار سایر متغیرها مانند سرمایه فیزیکی، نیروی کار و ... بر رشد اقتصادی نشان داده شده است.

فرضیه پژوهش: نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی بر متغیرهای اجتماعی نظیر امید به زندگی، نرخ مرگ و میر نوزادان و ... تأثیر دارد و این متغیرها در نهایت، بر رشد اقتصادی تأثیر خواهند داشت.

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی

با استفاده از معادله رشد بهره‌وری نیروی کار، تأثیر نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. شکل کلی معادله‌ای که در زیر آورده شده است، مدل سولو با سرمایه انسانی به همراه $\frac{GDP}{L}$

(بهره‌وری نیروی کار) است که شکل بسط یافته معادله (۲) در بخش معرفی مدل است:

$$g \left(\frac{G}{L} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{G}{L} \right) + \alpha_2 \left(\frac{L}{G} \right) + \alpha_3 MRW + \alpha_4 GINF15 + \alpha_5 GINM15 + \alpha_6 \log (LEB) + \varepsilon$$

که در این معادله:

$g \left(\frac{G}{L} \right)$: رشد بهره‌وری نیروی کار

$\frac{G}{L}$: نسبت تولید به نیروی کار (بهره‌وری نیروی کار)

$\frac{I}{G}$: سرمایه (نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی)

MRW^{۱۰}: این متغیر مجموع سه پارامتر $(g + \delta + n_i)$ ؛ یعنی نرخ رشد فناوری، نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی و نرخ رشد جمعیت است که در تابع تولید وارد می‌شود.

GIN F15: نابرابری سرمایه انسانی در زنان بالای ۱۵ سال

GIN M15: نابرابری سرمایه انسانی در مردان بالای ۱۵ سال

LEB: امید به زندگی

به‌منظور آزمون اینکه آیا نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی تأثیر دارد یا خیر، با استفاده از معادله رشد بهره‌وری نیروی کار اثر این نابرابری بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، پیشرفته و همچنین، مناطق مختلف جهان بررسی و سپس، هر کدام مقایسه شده است. از آنجا که ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان (GIN F15 و GIN M15) جداگانه مورد توجه قرار گرفته است، لذا، در برخی معادلات این دو متغیر جداگانه آورده شده‌اند.

برای برآورد اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی چند معادله برآورد شده است. بدین صورت که ترکیب خطی از متغیرهای تأثیرگذار در کنار ضریب جینی سرمایه انسانی زنان و مردان بالای ۱۵ سال لحاظ شده است؛ یعنی ابتدا معادله‌ای تخمین زده شده که متغیرهای مستقل آن فقط رشد اقتصادی و نیروی کار و سرمایه است. پس از آن، متغیرهای جدید مثل سرمایه انسانی وارد و معادلات جدید تخمین زده شدند. در هر کدام از معادلات به آزمون متغیر اصلی معادلات؛ یعنی ضریب جینی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی توجه شده است. نکته دیگر در خصوص تخمین معادلات این است که پس از آزمون هاسمن این نتیجه حاصل شد که باید برای مقاطع مورد نظر اثر ثابت^{۱۱} در نظر گرفت؛ یعنی فرض می‌شود که μ_i ها (عرض از مبدأها) با متغیر مستقل همبسته است و نباید نگران تفاوت در عرض از مبدأها بود (Ashrafzadeh & Mehregan, 2008).

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه

تأثیر ضریب جینی زنان بر رشد اقتصادی که نتایج به دست آمده از تخمینهاست، در جدول ۱ ارائه شده است.

۱۰. چون در تابع تولید مورد نظر مجموع $(g + \delta + n_i)$ از مدل منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲) گرفته شده است، لذا، نام این متغیر را MRW گذارده‌ایم و در آن همان‌طور که این سه نفر فرض کرده‌اند $g + \delta$ معادل ۰/۰۵ در نظر گرفته شده است.

11. Fixed Effect

جدول ۱- تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه

معادلات ضرایب	متغیر وابسته: رشد بهره وری نیروی کار GGL			
	Eq ₁	Eq ₂	Eq ₃	Eq ₄
C	۳۳/۵۴*** (۸/۵۷)	۲۳/۶۳*** (۶/۰۲)	۲۸/۰۵*** (۵/۴۹)	۲۶/۱۴*** (۲/۶۴)
LOG(G/L)	-۴/۴*** (-۸/۳)	-۳/۴*** (-۶/۴۹)	-۳/۸۴*** (-۶/۱۹)	-۴/۴۱*** (-۷/۰۲)
I/G	۳/۶** (۲/۰۹)	۲/۴۵* (۱/۸۹)	۱/۴۸ (۰/۶۷)	۱/۱۹* (۱/۳۶)
MRW		۱/۰۶*** (۶/۱۵)	۱/۲۹*** (۶/۷۸)	۱/۱۵*** (۶/۴۵)
GIN F15			-۰/۰۶*** (-۲/۸۳)	-۰/۰۱* (-۱/۸۳)
LOG(LEB)				۱/۵۶*** (۲/۷۳)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۵۵ ۶۳	۰/۴۵ ۵۱	۰/۵۷ ۵۱	۰/۴۷ ۶۲

*** معناداری در سطح ۰/۰۱ α ** معناداری در سطح ۰/۰۵ α * معناداری در سطح ۰/۱۰ α

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، برای تأیید یا عدم تأیید فرضیه از چند معادله، که بیشتر آنها ضریب جینی سرمایه انسانی زنان را در برمی‌گیرد، استفاده و عمدتاً بر همین متغیر تأکید شده است. دو معادله اول، معادله رشد اقتصادی ساده و بدون لحاظ کردن سرمایه انسانی است. نکته قابل توجه در این معادلات علامت منفی $\log\left(\frac{G}{L}\right)$ یا سرانه تولید نیروی کار است که انتظار داریم در کشورهای در حال توسعه منفی باشد و این بدان معناست که کشورهایی که از سطح بهره‌وری پایین برخوردارند، می‌توانند رشد بهره‌وری بیشتری داشته باشند که به معنای همگرایی در بهره‌وری کشورهاست و این مسئله در تمام معادلات با احتمال ۹۹ درصد تأیید شده است (Romer, 1985).

در معادله سوم ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان وارد شد و ملاحظه می‌شود که با ۹۹ درصد اطمینان کاهش این ضریب اثر افزایشی بر رشد بهره‌وری نیروی کار دارد. علامت منفی این ضریب نیز حاکی از رابطه معکوس این دو متغیر است؛ یعنی کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود. در معادله چهارم امید به زندگی آورده شد که این متغیر نیز اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و با ۹۹ درصد اطمینان تأیید می‌شود. در همین معادله نیز اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان با ۹۰ درصد اطمینان بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه
 همانند موارد قبلی برای تأیید تأثیر نابرابری سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، به چند معادله که در بیشتر آنها ضریب جینی سرمایه انسانی در مردان به‌عنوان یک متغیر کلیدی وارد شده است، توجه شد که نتایج به دست آمده از آنها در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه

معادلات ضرایب	متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL			
	Eq ₁	Eq ₂	Eq ₃	Eq ₄
C	۳۳/۵۲*** (۸/۵۷)	۲۳/۶۳ (۶/۰۲)	۲۳/۳۹*** (۵/۳۸)	۸/۵۲*** (۳/۰۱)
LOG(G/L)	-۴/۴*** (-۸/۳)	-۳/۴*** (-۶/۴۹)	-۳/۴*** (-۶/۱۹)	-۳/۸*** (-۶/۴۷)
I/G	۳/۶*** (۲/۰۹)	۲/۴۵*** (۱/۸۹)	۲/۶۸° (۱/۴۴)	۲/۳۹° (۱/۸۷)
MRW		۱/۰۶*** (۶/۱۵)	۱/۱۶*** (۶/۴۹)	۱/۱۴*** (۶/۳۸)
GIN M15			-۰/۰۳° (-۱/۸۳)	-۰/۰۳** (-۲/۱۶)
LOG(LEB)				۴/۰۸** (۲/۰۳)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۵۵ ۶۳	۰/۴۵ ۵۱	۰/۵۶ ۵۱	۰/۵۱ ۶۲

*** معناداری در سطح $\alpha = 0.10$

** معناداری در سطح $\alpha = 0.05$

* معناداری در سطح $\alpha = 0.01$

با توجه به جدول ۲، دو معادله اول که بدون ضریب جینی سرمایه انسانی است، همانند دو معادله جدول قبل است. اما در معادله سوم ضریب جینی سرمایه انسانی در مردان وارد شد که علامت منفی این ضریب حاکی از آن است که کاهش در نابرابری سرمایه انسانی در مردان اثر افزایشی بر رشد بهره‌وری نیروی کار دارد. در ضمن، این ضریب با ۹۰ درصد اطمینان تأیید کننده فرضیه پژوهش است. در معادله چهارم نیز که امید به زندگی وارد می‌شود، همچنان ضریب جینی سرمایه انسانی در مردان با اطمینان ۹۵ درصد اثر معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در

حال توسعه

به‌منظور مقایسه همزمان تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، معادله‌ای که همانند معادلات دو بخش قبلی است، آورده شد و فقط تفاوت آن در این است که دو متغیر ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان با هم آورده شده و معادله آن به شکل

کلی معادله‌ای است که فرم تقلیل یافته آن قبلاً تشریح شد. نتایج به دست آمده از تخمین معادله در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه

متغیر وابسته: رشد بهره وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	۱۹/۴۴ [*] (۱/۶۲)
LOG(G/L)	-۲/۸۴ ^{***} (-۳/۲۲)
I/G	۱/۳۲ ^{**} (۱/۸۶)
MRW	-۰/۸۸ ^{***} (۳/۳۷)
GIN F15	-۰/۱۱ ^{**} (-۲/۰۵)
GIN M15	-۰/۰۰۳ ^{***} (-۳/۱)
LOG(LEB)	۴/۰۲ [*] (۱/۷۵)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۴۸ ۵۲

*** معناداری سطح $\alpha = 0.01$ ** معناداری در سطح $\alpha = 0.05$ * معناداری در سطح $\alpha = 0.10$

با توجه به جدول ۳، نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه تأثیر می‌گذارد و با احتمال ۹۵ و ۹۹ درصد نیز قابل اطمینان است. نکته قابل توجه دیگر اینکه این نابرابری در زنان بسیار بیشتر از مردان بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه اثرگذار است و ملاحظه می‌شود که این ضریب برای زنان ۰/۱۱ و برای مردان بسیار کمتر و معادل ۰/۰۰۲ شده است.

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان بر رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته

به منظور مقایسه کشورهای در حال توسعه با کشورهای پیشرفته اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته نیز مورد توجه قرار گرفت و ابتدا اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان گروه کشورهای پیشرفته بررسی شد.

جدول ۴- تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان بر رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته

معادلات ضرایب	متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL			
	Eq ₁	Eq ₂	Eq ₃	Eq ₄
C	-۳/۷۷* (-۱/۵۴)	۱/۵۸ (۱/۳)	۷/۱۷ (۰/۹)	۳۶/۹۹** (۲/۰۱)
LOG(G/L)	۰/۰۴۱* (۱/۶۱)	-۰/۵۱** (۱/۹۷)	۰/۹۴* (۱/۸۶)	۱/۷*** (۲/۷۶)
I/G	۲۸/۹۴*** (۶/۶۸)	۳۱/۳۴*** (۷/۲۳)	۳۱/۳۵*** (۷/۲۳)	۲۰/۳۵*** (۶/۵۷)
MRW		-۱/۵۵*** (-۴/۸۴)	-۱/۵۸*** (-۴/۸۶)	-۱/۱۸*** (-۳/۳۳)
GIN F15			۰/۰۸۶* (۱/۸۶)	-۰/۰۴۷** (-۱/۹۷)
LOG(LEB)				۱۲/۷۸*** (۲/۶۶)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۲۸ ۱۴	۰/۳۱ ۱۴	۰/۳۱ ۱۴	۰/۳۲ ۱۴

*** معناداری در سطح ۰/۰۱ α ** معناداری در سطح ۰/۰۵ α * معناداری در سطح ۰/۱ α

معادله سوم نشان دهنده آن است که ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان یک اثر خلاف انتظار بر رشد اقتصادی دارد و با احتمال ۹۰ درصد نیز تأیید می‌شود. ضریب این متغیر مثبت شده است و نشان می‌دهد که کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان اثر کاهنده بر رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته دارد. شاید دلیل این امر عدد مربوط به ضریب جینی سرمایه انسانی زنان در کشورهای پیشرفته باشد. روند ضریب جینی زنان برای کشورهای پیشرفته طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ یک شیب نسبتاً ثابت و بسیار کم داشته و لذا این مسئله باعث شده است که در معادله سوم علامت ضریب GIN F15 مثبت باشد. شایان ذکر است که ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان در کشورهای در حال توسعه طی سالهای مذکور به طور مرتب کاهش یافته بود و لذا، علامت این متغیر در کشورهای در حال توسعه به صورت منطقی‌تری منفی می‌شود. علامت این ضریب در معادله چهارم مجدداً منفی شده است و تأثیر منطقی خود بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. در معادله چهارم علاوه بر متغیرهای قبلی، متغیر امید به زندگی نیز وارد می‌شود و اثر مثبت خود بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. در این معادله همان‌طور که بیان شد، ضریب جینی سرمایه انسانی در

۵۲ اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی به ...

زنان با علامت منفی آمده و با ۹۵ درصد اطمینان حاکی از آن است که کاهش در این ضریب موجب افزایش رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته می‌شود. نکته قابل توجه در این جدول علامت مثبت $\frac{G}{L}$ در تمام معادلات است و برعکس کشورهای در حال توسعه است که علامت این متغیر منفی بود. به دلیل پیشرفته بودن این کشورها انتظار ما نیز علامت مثبت این متغیر است. متغیر سرمایه نیز در تمام معادلات با سطح اطمینان ۹۹ درصد تأثیر مثبت بر رشد بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهد.

مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته

به‌منظور تأیید فرضیات پژوهش از این پس دیگر معادلات به‌صورت جداگانه برای زنان و مردان ارائه نمی‌شود و فقط در یک معادله هر دو متغیر؛ یعنی ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان آورده و مقایسه می‌شود. معادله تخمین‌زده شده همانند معادله مقایسه‌ای در کشورهای در حال توسعه است و ضرایب به دست آمده از آن در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته

متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	۱۲۴/۷*** (۴/۰۷)
LOG(G/L)	۱۵/۲*** (۵/۴)
I/G	۲۵/۸*** (۴/۷)
MRW	-۲/۳*** (-۵/۴)
GIN F 15	-۰/۴۲° (-۱/۵۳)
GIN M 15	-۰/۴۲** (-۱/۹۹)
LOG(LEB)	۱/۹۲** (۱/۷۳)
R ²	۰/۳۷
تعداد مشاهدات	۱۴

* معناداری در سطح $\alpha = 0/10$

** معناداری در سطح $\alpha = 0/05$

*** معناداری در سطح $\alpha = 0/01$

با توجه به جدول ۵، علامت ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان هر دو منفی است و مجدداً این نکته تأیید می‌شود که کاهش در این ضریب، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. شاید طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ در کشورهای پیشرفته که این ضریب برای مردان و زنان نسبتاً یکسان کم شده بود، دلیل این امر باشد و ضرایب این دو متغیر نیز یکسان به دست آمده است. البته، برای زنان سطح اطمینان ۹۰ درصد و برای مردان سطح اطمینان ۹۵ درصد است، اما ضرایب یکسان و معادل ۰/۴۲ است. سایر موارد نیز نظیر $\frac{G}{L}$ مثبت، K مثبت و امید به زندگی مثبت نیز با ۹۹ و ۹۵ درصد اطمینان مانند معادلات گذشته تأیید می‌شوند.

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی مناطق مختلف جهان
در این بخش تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی مناطق مختلف جهان ارائه شده است و به منظور مقایسه، برای هر منطقه فقط معادله‌ای، که هر دو متغیر ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان در آن لحاظ شده، آورده شده است.

مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه خاورمیانه
از مجموع کشورهای موجود در خاورمیانه تقریباً هفت کشور که اطلاعات آنها طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ نسبتاً کامل بود، انتخاب و با استفاده از داده‌های پانل معادله مربوط تخمین زده شد. نتایج به دست آمده از این تخمین در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ۶- مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه خاور میانه

متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	۶۷/۴ (۰/۵۵)
LOG(G/L)	-۷/۰۲ ^{***} (-۲/۲۵)
I/G	۲/۴۱ (۱/۲۱)
MRW	-۰/۳۸ (-۱/۰۶)
GIN F 15	-۰/۲۳ ^{***} (-۲/۳۹)
GIN M 15	-۰/۱۷ [*] (-۱/۴۶)
LOG(LEB)	۲۰/۴۳ (۱/۲۴)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۱۷ ۷

*** معناداری در سطح ۰/۰۱ α ** معناداری در سطح ۰/۰۵ α * معناداری در سطح ۰/۱۰ α

ضرایب مربوط به ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان باز هم تأیید کننده این مسئله است که کاهش این نابرابری در منطقه خاورمیانه موجب افزایش رشد بهره‌وری نیروی کار می‌شود و معناداری این ضریب برای زنان ۹۵ درصد و برای مردان ۹۰ درصد است. نکته دیگر اینکه در این منطقه نیز کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان به مراتب بیشتر از کاهش این ضریب در مردان بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

ضریب تشخیص \bar{R}^2 در این معادله ۰/۱۷ شده است و شاید دلیل کاهش این ضریب در این منطقه اولاً کاهش تعداد داده‌ها نسبت به معادلات قبل، ثانیاً نوسانات شدید رشد اقتصادی طی سالهای مورد مطالعه باشد و ثالثاً ممکن است عوامل دیگری که بر رشد تأثیر دارد، به دلیل نبودن داده‌های مربوط وارد معادله نشده باشد و در نهایت، همان‌گونه که قبلاً نیز ذکر شد، در معادلات رشد اقتصادی که از داده‌های پانل استفاده می‌شود، معمولاً \bar{R}^2 عدد خیلی بالایی به دست نمی‌آید (De la Croix & Doepke, 2003; Mc Mahon, 1998; Lorgelly, 2000; Aghion, Caroli & Gardia-Penalso, 1999; De la Fuente & Domenech, 2006; Lau, Jamison & Louat, 1991; Galor & Tsiddon, 1997).

مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه جنوب آسیا

با توجه به جدول ۷، ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان اگر چه منفی و مورد انتظار است، اما این ضرایب به لحاظ آماری معنادار نیستند که شاید کمی داده‌ها و کشورها (سه کشور) دلیل این امر باشد. البته، نسبت $\frac{G}{L}$ مورد انتظار و منفی می‌باشد و با سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است.

جدول ۷ - مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه جنوب آسیا

متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	۵۳/۴۹ (۰/۹۹)
LOG(G/L)	-۲۰/۱۲*** (-۴/۳)
I/G	۲۳/۹۷* (۱/۷۱)
MRW	-۹/۲۶*** (-۲/۳)
GIN F 15	-۰/۳۲ (-۱/۲)
GIN M 15	-۰/۴۳ (-۱/۴۶)
LOG(LEB)	۱۲/۹۸ (۱/۰۸)
R ²	۰/۲۵
تعداد مشاهدات	۳

*** معناداری در سطح $\alpha = 0/01$ ** معناداری در سطح $\alpha = 0/05$ * معناداری در سطح $\alpha = 0/10$

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه شرق آسیا
 با استفاده از داده‌های پنج کشور شرق آسیا، به دنبال تأیید یا عدم تأیید تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی این منطقه بودیم. در جدول ۸ نتایج به دست آمده از تخمین معادله مربوط نشان داده شده است.

جدول ۸- مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه شرق آسیا

متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	-۲۵/۷۶ ^o (۱/۸۵)
LOG(G/L)	-۱۰/۵ ^{**} (-۲/۳۹)
I/G	۱۹/۳ ^{**} (۲/۳۹)
MRW	۱۰۰۰/۸ ^o (۱/۸)
GIN F 15	-۰/۲۱ ^o (-۱/۹)
GIN M 15	-۰/۲۵ ^o (-۱/۴)
LOG(LEB)	۰/۰۵۷ ^o (۱/۲۴)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۱۹ ۵

*** معناداری در سطح ۰/۰۱ α ** معناداری در سطح ۰/۰۵ α * معناداری در سطح ۰/۱۰ α

با توجه به جدول ۸، ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان (GINF15) با علامت منفی وارد شده و باز هم حاکی از آن است که کاهش این ضریب موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود. از طرفی، برای مردان نیز به همین صورت و با علامت منفی آمده است. پس برای هر دو جنسیت فرضیه این پژوهش مبنی بر تأثیر داشتن نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی تأیید می‌شود. آنچه خلاف انتظار بود، تأثیر بیشتر نابرابری سرمایه انسانی در مردان بر رشد اقتصادی منطقه شرق آسیا نسبت به این نابرابری در زنان بود.

مانند قبل نسبت $\frac{G}{L}$ با علامت منفی به دست آمده و این نیز به دلیل آن است که اگر چه کشورهای شرق آسیا در حال حاضر ممکن است پیشرفته‌تر از سایر مناطق آسیا باشند، اما پیشرفته بودن آنها نیز نسبتاً جدید است و آنها نیز با یک $\frac{G}{L}$ کم شروع کرده‌اند، پس ضریب آن مانند بیشتر مناطق در حال توسعه منفی شده است.

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه صحرای آفریقا
جدول ۹- مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه زیر صحرای آفریقا

متغیر وابسته: رشد بهره وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	۳۲/۲ (۱/۲۸)
LOG(G/L)	-۳/۱° (-۱/۷۲)
I/G	۰/۹۵° (۱/۷)
MRW	۲/۸۸*** (۴/۶)
GIN F 15	-۰/۱۲** (-۱/۹۳)
GIN M 15	-۰/۰۲° (-۱/۷۴)
LOG(LEB)	۷/۶° (۱/۸۵)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۲۴ ۱۷

*** معناداری در سطح ۰/۰۱ α ** معناداری در سطح ۰/۰۵ α * معناداری در سطح ۰/۱۰ α

با توجه به جدول ۹، در این منطقه نیز کاهش نابرابری سرمایه انسانی چه در زنان و چه در مردان موجب افزایش رشد بهره‌وری نیروی کار و به عبارتی، رشد اقتصادی می‌شود. همچنین، این فرضیه نیز در این منطقه تأیید می‌شود که کاهش این نابرابری در زنان تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارد تا کاهش آن در مردان.

مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه آمریکای لاتین

با بررسی ۲۰ کشور منطقه آمریکای لاتین و حوزه دریای کارائیب معادله مربوط تخمین زده شد و مانند سایر مناطق عمدتاً ضرایب جینی سرمایه انسانی برای زنان و مردان مقایسه شد. نتایج به دست آمده از تخمین معادله در جدول ۱۰ آمده است.

جدول ۱۰- مقایسه اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی منطقه آمریکای لاتین

متغیر وابسته: رشد بهره‌وری نیروی کار GGL	
متغیر	ضریب
C	۴۹/۷۶*** (۱/۹۹)
LOG(G/L)	-۴/۸۳*** (-۳/۲۷)
I/G	۳/۴۹° (۱/۳۹)
MRW	-۱/۰۴° (۱/۹۴)
GIN F 15	-۰/۰۶۶** (-۱/۹۶)
GIN M 15	-۰/۰۳° (-۱/۹۱)
LOG(LEB)	۸/۶۳ (۱/۰۴۵)
R ² تعداد مشاهدات	۰/۱۷ ۲۰

*** معناداری در سطح $\alpha = 0/01$ ** معناداری در سطح $\alpha = 0/05$ * معناداری در سطح $\alpha = 0/10$

ملاحظه می‌شود که ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان و مردان هر دو منفی شده است که نشان دهنده تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی این دو منطقه است و همچنین، موافق انتظار ما این ضریب برای زنان دو برابر این ضریب برای مردان است و فرضیه پژوهش را مبنی بر اینکه کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارد تا کاهش آن در مردان، اثبات می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش ابتدا مدل تقلیل یافته اثر نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی بر امید به زندگی و رشد اقتصادی بررسی شد. سپس، با بررسی مطالعات تجربی انجام شده در کشورهای مختلف جهان، متغیرهای تأثیرگذار وارد مدل شد و این فرضیات که اولاً نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر رشد اقتصادی مناطق مختلف جهان تأثیر منفی دارد و ثانیاً تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان بیشتر از تأثیر نابرابری آن در مردان بر رشد اقتصادی است، آزمون شد که نتایج کلی به شرح جدول ۱۱ است.

جدول ۱۱ - مقایسه اثر ضریب جینی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در مناطق مختلف جهان

کشورهای در حال توسعه	کشورهای پیشرفته	جنوب آسیا	شرق آسیا و اقیانوسیه	امریکای لاتین	صحرای آفریقا	خاورمیانه و شمال آفریقا	مناطق ضرایب
--/۱۱	--/۴۲	--/۳۲	--/۲۱	--/۰۷	--/۱۲	--/۲۷	GIN F 15
--/۰۰۲	--/۴۲	--/۲۳	--/۲۵	--/۰۳	--/۰۲	--/۱۷	GIN M 15

GIN F 15: ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان GIN M 15: ضریب جینی سرمایه انسانی در مردان

نتایج به دست آمده از تخمین بیشتر معادلات نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر امید به زندگی و رشد اقتصادی است و همچنین، به دلیل اینکه بیشتر آثار غیربازاری سرمایه انسانی متوجه زنان در جوامع مختلف است (Psacharopoulos, 1992)، ملاحظه می‌شود که کاهش این نابرابری در زنان اثر بیشتری بر متغیرهای اجتماعی مثل امید به زندگی و رشد اقتصادی دارد تا کاهش آن در مردان. نتیجه این تحقیق با بیشتر کارهای انجام شده همسویی دارد، اما ضرایب متغیرها متفاوت هستند، بدین معنا که در بیشتر پژوهش‌های انجام شده نیز اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی داشته است.

شاید بتوان مهم‌ترین نتیجه این تحقیق را توجه بر نابرابری سرمایه انسانی به ویژه در زنان دانست. ملاحظه می‌شود که در بسیاری از مناطق مختلف جهان چه تفاوت شگرفی میان تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان با نابرابری آن در مردان بر رشد اقتصادی وجود دارد. پس با توجه به آثار بی‌شمار غیربازاری سرمایه انسانی در زنان بهترین پیشنهاد این مقاله می‌تواند جلب توجه تمام مسئولان، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران کشور به منظور جلوگیری از هر وضعیتی باشد که نابرابری سرمایه انسانی در زنان را بیشتر می‌کند. برای نمونه، شاید سهمیه‌بندی جنسیتی در دانشگاه‌ها اگر ممانعت از ورود بیشتر زنان در عرصه تحصیل و آموزش باشد، زیان بی‌شماری را ابتدا نصیب آنها و به تبع آن متوجه رشد و توسعه اقتصادی کشور سازد.

پیشنهادها

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. توجه به کاهش نابرابری سرمایه انسانی در کشور از طریق ایجاد فرصت‌های برابر برای همگان به ویژه در ایجاد فرصت‌های آموزشی، چرا که یکی از عوامل اصلی ایجاد کننده سرمایه انسانی آموزش است.
۲. توجه ویژه به کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان، چرا که نتایج به دست آمده حاکی از اثر بیشتر کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان در مقایسه با مردان بر متغیرهای اجتماعی و اقتصادی است.

۳. از آنجا که نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در آموزش زنان بیشتر از این نرخ در میان مردان است، لذا، توجه به نرخ مشارکت زنان در بازار کار اهمیت ویژه‌ای دارد.
۴. تلاش به‌منظور کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان و ایجاد شرایطی برای آنان که بتوانند از فرصت‌های آموزشی بیشتر در سطوح تحصیلات تکمیلی بهره‌مند شوند. این پیشنهاد با توجه به آمارهای ارائه شده مبنی بر نابرابری در دستیابی آموزشی بین زنان و مردان به ویژه در مقطع آموزش عالی ارائه شده است.
۵. اجرای طرح تحقیقاتی در خصوص نابرابری سرمایه انسانی مبتنی بر رشته‌های مختلف دانشگاهی تا بتوان با سیاست‌گذاری صحیح در نظام آموزش عالی تشخیص داد که زنان و مردان به تفکیک در چه رشته‌ها و به چه تعدادی پذیرش شوند.

References

1. Aghion, P., Caroli, E., & Gardia-Penalosa, C. (1999). Inequality and economic growth: The perspective of the new growth theories. *Journal of Economic Literature*, 37, 1615-60.
2. Ashrafzadeh, S.H., & Mehregan, N. (2008). *Econometrics of panel data*. Institute for Cooperation Researches of Tehran University (in Persian).
3. Barro, R. J., & Lee, J. W. (2001). International data on education attainment updates and implications. *Oxford Economic Papers*, 3, 541-63.
4. Becker, G.S., Murphy, K.M., & Tamura, R. (2005). *Human capital, fertility, and economic growth*. 3rd Ed., Chicago: Chicago University Press (323 - 350).
5. Castello, A., & Domenech, R. (2002). Human capital inequality and economic growth: Some new evidence. *Economic Journal*, 112(127), 132-153.
6. Castello, A., & Domenech, R. (2006). Human capital inequality, life expectancy and economic growth. *Economic Journal*, 218, 187-200.
7. Chakraborty, S., & Das, M. (2005). Mortality, human capital and persistent inequality. *Journal of Economic Growth*, 10, 159-92.

8. De la Croix, D., & Doepke, M. (2003). Inequality and growth: Why differential matters. *American Economic Review*, 93 (4), 1091-113.
9. De la Fuente, A., & Domenech, R. (2006). Human capital in growth regressions: How much difference does data quality make?. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 1-36.
10. Ebadi, J., & Salehi, M. J.(2010).The impact of female and male human capital inequality on life expectancy at birth. *Quarterly Journal of Research & Planning in Higher Education*, 16(2), 81-98 (in Persian).
11. Galor, O., & Tsiddon, D. (1997). The distribution of human capital and economic growth. *Journal of Economic Growth*, 2, 93-124.
12. Jones, Ch. I.(1998), Testing of time series endogenous growth models. Translated by Monsef, Abdol Ali, *Plan & Budget Magazine*, No. 24,(in Persian).
13. Klasen, S. (1999). Does gender inequality reduce growth and development? Evidence from cross-country regressions. Policy Research Report on gender and development, Working Paper Series, No. 7.
14. Lau, L., Jamison, D., & Louat, F. (1991). Education and productivity in developing countries: An aggregate production function approach. Report No. WPS 612, The World Bank, March.
15. Lorgelly, P. (2000). *Are there gender – separate human capital effects on growth? A review of the recent empirical literature*. Centre for Research in Economics Development and International Trade, University of Nottingham.
16. Mc Mahon, W. W. (2000). *The impact of human capital on non-market outcomes and feedbacks on economic development*. in The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being. John Helliwell, ed, Government of Canada and OECD, 136-71.
17. Mc Mahon, W. W. (1998). Education and growth in east asia. *Economics of Education Review*, 17, (2).

18. Nili, M., & Nafisi, SH. (2003). The relation between human capital & economic growth with Emphasize on the role of labor force schooling distribution, Case Study. *Quarterly Journal of Iran Economic Researches*, No. 17 (in Persian).
19. Papageorgio, C., & Stoytcheva, P. (2006). Female human capital inequality, infant mortality and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 121-154.
20. Psacharopoulos, J. (1992). *Economic effect of education*. Translated by Mohammad beygi, Alh a'zam, Center of Educational Research, Organization of Research & Planning for Education (in Persian).
21. Romer, D. (1985). *Advance macroeconomics*. Translated by Taghavi, M., Azad Islamic University Press, Sciences & Researches Branch (in Persian).
22. Solow, R. M. (1956). Technical change and the aggregate production function. *The Economic Value of Education*, EE.
23. Zhang, J., & Zhang, J. (2005). The effect of life expectancy on fertility, saving, schooling and economic growth: Theory and evidence. *Scandinavian Journal of Economic*, 107(1), 45-66.

پیوست - فهرست کشورهای مورد مطالعه به تفکیک مناطق مختلف جهان

<i>Middle East and North Africa</i>		<i>Latin America and the Carribean</i>		<i>South Asia</i>	
1	Algeria	1	Argentina	1	Afghanistan
2	Bahrain	2	Barbados	2	Bangladesh
3	Cyprus	3	Bolivia	3	India
4	Iran, I.R. of	4	Brazil	4	Myanmar(Burma)
5	Iraq	5	Chile	5	Nepal
6	Turkey	6	Colombia	6	Pakistan
7	Jordan	7	Costa Rica	7	Sri Lanka
8	Kuwait	8	Dominican Rep.	<i>Advanced Countries</i>	
9	Malta	9	Ecuador	1	Australia
10	Syria	10	El Salvador	2	Austria
11	Tunisia	11	Guatemala	3	Belgium
<i>Sub-Saharan Africa</i>		12	Guyana	4	Canada
1	Botswana	13	Haiti	5	Denmark
2	Cameroon	14	Honduras	6	Finland
3	Central Afr. R.	15	Jamaica	7	France
4	Ghana	16	Mexico	8	Germany
5	Kenya	17	Nicaragua	9	Greece
6	Lesotho	18	Panama	10	Iceland
7	Liberia	19	Paraguay	11	Ireland
8	Malawi	20	Peru	12	Italy
9	Mali	21	Trinidad & Tob.	13	Japan
10	Mauritius	22	Uruguay	14	Netherlands
11	Mozambique	23	Venezuela	15	New Zealand
12	Niger	<i>East Asia and the Pacific</i>		16	Norway
13	Senegal	1	Fiji	17	Portugal
14	Sierra Leone	2	Hong Kong	18	Spain
15	South Africa	3	Indonesia	19	Sweden
16	Sudan	4	Korea	20	Switzerland
17	Swaziland	5	Malaysia	21	United Kingdom
18	Togo	6	Philippines	22	United States
19	Uganda	7	Singapore		
20	Zaire	8	Taiwan		
21	Zambia	9	Thailand		
22	Zimbabwe				

