

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر امید به زندگی

جعفر عبادی^۱ و محمد جواد صالحی^{۲*}

چکیده

آنچه در چند دهه اخیر توجه وافر 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 نقشی که این نابرابری در رشد اقتصادی دارد، توجه جدی شده است. اقتصاددانان معتقدند که نابرابری سرمایه انسانی در زنان از طریق تأثیر بر متغیرهای اجتماعی و بهداشتی نظیر امید به زندگی، نرخ مرگ و میر کودکان و بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است. هدف از این تحقیق تبیین نقش نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر امید به زندگی است. روش تحقیق بدین صورت است که ابتدا نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان با استفاده از ضریب جینی برای کشورهای در حال توسعه و پیشرفته محاسبه و سپس، با استفاده از معادلات رگرسیونی اثر این نابرابری بر امید به زندگی برای کشورهای در حال توسعه نشان داده شده است. نتایج به دست آمده با استفاده از ضریب جینی از یک سو، نشان دهنده کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان در مناطق مختلف جهان و از جمله کشور ایران طی چهار دهه اخیر بوده و از سوی دیگر، مؤکد این مطلب است که در کشورهای در حال توسعه هر چه از نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان کاسته شود، امید به زندگی به طور معناداری افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه و دستاورد مهم دیگر این پژوهش این است که کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان به طور معناداری بیشتر از کاهش آن در مردان بر امید به زندگی تأثیر می‌گذارد.

کلید واژگان: نابرابری سرمایه انسانی، ضریب جینی، امید به زندگی، نابرابری جنسیتی.

مقدمه

واژه جنس به تفاوت‌های بیولوژیکی و فیزیکی میان زن و مرد اشاره دارد. در حالی که منظور از «جنسیت» نقشها، مسئولیتها و فرصتهای قابل تفکیک زنان و مردان در جامعه است. تفاوت‌های جنسیتی پدیده‌ای تأثیرگذار بر باورها و عقاید اجتماعی است و توسط جامعه اعم از زنان و مردان تفهیم و ترویج می‌شود و نوع دیگری از تفکیک جنسیتی، در نوع فعالیت آنان است (Rafaatjah, ۲۰۰۷).

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۲. دانشجوی دوره دکتری اقتصاد آموزش عالی دانشگاه شهید بهشتی و عضو هیئت علمی مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی تهران، ایران.

* مسئول مکاتبات : javadsaleh@gmail.com

پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۷/۲۰

دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۲/۱۱

منظور از عدالت جنسیتی رعایت انصاف در باره زنان و مردان است. عدالت و توازن جنسیتی در همه زمینه‌های توسعه مدنظر است. در واقع، عدالت جنسیتی؛ یعنی برقراری توازن در دسترسی مردان و زنان به منابع اجتماعی و اقتصادی و فراهم آوردن شرایطی که آنان بتوانند به صورت عادلانه در همه زمینه‌ها مشارکت فعالانه داشته باشند. عبارت دیگر که باید مدنظر قرار گیرد، «برابری جنسیتی» است که به معنای داشتن پایگاه یکسان برای زنان و مردان در جامعه است. منظور از برابری جنسیتی این است که نقش زنان و مردان به صورت برابر در جامعه به رسمیت شناخته و ارزشگذاری شود. این عبارت به معنای برخورداری زنان و مردان از شرایط برابر برای دستیابی به حقوق اجتماعی، فرصت مشارکت و سهمیم شدن در توسعه و برخورداری از منافع توسعه و شرکت در فرایند برنامه‌ریزی است. منظور از برابری جنسیتی وجود هنجارها، ارزشها، نگرشها و برداشتهای ضروری به منظور کسب موقعیت یکسان برای زنان و مردان در جامعه است (Shojaee, ۲۰۰۹).

نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی : آمارتیا سن (Amartya Sen, ۲۰۰۱) نابرابری جنسیتی را به هفت

صورت تقسیم می‌کند:

۱. **نابرابری در مرگ و میر^۳**: در برخی از مناطق جهان نابرابری بین زنان و مردان مستقیماً با مرگ و زندگی آنان همراه است و نرخ مرگ و میر زنان به طور گسترده‌ای از نرخ مرگ و میر مردان بیشتر است.
۲. **نابرابری در زاد و ولد^۴**: در بسیاری از جوامع هنوز این تفکر وجود دارد که نوزاد پسر را بر نوزاد دختر ترجیح می‌دهند.
۳. **نابرابری در تسهیلات اساسی^۵**: در بسیاری از امکانات و تسهیلات اساسی سرانه زنان بسیار کمتر از سرانه مردان است.
۴. **نابرابری در فرصتهای ویژه^۶**: حتی وقتی تفاوت نسبتاً کمی در تسهیلات اساسی مثل تحصیلات بین زنان و مردان وجود دارد، فرصتهای خاصی مثل آموزش عالی برای مردان جوان بسیار بیشتر از زنان جوان است. این تفاوت در فرصتهای خاص حتی در کشورهای ثروتمند مثل اروپا و آمریکای شمالی نیز قابل مشاهده است.
۵. **نابرابری حرفه‌ای^۷**: در بحث اشتغال معمولاً ارتقا در کار و حرفه برای زنان کمتر از مردان صورت می‌گیرد.
۶. **نابرابری در مالکیت^۸**: در بسیاری از جوامع مالکیت داراییها نیز می‌تواند بسیار نابرابر باشد و حتی داراییهای اساسی مثل خانه و زمین ممکن است بسیار ناعادلانه توزیع شده باشد.

۳. Mortality Inequality

۴. Natality Inequality

۵. Basic Facility Inequality

۶. Special Opportunity Inequality

۷. Professional Inequality

۸. Ownership Inequality

۷. **نابرابری در خانواده:** معمولاً نابرابریهای جنسیتی اساسی در خانوارها و خانوادهها ممکن است به شکلهای مختلف وجود داشته باشد. مواردی چون ترجیح پسر بر دختر به دلیل بقای نسل و نام خانواده یا نابرابری در کارهای خانه، نگهداری بچه، آموزش و ...

نظریه‌پردازانی چون کالینز، بلومبرگ، جانت چافتز و ... در خصوص نابرابری جنسیتی نظریاتی ارائه داده، اما همگی این نکته را روشن کرده‌اند که نابرابریهای جنسیتی ناشی از عوامل ساختاری هستند که می‌توانند اقتصادی، سیاسی، هنجاری یا همه آنها باشند. این عوامل بر عملکرد مراکز آموزشی در تولید و باز تولید نابرابریها بسیار تأثیر می‌گذارد (Zanjanizadeh, ۲۰۰۸).

در این مقاله به نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی توجه شده که جزء مهم آن آموزش است. اگر چه شکاف جنسیتی در آموزش را می‌توان جزء اساسی شکاف جنسیتی در سرمایه انسانی دانست، اما معادل هم نیستند، چرا که سرمایه انسانی فقط با آموزش ایجاد نمی‌شود، بلکه تجربه، بهداشت، آموزشهای غیررسمی و ... همه در ایجاد سرمایه انسانی نقش دارند (Ebadi, ۱۹۹۲). از این رو، در بحثهای تئوریک در خصوص نابرابری سرمایه انسانی ممکن است بیشتر به نابرابری جنسیتی در آموزش اشاره شود.

شاید بتوان نابرابری جنسیتی در آموزش را معادل این جمله دانست که: «معمولاً دختران کمتر از پسران آموزش می‌بینند». اما همین جمله ساده موجب بحث و مجادله‌های بسیاری میان اقتصاددانان و متخصصان علوم تربیتی شده است، چرا که این تفاوت و نابرابری تأثیر فراوانی بر توزیع درآمدها، رشد اقتصادی، توسعه فرهنگی، توسعه اجتماعی، سیاسی و ... گذاشته است (Zhang, ۲۰۰۵).

اهمیت آموزش و ایجاد سرمایه انسانی در زنان و دختران فقط مقوله‌ای در عرصه عدالت اجتماعی نیست، بلکه نابرابری جنسیتی در سرمایه انسانی یکی از موانع جدی بر سر راه توسعه اقتصادی به شمار می‌رود و شواهد به دست آمده به شرح زیر توسط برخی محققان می‌تواند گواه این امر باشد (Salehi, ۲۰۰۲):

- نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در آموزش زنان بیشتر از مردان است (Ebadi, ۱۹۸۷).
- سرمایه انسانی بیشتر برای زنان موجب می‌شود که بازدهی کار آنان بیشتر و نرخ مشارکت آنان در بازار کار نیز بیشتر شود (Psacharopoulos, ۱۹۹۲).
- سرمایه انسانی بیشتر برای زنان موجب می‌شود تا نرخ زاد و ولد و نرخ مرگ و میر نوزادان در جامعه کاهش و از طرفی، امید به زندگی افزایش یابد.
- سرمایه انسانی بیشتر برای زنان باعث می‌شود که سن ازدواج آنان افزایش یابد.
- آموزش بیشتر برای زنان موجب می‌شود تا هزینه فرصت ماندن آنان در خانه بیشتر شود (Mc Mahon, ۱۹۹۸).
- با آموزش بیشتر زنان کیفیت تولید خانگی آنان افزایش می‌یابد.
- تربیت بهتر فرزندان با افزایش آموزش زنان محقق می‌شود.
- با سرمایه انسانی بیشتر در زنان جرم و جنایت و بزهکاری در جامعه کاهش می‌یابد.

۹. Household Inequality

۱۰- به موارد مذکور آثار غیر بازاری آموزش (non-market effects) می‌گویند.

با ملاحظه موارد مذکور درمی‌یابیم که همه مسائل گفته شده می‌تواند منجر به توسعه شود، لذا باید بیشتر به سرمایه انسانی زنان توجه و از نابرابری سرمایه انسانی آنان کاسته شود.

اگر چه موضوع کارایی، برابری و عدالت در آموزش از بحث‌های اساسی اقتصاد آموزش است^{۱۱} و بعضاً ممکن است کارایی با برابری و عدالت در تضاد قرار گیرد، اما به نظر می‌رسد که با توجه به آثار غیر بازاری آموزش که توضیح داده شد، توجه به بحث نابرابری به ویژه نابرابری جنسیتی و کاستن هرچه بیشتر از آن در جهت رشد و توسعه اقتصادی و آثار بلند مدت ناشی از آن بسیار ضروری باشد.

نابرابری فرصتهای آموزشی مسئله‌ای است که بیشتر کشورهای جهان، به ویژه کشورهای در حال توسعه، همواره با آن روبه‌رو بوده‌اند و این موضوع علاوه بر اینکه تأثیر مستقیم در توسعه نیافتن کشورها دارد، به طور غیر مستقیم و با تأثیری که بر متغیرهای غیر بازاری (اجتماعی) می‌گذارد، بر رشد و توسعه اقتصادی این کشورها تأثیر منفی گذاشته است.

نبود آموزش برای زنان یا نبود فرصتهای برابر آموزشی میان زنان و مردان، جامعه را از آثار اجتماعی و غیربازاری (عوارض خارجی) زیادی از جمله کاهش جرم و جنایت، تربیت فرزندان بهتر توسط زنان، کاهش هزینه‌های درمانی جامعه، تولید کالای خانگی با کیفیت‌تر، مشارکت زنان در جامعه و بازار کار، کاهش نرخ مرگ و میر کودکان زیر یک سال، افزایش امید به زندگی و ... محروم کرده که این نیز از جمله عوامل مهم در عدم رشد اقتصاد پایدار است (Salehi, ۲۰۰۵).

ادبیات اخیر نشان می‌دهد که به طور مستقیم نمی‌توان تأثیر نابرابری سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی نشان داد، بلکه باید ابتدا اثر آن را بر متغیرهایی چون نرخ مرگ و میر نوزادان یا امید به زندگی یا سایر متغیرهایی که نشان دهنده سلامت خانواده و جامعه است، به دست آورد و سپس، تأثیر این متغیر واسط را بر رشد اقتصادی اندازه‌گیری کرد (Papageorgiou et.al, ۲۰۰۶).

اگر چه در کشورهای در حال توسعه فرصتهای نابرابر آموزشی در مقطع آموزش عالی با افزایش کمی زنان در مقاطع کارشناسی دانشگاهها کمتر شده است، اما اگر ورود به مقاطع (رشد و دکتری) را نشان از کیفیت تحصیلی و آموزشی بدانیم، این نسبت برای زنان رشد زیادی نداشته است (Hoseini Largani, ۲۰۰۶). برای مثال، در کشور ایران و در سال ۱۳۶۴ تعداد دانشجویان زن در مقطع دکتری و در بخش دولتی ۲۸۵ نفر بوده و در سال ۱۳۸۶ به ۷۵۸۸ نفر رسیده است که رشدی معادل ۲۵۶۲ درصد را نشان می‌دهد. این در حالی است که در همان سالها و در همان مقطع تعداد دانشجویان مرد معادل ۱۰۷۰ و ۱۵۲۹۶ نفر بوده است و رشد ۱۳۳۰ درصدی را نشان می‌دهد. اگر چه طی این سالها رشد دانشجویان زن حدود دو برابر رشد دانشجویان مرد بوده است، اما در سال ۱۳۸۶ نسبت جنسی دانشجویان مقطع دکتری نشان از دو برابر بودن مردان نسبت به زنان دارد.

مقایسه تعداد اعضای هیئت‌علمی زن و مرد در کشورهای در حال توسعه و مقایسه سایر متغیرهای آموزشی [مانند نرخ ثبت نام در مقاطع مختلف، نرخ پوشش تحصیلی و ...] طی سالهای گذشته نیز می‌تواند نشان دهنده فرصتهای نابرابر آموزشی برای زنان به ویژه در مقاطع بالاتر باشد (Hoseini, ۲۰۰۶). برای مثال، در بین کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا به طور متوسط درصد زنانی که به مدرسه راه نیافته‌اند، از ۷۵/۵۶ درصد در

۱۱- از جمله مهم‌ترین معیارهای تخصیص منابع، کارایی، برابری و عدالت است که در خصوص تخصیص منابع در آموزش نیز مدنظر قرار می‌گیرند (نادری، ۱۳۸۳).

سال ۱۹۶۰ به ۳۱/۴۷ درصد در سال ۲۰۰۵ رسیده است. این درحالی است که همین نسبت برای مردان طی همان سالها از رقم ۵۷/۲۶ به ۲۰/۴۲ درصد رسیده است. مثال دیگر در خصوص دستیابی به آموزش عالی است که این نسبت برای زنان بالای ۱۵ سال از ۱/۲ درصد در سال ۱۹۶۰ به ۱۱/۴۴ درصد در سال ۲۰۰۵ رسیده و برای مردان بالای ۱۵ سال این نسبت طی سالهای مذکور از ۴/۹۸ درصد به ۱۹/۵۳ درصد رسیده است (محاسبات نویسندگان مقاله با استفاده از آمارهای Barro and Lee).

نسبتهایی نظیر نرخ ثبت نام در مقاطع مختلف، متوسط سالهای تحصیل افراد بالای ۱۵ سال و ... نیز به نوعی از همین روند برخوردارند که می‌تواند نشان دهنده نابرابری فرصتهای آموزشی یا سرمایه انسانی بین زنان و مردان باشد و همه این فرصتهای نابرابر؛ یعنی استفاده نکردن صحیح از سرمایه انسانی جامعه برای رشد و توسعه اقتصادی.

یکی از بحثهای بسیار مهم در خصوص سرمایه انسانی، اثر آن بر متغیرهای اجتماعی یا آثار غیر بازاری آن است و از آنجا که معمولاً این آثار مثل تربیت بهتر فرزندان، کاهش جرم، کیفیت بهتر کالاهای خانگی، بالا رفتن هزینه فرصت زنان برای ماندن در خانه و ... عمدتاً متوجه زنان جامعه می‌شود، لذا در این مقاله به توزیع سرمایه انسانی در میان زنان توجه وافر شده است.

در این مقاله با تحلیل ضریب جینی^{۱۲} که تخمین بهتری از توزیع آموزشی و سرمایه انسانی را به دست می‌دهد، نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی اندازه‌گیری شده است. در حقیقت، توزیع سرمایه انسانی به صورت جنسیتی در یک روند زمانی (۲۰۰۵-۱۹۶۰ میلادی) و با استفاده از ضریب جینی نشان داده شده است. در این رویکرد و روش به زنانی که از حداقل آموزش نیز برخوردارند توجه شده است و می‌توان اثر بالقوه نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی را بر متغیرهای سلامت جامعه مانند نرخ مرگ و میر نوزادان، نرخ زاد و ولد و ... نشان داد. همچنین، می‌توان ضریب جینی محاسبه شده را در مدل‌های رشد اقتصادی به عنوان یکی از متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی در کنار سایر متغیرها وارد و ضریب مربوط به آن را تحلیل کرد.

روش پژوهش

داده‌های مورد استفاده: معمولاً متغیرهایی که به عنوان جایگزین^{۱۳} سرمایه انسانی استفاده می‌شوند یا متغیرهای جریانی هستند^{۱۴} که زمان در آنها تأثیر دارد یا متغیر ذخیره‌ای هستند^{۱۵} که زمان در آنها نقشی ندارد. برای مثال، نرخ ثبت نام دانش آموزان یا دانشجویان یک متغیر جریانی است، چرا که تأثیر این دانشجویان بر رشد اقتصادی با گذر زمان اتفاق می‌افتد و باید منتظر شد تا آنها وارد بازار کار شوند. اما متغیری مانند متوسط سالهای تحصیل افرادی که در بازار کار هستند یک متغیر ذخیره‌ای است و در زمان حال بر رشد و توسعه اقتصادی تأثیر دارد. لذا، به نظر می‌رسد استفاده از متغیرهای ذخیره‌ای تخمین و برازش بهتری از سرمایه انسانی به دست دهند (Casstello and Domenech, ۲۰۰۲).

۱۲. Gini Coefficient

۱۳. Proxy

۱۴. Flow Variables

۱۵. Stock Variables

لذا، در این مقاله از داده‌هایی که بارو و لی برای ۱۳۸ کشور جهان با عنوان دستیابی آموزشی افراد بالای ۱۵ سال و همچنین، بالای ۲۵ سال ارائه داده‌اند، استفاده شده است. این داده‌ها برای دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ میلادی که به صورت فواصل زمانی ۵ سال تهیه شده است، مورد استفاده قرار گرفته‌اند. البته، آمار سال ۲۰۰۵ توسط محققان محاسبه شده است. داده‌های خام برای زنان وجود داشته و برای مردان محاسبه شده است و پس از آن، ضریب جینی برای زنان و مردان برای کشور ایران، کشورهای در حال توسعه و کشورهای پیشرفته محاسبه و مقایسه شده‌اند.^{۱۶} کشورهای مورد مطالعه حدود ۹۰ کشور بوده است و در شش گروه کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا، گروه کشورهای صحرای آفریقا، آمریکای لاتین و حوزه دریای کارائیب، شرق آسیا و اقیانوسیه، جنوب آسیا و در نهایت، کشورهای پیشرفته دسته‌بندی شده‌اند. علاوه بر داده‌های مذکور، سایر داده‌ها برای برآورد مدل رگرسیون از مجموعه گردآوری شده «شاخصهای توسعه جهان»^{۱۷} (WDI ۲۰۰۷) استفاده شده است.

در حقیقت، نوآوری این مقاله بیشتر از نظر روش است، بدین صورت که اندازه‌گیری نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی با روش ضریب جینی کار جدیدی است و در کشور ما نیز با این روش کاری صورت نگرفته است. البته، نیلی و نفیسی (۱۹۹۳) (Nili and Nafisi) با استفاده از ضریب جینی تحصیلات، نابرابری آموزشی را برای شاغلان کشور ایران محاسبه کرده‌اند. از طرفی، در تحقیقات خارجی نیز این نابرابری به تفکیک جنسیت فقط برای زنان محاسبه شده است و در این مقاله با همکاری و مساعدت گردآورندگان داده‌های خام برای مردان نیز محاسبه شد. نکته دیگر توزیع این نابرابری به تفکیک زن و مرد در کشور ایران است که در این مقاله بدان پرداخته شده است.

اندازه‌گیری نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی: با استفاده از فرمولهایی که کاسلو و دومنک (Castello and Domenech, ۲۰۰۲) ارائه داده‌اند، ضریب جینی در خصوص نابرابری جنسیتی سرمایه انسانی محاسبه می‌شود و به نوعی توزیع آموزشی صورت می‌گیرد.

ضریب جینی نتیجه آماری منحنی لورنز و نشان دهنده نابرابری هر متغیری (مانند درآمد، سرمایه انسانی و ...) بین جمعیت است و به صورت میانگین تفاوت بین هر زوج ممکن از افراد، تقسیم بر میانگین μ محاسبه می‌شود که به شکل زیر است: (Papageorgiou and Stoytcheva, ۲۰۰۶)

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2 \mu}$$

بدین ترتیب، بر اساس داده‌های ارائه شده از بارو و لی برای متوسط سالهای تحصیل و سطوح دستیابی آموزشی، ضریب جینی سرمایه انسانی (G^h) به شکل زیر محاسبه می‌شود (Barro and Lee, ۲۰۰۱):

$$G^h = \frac{1}{2H} \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^3 |x_i - x_j| n_i n_j \quad (۱)$$

۱۶. برای محاسبات ضریب جینی سرمایه انسانی از راهنمایهای استادان محترم jang wha lee (گردآورنده داده‌های خام) و chris Papageorgiou بهره فراوان برده شده است که از آنان تقدیر و تشکر می‌شود.

۱۷. World Development Indicators

که در این فرمول H متوسط سالهای تحصیل افراد بالای ۱۵ سال، x_j و x_i متوسط سالهای تحصیل تجمعی از هر سطح آموزشی، n_j و n_i سهم جمعیت با یک سطح مشخص از آموزش و بلاخره، i و j نشان دهنده سطوح متفاوت تحصیلی است که به تبعیت از بارو و لی (۲۰۰۱) به چهار سطح تقسیم بندی می شود: بدون تحصیلات (۰)، ابتدایی (۱)، متوسطه (۲) و آموزش عالی (۳).

متوسط سالهای تحصیل تجمعی هر سطح آموزشی به شکل زیر نوشته می شود:

$$\hat{x}_0 \equiv x_0 = 0 \text{ و } \hat{x}_1 \equiv x_1 \text{ و } \hat{x}_2 \equiv x_1 + x_2 \text{ و } \hat{x}_3 \equiv x_1 + x_2 + x_3 \quad (۲)$$

با جایگذاری معادله (۲)

در معادله (۱) می توان به چگونگی محاسبه ضریب جینی سرمایه انسانی به شرح زیر رسید:

$$G^h = n_0 + \frac{n_1 x_2 (n_2 + n_3) + n_3 x_3 (n_1 + n_2)}{n_1 x_1 + n_2 (x_1 + x_2) + n_3 (x_1 + x_2 + x_3)} \quad (۳)$$

با مجموعه داده های ارائه شده توسط بارو و لی برای افراد بالای ۱۵ سال [به تفکیک جنسیت] در فواصل زمانی ۵ ساله بین سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ می توان به محاسبه ضریب جینی سرمایه انسانی برای دو گروه جنسی زن و مرد پرداخت؛ یعنی با استفاده از معادله (۳) ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان به شکل زیر محاسبه می شود:

$$G^h = n_0^f + \frac{n_1^f x_2^f (n_2^f + n_3^f) + n_3^f x_3^f (n_1^f + n_2^f)}{n_1^f x_1^f + n_2^f (x_1^f + x_2^f) + n_3^f (x_1^f + x_2^f + x_3^f)}$$

n_0^f : درصد زنان بالای ۱۵ سال که هیچ گونه تحصیلی نداشته اند.

n_1^f : درصد زنان بالای ۱۵ سال که به تحصیلات ابتدایی دسترسی داشته اند.

n_2^f : درصد زنان بالای ۱۵ سال که به تحصیلات متوسطه دسترسی داشته اند.

n_3^f : درصد زنان بالای ۱۵ سال که به تحصیلات عالی دسترسی داشته اند.

$$x_0 = 0$$

$$x_1 = \frac{PYRF\ 15}{n_1^f + n_2^f + n_3^f}$$

۱۵PYRF: متوسط سالهای تحصیلات ابتدایی برای زنان بالای ۱۵ سال

$$x_2 = \frac{SYRF\ 15}{n_2^f + n_3^f}$$

۱۵SYRF: متوسط سالهای تحصیلات متوسطه برای زنان بالای ۱۵ سال

$$x_3 = \frac{HYRF\ 15}{n_3^f}$$

HYRF^{۱۵}: متوسط سالهای تحصیلات عالی برای زنان بالای ۱۵ سال به همین ترتیب، می‌توان ضریب جینی سرمایه انسانی را برای مردان محاسبه کرد که به شکل زیر به دست می‌آید:

$$G^h = n_0^m + \frac{n_1^m x_2^m (n_2^m + n_3^m) + n_3^m x_3^m (n_1^m + n_2^m)}{n_1^m x_1^m + n_2^m (x_1^m + x_2^m) + n_3^m (x_1^m + x_2^m + x_3^m)}$$

n_0^m : درصد مردان بالای ۱۵ سال که هیچ گونه تحصیلی نداشته‌اند.

n_1^m : درصد مردان بالای ۱۵ سال که به تحصیلات ابتدایی دسترسی داشته‌اند.

n_2^m : درصد مردان بالای ۱۵ سال که به تحصیلات متوسطه دسترسی داشته‌اند.

n_3^m : درصد مردان بالای ۱۵ سال که به تحصیلات عالی دسترسی داشته‌اند.

$$x_0 = 0$$

$$x_1 = \frac{PYRM15}{n_1^m + n_2^m + n_3^m}$$

PYRM^{۱۵}: متوسط سالهای تحصیلات ابتدایی برای مردان بالای ۱۵ سال

$$x_2 = \frac{SYRM15}{n_2^m + n_3^m}$$

SYRM^{۱۵}: متوسط سالهای تحصیلات متوسطه برای مردان بالای ۱۵ سال

$$x_3 = \frac{HYRM15}{n_3^m}$$

HYRM^{۱۵}: متوسط سالهای تحصیلات عالی برای مردان بالای ۱۵ سال

یافته‌ها

آمار توصیفی به دست آمده از محاسبات نابرابری سرمایه انسانی در جدول ۱ آمده است. برای مقایسه علاوه بر مناطق مورد بررسی، ضریب جینی سرمایه انسانی به تفکیک زن و مرد نیز آورده شده است. با توجه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود که در مناطق جنوب آسیا و کشورهای زیر خط صحرای آفریقا بیشترین نابرابری چه در میان زنان و چه در میان مردان وجود دارد. میانگین ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان منطقه کشورهای زیر خط صحرا با ۰/۶۴ بیشترین عدد را به خود اختصاص داده است که نشان دهنده نابرابری بسیار زیاد سرمایه انسانی بین زنان این منطقه است. همان گونه که نابرابری درآمدها را با ضریب جینی نشان می‌دهند و کمتر بودن این ضریب نشان دهنده عادلانه تر بودن توزیع درآمدهاست، در اینجا نیز هر چه عدد کوچک‌تر باشد، حاکی از این است که نابرابری سرمایه انسانی کمتر است.^{۱۸} میانگین نابرابری سرمایه انسانی در منطقه جنوب آسیا نیز عدد ۰/۶۴ را برای زنان و ۰/۵۴ را برای مردان به خود اختصاص داده است که نشان دهنده نابرابری زیاد سرمایه انسانی در این منطقه است.

۱۸. شایان ذکر است که ضریب جینی عددی بین صفر و یک است که هرچه این ضریب به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان دهنده توزیع عادلانه تر و هرچه به ۱ نزدیک‌تر باشد، نشان دهنده توزیع ناعادلانه‌تر است.

جدول ۱- آمار توصیفی مربوط به ضریب جینی سرمایه انسانی در مناطق مختلف جهان طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۰

Minimum	Maximum	Mean	Std.Deviation		
۰.۳۳	۰.۷۱	۰.۵۰	۱۳.۰۰	GINI M ۱۵	خاورمیانه و شمال آفریقا (۱۱ کشور)
۰.۴۰	۰.۸۱	۰.۶۱	۱۴.۹۷	GINI F ۱۵	
۰.۴۳	۰.۶۷	۰.۵۴	۸.۵۱	GINI M ۱۵	زیر خط صحرای آفریقا (۲۲ کشور)
۰.۵۳	۰.۷۸	۰.۶۴	۸.۳۶	GINI F ۱۵	
۰.۲۹	۰.۴۰	۰.۳۴	۴.۴۵	GINI M ۱۵	آمریکای لاتین و حوزه دریای کارائیب (۲۳ کشور)
۰.۳۲	۰.۴۵	۰.۳۸	۴.۸۹	GINI F ۱۵	
۰.۲۷	۰.۴۴	۰.۳۴	۵.۷۹	GINI M ۱۵	شرق آسیا (۹ کشور)
۰.۳۵	۰.۶۳	۰.۴۷	۹.۷۲	GINI F ۱۵	
۰.۴۰	۰.۶۶	۰.۵۴	۹.۶۴	GINI M ۱۵	جنوب آسیا (۷ کشور)
۰.۵۵	۰.۷۵	۰.۶۴	۶.۴۵	GINI F ۱۵	
۰.۱۷	۰.۲۰	۰.۱۸	۰.۹۴	GINI M ۱۵	کشورهای پیشرفته (۲۲ کشور)
۰.۱۸	۰.۲۱	۰.۱۹	۰.۸۲	GINI F ۱۵	
۰.۴۱	۰.۸۶	۰.۶۰	۱۶.۶۲	GINI M ۱۵	ایران
۰.۵۱	۰.۹۵	۰.۷۲	۱۶.۴۹	GINI F ۱۵	

GINI M : متوسط ضریب جینی سرمایه انسانی برای مردان بالای ۱۵ سال

GINI F : متوسط ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان بالای ۱۵ سال

منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا نیز دارای نابرابری زیاد در سرمایه انسانی است که اعداد ۰/۶۱ را برای زنان و ۰/۵۰ را برای مردان به خود اختصاص داده است. اما اعداد مربوط به منطقه شرق آسیا و اقیانوسیه و آمریکای لاتین و حوزه دریای کارائیب از توزیع عادلانه‌تر سرمایه انسانی، چه در زنان و چه در مردان، حکایت دارد و میانگین آن برای زنان ۰/۴۷ در شرق آسیا و ۰/۳۸ در آمریکای لاتین است. این در حالی است که همین ضریب برای مردان در هر دو منطقه تقریباً برابر و معادل ۰/۳۴ است.

اما عادلانه‌ترین توزیع مربوط به کشورهای پیشرفته است که میانگین ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان این منطقه ۰/۱۹ و برای مردان ۰/۱۸ است. با توجه به ماکزیمم و مینیمم اعداد ملاحظه می‌شود که این ضریب در کشورهای پیشرفته واریانس بسیار ناچیزی دارد و بدین معناست که از سال ۱۹۶۰ تا سال ۲۰۰۵ نابرابری سرمایه انسانی، چه در زنان و چه در مردان، تغییر چندانی نداشته است، اما در سایر مناطق این ماکزیمم و مینیمم نشان دهنده یک روند نزولی در نابرابری سرمایه انسانی است.

این وضعیت بدین دلیل رخ می‌دهد که چون در کشورهای پیشرفته از تمام ظرفیتها برای کاهش نابرابری استفاده شده است [مانند نرخ ثبت نام بالا از دهه‌های گذشته تا حال برای زنان و مردان]، دیگر طی سالهای اخیر تغییر چندانی در این ضریب اتفاق نیفتاده است. اما در سایر مناطق جهان که توزیع سرمایه انسانی (مثل نرخ ثبت

نام در مقاطع مختلف، متوسط سالهای تحصیل و ... بسیار نابرابر بوده است، اندکی سرمایه‌گذاری در آموزش به کاهش بسیار زیاد این ضریب از دهه ۶۰ میلادی تا حال منجر شده است.

در مقام مقایسه این ضریب برای کشور ایران نیز محاسبه شده است. میانگین ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان بالای ۱۵ سال طی سالهای مورد بررسی ۰/۷۲ بوده که نه تنها از میانگین منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا بیشتر بوده است، بلکه از متوسط سایر مناطق مورد بررسی نیز بیشتر است. همین روند را می‌توان برای نابرابری سرمایه انسانی در مردان نیز مشاهده کرد.

با توجه به ماکزیمم و میمیم ضریب محاسبه شده نیز متوجه می‌شویم که طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ در مناطق مورد بررسی و همچنین، کشور ایران چه روندی طی شده است. همه اعداد و ارقام محاسبه شده در مناطق مختلف بجز کشورهای پیشرفته حاکی از آن است که توزیع سرمایه انسانی برای مردان بالای ۱۵ سال نابرابری کمتری دارد و نابرابری بیشتر برای زنان ناشی از تفکر، فرهنگ و نگرش حاکم بر جوامع کمتر توسعه یافته بوده که تحصیل بیشتر برای زنان یا حضور آنان در بازار کار و کسب تجربه بیشتر همیشه با محدودیتهای جدی همراه بوده است. اما آنچه در باره کشور ایران می‌توان اظهار کرد، این است که حداقل در دهه اخیر این دید و فرهنگ در خصوص زنان تغییر چشمگیر داشته، به طوری که در سالهای اخیر نرخ ثبت نام دانشجویان دختر در دانشگاهها به شدت افزایش یافته و نسبت جنسی دانشجویان به نفع زنان در حال تغییر است.

میانگین ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان ایران از ۰/۹۵ در سال ۱۹۶۰ یا رتبه ۷۳ به ۰/۵۱ در سال ۲۰۰۵ با رتبه ۶۴ رسیده که نشان دهنده تغییر زیاد و کاهش شدید نابرابری سرمایه انسانی در زنان است^{۱۹}، اما این نسبت راه زیادی تا رسیدن به متوسط کشورهای پیشرفته دارد [این نسبت برای زنان در کشورهای پیشرفته ۰/۱۸ است]. همان گونه که قبلاً نیز اشاره شد، کاهش این ضریب در ابتدا آسان تر است، چرا که با وجود ظرفیتهای خالی و سرمایه‌گذاری اندک در آموزش، بهداشت و سایر متغیرهای مربوط به سرمایه انسانی می‌توان آن را کاهش داد، اما به تدریج کاهش ضریب جینی سرمایه انسانی مشکل خواهد شد، چرا که نیازمند سرمایه‌گذاریهای بسیار زیاد در همه ابعاد اقتصادی، اجتماعی و به ویژه آموزشی است.

اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر امید به زندگی در کشورهای در حال توسعه

با توجه به آثار غیر بازاری سرمایه انسانی در زنان که توضیح داده شد، فرضیه اصلی این مقاله این است که کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان اثر گسترده‌تری بر امید به زندگی دارد تا کاهش آن در مردان، لذا، در این مقاله تأثیر ضریب جینی سرمایه انسانی محاسبه شده برای زنان و مردان در معادلاتی که تشریح خواهند شد، بررسی و سپس، با هم مقایسه شده‌اند. برای تخمین این معادلات از اطلاعات حدود ۶۰ کشور در حال توسعه جهان استفاده و سپس، متغیر اصلی این معادلات؛ یعنی ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و مردان بالای ۱۵ سال در کنار سایر متغیرهای تأثیرگذار بر امید به زندگی آزمون شده است. معادلات اصلی که بر گیرنده همه متغیرهای مورد نظر است، به شکل زیر است:

$$\ln(\text{Leb})_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{GinF15}_i + \alpha_2 \text{G}_i + \alpha_3 \text{Sf}_i + \alpha_4 \text{Ph}_i + \alpha_5 \ln(\text{He})_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

۱۹. جدول رتبه‌بندی کشورهای مورد مطالعه پیوست است.

$$\ln(\text{Leb})_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{GinM15}_i + \alpha_2 \text{G}_i + \alpha_3 \text{Sm}_i + \alpha_4 \text{Ph}_i + \alpha_5 \ln(\text{He})_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

که در این معادلات:

Leb: امید به زندگی کل جمعیت است.

GinF15: ضریب جینی سرمایه انسانی برای زنان بالای ۱۵ سال است.

GinM15: ضریب جینی سرمایه انسانی برای مردان بالای ۱۵ سال است.

G: رشد اقتصادی است.

Sf: متوسط سالهای تحصیلی زنان بالای ۱۵ سال است.

Sm: متوسط سالهای تحصیلی مردان بالای ۱۵ سال است.

Ph: تعداد متخصص به ازای هر هزار نفر جمعیت است.

He: مخارج بهداشتی است.

ε_i : جمله اختلال که در برگرفته سایر متغیرهایی است که بر امید به زندگی تأثیر دارند، اما در این معادلات لحاظ نشده‌اند.

شایان ذکر است که در کنار متغیرهای اقتصادی و اجتماعی باید متغیر بهداشتی نیز لحاظ شود که مخارج بهداشتی سالانه کشورها نیز آورده شده است.^{۲۰}

برای برآورد اثر نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان بر امید به زندگی 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 ضریب جینی سرمایه انسانی است. پس از آن، متغیرهای جدید وارد و معادلات جدید تخمین زده شده است. در هر کدام از معادلات توجه جدی به آزمون متغیر اصلی معادلات؛ یعنی ضریب جینی سرمایه انسانی بر امید به زندگی بوده است. نکته دیگر در خصوص تخمین معادلات این است که پس از آزمون هاسمن این نتیجه به دست آمد که باید برای مقاطع مورد نظر اثر ثابت^{۲۱} در نظر گرفت؛ یعنی فرض می‌شود که β_i ها (عرض از مبدأها) با متغیر مستقل همبسته است و نباید نگران تفاوت در عرض از مبدأها بود (Ashrafzadeh et al, ۲۰۰۹). نتایج به دست آمده از تخمین معادلات در جدول ۲ آمده است.

۲۰. به جای مخارج بهداشتی می‌توان از متغیرهای دیگری نظیر درصدی از جمعیت یا تعداد کسانی که به مالاریا (Malaria) یا ایدز (AIDS) مبتلا شده‌اند نیز استفاده کرد.

۲۱. Fixed Effect

جدول ۲ - تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در زنان بر امید به زندگی در کشورهای در حال توسعه

ضرایب	متغیر وابسته: امید به زندگی Ln(Leb)			
	Eq ₁	Eq ₂	Eq ₃	Eq ₄
C	۴/۳۸*** (۴۱۸/۰۲)	۴/۱۹*** (۱۷۳)	۴/۲۵*** (۲۱۸)	۳/۱۳*** (۶۰/۹۶)
GinF _{۱۵}	-۰/۰۰۶*** (-۳۷/۲۸)	-۰/۰۰۳*** (-۱۲/۶۵)	-۰/۰۰۵*** (-۲۰/۳۱)	-۰/۰۰۳*** (-۱۴/۱۸)
G	-۰/۰۰۶** (۲/۰۲)	-۰/۰۰۷** (۲/۴۸)	-۰/۰۰۴* (۱/۶۷)	-۰/۰۰۰۸ (۰/۳۹۴)
SF		-۰/۰۴*** (۸/۴)	-۰/۰۴*** (۱۰/۰۷)	-۰/۰۳*** (۲/۰۸)
Ph			-۰/۰۶*** (۱۱/۲۵)	-۰/۰۱۶** (۳/۲۵)
Ln(lte)				-۰/۰۵۷*** (۲۳/۷۳)
-2 R	-/۸۵ ۵۷	-/۸۵ ۵۷	-/۹۳ ۵۳	-/۷۳ ۵۱

تعداد مشاهدات

** نشان دهنده معناداری ضریب محاسبه شده در سطح $\alpha=0/01$
 *** نشان دهنده معناداری ضریب محاسبه شده در سطح $\alpha=0/05$
 * نشان دهنده معناداری ضریب محاسبه شده در سطح $\alpha=0/10$

ارقام داخل پرانتز نشان دهنده آماره t مربوط به هر ضریب محاسبه شده است. با توجه به جدول ۲ این نتیجه به دست می‌آید که در تمام معادلات نابرابری سرمایه انسانی در زنان تأثیر معکوس بر امید به زندگی می‌گذارد. از آنجا که هر چه ضریب ۱۵ GinF کاهش یابد به معنی کاهش در نابرابری سرمایه انسانی زنان است، لذا، انتظار می‌رود برای نشان دادن تأثیر مثبت این متغیر بر امید به زندگی، این ضریب با یک علامت منفی وارد معادله شود که این اتفاق برای ضرایب محاسبه شده افتاده است.

در معادله اول فقط متغیرهای ضریب جینی سرمایه انسانی در زنان و رشد اقتصادی وارد شده است. ضریب متغیر ۱۵ GinF با سطح احتمال ۹۹ درصد قابل قبول است و نشان می‌دهد که کاهش نابرابری سرمایه انسانی در زنان می‌تواند بر امید به زندگی بیفزاید.^{۲۲}

ضریب رشد اقتصادی نیز در این معادله اثر مستقیم، مثبت و معناداری بر امید به زندگی نشان داده و حاکی از آن است که افزایش رشد اقتصادی می‌تواند امید به زندگی را افزایش دهد.

در معادله دوم متغیر متوسط سالهای تحصیل زنان بالای ۱۵ سال وارد شده است که اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی را نشان می‌دهد و مشخص می‌کند که با افزایش در متوسط سالهای تحصیل زنان، امید به زندگی افزوده می‌شود. البته، سایر ضرایب مثل معادله شماره (۱) اثر مثبت و معنادار خود را بر امید به زندگی نشان می‌دهند.

۲۲. از آنجا که متغیر وابسته به صورت لگاریتمی وارد شده و متغیرهای مستقل بدون لگاریتم هستند (معادله نیمه لگاریتمی)، لذا، در این گونه معادلات تغییر یک واحد در متغیر مستقل باعث تغییر چند واحد در لگاریتم متغیر وابسته خواهد شد. در حالی که اگر هر دو طرف معادله لگاریتمی باشد، ضرایب نشان دهنده کشش هستند (معادله چهارم).

در معادله سوم متغیر جدیدی با عنوان متخصص به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت وارد شد که این متغیر نیز با سطح معناداری ۹۹ درصد تأثیر خود را بر امید به زندگی نشان داد و مشخص شد که افزایش در تعداد متخصصان به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت، بر امید به زندگی می‌افزاید. سایر متغیرها نیز اثر مثبت و معنادار خود را بر امید به زندگی نشان می‌دهند.

در معادله چهارم متغیر مخارج بهداشتی وارد شد، چرا که یکی از عوامل تأثیرگذار بر امید به زندگی رعایت موارد بهداشتی در جامعه است. از آنجا که این متغیر به صورت لگارتیمی وارد مدل شده است، ضریب آن نشان دهنده کشش است و نشان می‌دهد که افزایش یک درصد در مخارج بهداشتی معادل ۰/۰۵۷ درصد به امید به زندگی می‌افزاید.

در تمام معادلات ضریب همبستگی تعدیل شد و همچنین، تعداد مشاهدات [که منظور تعداد کشورهای لحاظ شده برای هر رگرسیون است] آورده شد که R^2 ها همگی نشان دهنده همبستگی بالا بود و با استفاده از آزمون ریشه واحد^{۲۳} این نتیجه به دست آمد که رگرسیونها جعلی نیست و معنادار است (Davidson and Mackinnon, ۲۰۰۴).

در جدول ۳ نتایج به دست آمده از معادله دوم؛ یعنی اثر نابرابری سرمایه انسانی در مردان بر امید به زندگی آورده شده است تا بتوان علاوه بر تفسیر ضرایب موجود، مقایسه‌ای نیز با ضرایب مربوط به نابرابری سرمایه انسانی در زنان انجام داد.

جدول ۳- تأثیر نابرابری سرمایه انسانی در مردان بر امید به زندگی در کشورهای در حال توسعه

معادلات	متغیر وابسته: امید به زندگی $\ln(L_{it})$			
	Eq_1	Eq_2	Eq_3	Eq_4
ضرایب				
C	۴/۳۶*** (۵۰۱/۰۷)	۴/۰۳*** (۲۰۸/۵۵)	۴/۰۲*** (۳۴۵/۴۷)	۲/۹۶*** (۷۳/۴۶)
GinM۱۵	-۰/۰۰۶۹*** (-۳۳/۷۳)	-۰/۰۰۳۲*** (-۱۲/۲۲)	-۰/۰۰۳۷*** (-۱۵/۹۶)	-۰/۰۰۲۲*** (-۱۲/۱۶)
G	۰/۰۰۰۰۷*** (۲/۰۲)	۰/۰۰۱۳*** (۳/۸)	۰/۰۰۰۰۵* (۱/۹۴)	۰/۰۰۰۰۸ (-۰/۴۵)
SM		۰/۰۰۳۸*** (۱۸/۸۲)	۰/۰۰۴*** (۱۹/۷۶)	۰/۰۰۱۴*** (۸/۲۲)
Ph			۰/۰۰۴۹*** (۸/۱۲)	۰/۰۰۰۷* (۱/۵۲)
Ln(He)				۰/۰۰۵۹*** (۲۷/۸۴)
-2 R^2	۰/۸۲	۰/۸۴	۰/۹۲	۰/۹۵
تعداد مشاهدات	۵۲	۵۲	۵۱	۵۹

*** نشان دهنده معناداری ضریب محاسبه شده در سطح $\alpha = 0/01$

** نشان دهنده معناداری ضریب محاسبه شده در سطح $\alpha = 0/05$

* نشان دهنده معناداری ضریب محاسبه شده در سطح $\alpha = 0/10$

معادله اول بیانگر آن است که کاهش در ضریب جینی سرمایه انسانی مردان بر امید به زندگی تأثیر مثبت خواهد گذاشت.

در معادله دوم متغیر متوسط سالهای تحصیل مردان بالای ۱۵ سال اضافه شده که ضریب مربوط بیانگر آن است که تغییر در این متغیر بر امید به زندگی می‌افزاید.

معادله سوم علاوه بر متغیرهای گفته شده، متغیر تعداد متخصص به ازای هر هزار نفر جمعیت را مورد توجه قرار می‌دهد و ضریب آن نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار متغیر مذکور بر امید به زندگی است. در معادله چهارم متغیر مخارج بهداشتی آورده شد که ضریب به دست آمده نیز حاکی از اثر مثبت و معنادار آن بر امید به زندگی بود.

تأثیر هر متغیر و سطح معناداری آنها در جدول ۳ قابل مشاهده است، اما نکته قابل توجه در تمام معادلات این است که تأثیر ضریب جینی سرمایه انسانی در مردان منفی و معنادار است و نشان می‌دهد که هر چه از نابرابری سرمایه انسانی در مردان کاسته شود، امید به زندگی افزایش می‌یابد.

اما با توجه به آثار غیر بازاری سرمایه انسانی در زنان (تربیت فرزند بهتر، تولید کالای خانگی با کیفیت‌تر، کاهش هزینه‌های درمانی جامعه، کاهش جرم و جنایت و...) و ضرایب به دست آمده در دو گروه از معادلات، فرضیه این مقاله مبنی بر اینکه نابرابری سرمایه انسانی در زنان تأثیر بیشتری بر امید به زندگی دارد تا نابرابری سرمایه انسانی در مردان، تأیید می‌شود. از طرفی، بررسی متغیر متوسط سالهای تحصیل زنان و مردان بالای ۱۵ سال نیز نشان داد که در مقام مقایسه متوسط سالهای تحصیل زنان بالای ۱۵ سال تأثیر بیشتری بر امید به زندگی دارد تا متوسط سالهای تحصیل در مردان بالای ۱۵ سال که به نوعی همان تأیید فرضیه قبلی است.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله ابتدا به بحث جنسیت و نابرابری جنسیتی در حوزه‌های مختلف پرداخته و سپس، این نابرابری برای مناطق مختلف جهان و به تفکیک زن و مرد محاسبه و تفسیر شد. نتایج حاکی از آن بود که در تمام مناطق جهان، به استثنای کشورهای پیشرفته، نابرابری سرمایه انسانی در زنان بیشتر از نابرابری سرمایه انسانی در مردان است، اگر چه طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ میلادی همواره از این نابرابری در زنان و مردان کاسته شده است. همچنین، تأثیر این نابرابری در زنان و مردان بر امید به زندگی در گروه کشورهای در حال توسعه برآورد شد که نتایج به دست آمده در تمام معادلات برآورد شده نشان دهنده این بود که هر چه از نابرابری سرمایه انسانی در زنان و مردان کاسته شود، امید به زندگی به طور معناداری افزایش می‌یابد؛ یعنی این فرضیه که نابرابری سرمایه انسانی و امید به زندگی رابطه معکوس دارند، تأیید می‌شود. یافته‌های این پژوهش با یافته‌های پاپاگئوکیو و همکارانش (Papageorgiou, et al., ۲۰۰۶) و همچنین کاستلو و دومنیک (Castello and Domenech, ۲۰۰۶) همخوانی دارد؛ اگرچه تحقیقات آنها برای چند کشور مشخص انجام و فقط ضریب جینی سرمایه انسانی زنان لحاظ شده است.

اما نتیجه مهم در تمام این معادلات این بود که نابرابری سرمایه انسانی در زنان بیشتر از نابرابری آن در مردان بر امید به زندگی تأثیر می‌گذارد و همچنین، متوسط سالهای تحصیل زنان بیشتر از متوسط سالهای تحصیل مردان بر امید به زندگی تأثیر می‌گذارد.

لذا، به سیاستگذاران و تصمیم‌گیران به ویژه سیاستگذاران آموزشی پیشنهاد می‌شود که هر چه از نابرابری سرمایه انسانی به ویژه در زنان کاسته شود، متغیرهای واسط اجتماعی نظیر امید به زندگی بهبود می‌یابد و همچنین، متغیرهای اقتصادی، فرهنگی و ... از وضعیت بهتری برخوردار می‌شوند که ماحصل تمام این موارد نیز بهبود رشد، توسعه و رفاه جامعه خواهد بود.

References

1. Amartya, Sen (۲۰۰۱); "Many Facts of Gender Inequality"; *India's National Magazine*, Vol ۱۸, Issue ۲۲.
۲. Ashrafzadeh et al.(۲۰۰۹); "Econometrics of Panel Data"; Institute for Research in Tehran University (in Persian).
۳. Barro, R. J. and J. W. Lee (۲۰۰۱); "International Data on Education Attainment Updates and Implications"; *Oxford Economic Papers*, Vol. ۳, pp. ۵۴۱-۶۳.
۴. Castello, A. and R. Domenech (۲۰۰۲); "Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence"; *Economic Journal*, Vol. ۱۱۲(۱۲۷), C۱۸۷-C۲۰۰.
۵. Castello, A. and R. Domenech (۲۰۰۶); "Human Capital Inequality, Life Expectancy and Economic Growth"; *Economic Journal*, Vol. ۲۱۸, pp. ۱۸۷-۲۰۰.
۶. Davidson R. and J. G. Mackinnon(۲۰۰۴); *Econometric Theory and Methods*; Oxford University Press.
۷. Ebadi, J. (۱۹۸۷); "Employment, Unemployment and Development in Iran"; *Economic Researches Magazine*, Tehran University, No. ۲۶ (in Persian).
۸. Ebadi, Largani J.(۱۹۹۲); "An Application of Todaro Expected Income Hypotesis in Iran"; *Economic Researches Magazine*, Tehran University, No. ۳۱ (in Persian).

۹. Gojarati, D. (۱۹۹۴); *Econometrics*; Translated by Hamid Abrishami, Tehran University Publisher (in Persian).
۱۰. Hoseini, Largani M. (۲۰۰۶); "A Survey for Female Faculty Member Participation in University Management Position; Privents and Challenges"; *Female Study Magazine*, No. ۳ (in Persian).
۱۱. Mc Mahon, Walter W. (۱۹۹۸); "Education and Growth in East Asia"; *Economics of Education Review*, Vol ۱۷, No. ۲.
۱۲. Naderi, A. (۲۰۰۴); *Economics of Education*; First Printed, Yastoroon Publisher (in Persian).
۱۳. Nili, M. and SH. Nafisi (۱۹۹۳); "Correlation between Human Capital and Economic Growth with Emphasize on the Role of Labour Force Schooling Distribution; A Case Study for Iran"; *Quarterly of Iran Economic Research*, No. ۱۷ (in Persian).
۱۴. Papageorgio, C. and P. Stoytcheva (۲۰۰۶); "Female Human Capital Inequality, Infant Mortality and Growth"; *Journal of Applied Econometrics*, Vol. ۲۳, pp. ۱۲۱-۱۵۴.
۱۵. Psacharopoulos, G. (۱۹۹۲); *The Economic Effects of Education*; Translated by AA. Mohammadbeigi, Center of Educational Research, Research and Planning Organization in Ministry of Education (in Persian).
۱۶. Razaatjah, M. (۲۰۰۷); "Gender Social Diversity in Iranian Ideas"; *Sarmayeh Newspaper*, No, ۱۸۵, ۱۸۷ (in Persian).
۱۷. Salehi, MJ. (۲۰۰۵); "Determinning of Human Capital Private Return"; *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, No. ۲۵ and ۳۶ (in Persian).
۱۸. Salehi, MJ. (۲۰۰۲); "The Effects of Human Capital on Economic Growth in Iran"; *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, No. ۲۳ and ۲۴ (in Persian).

۱۹. Shojae, Z .(۲۰۰۹); “Gender Justice between Male and Female”; *Farzaneh Magazine*, No, ۱۱۵ (in Persian).
۲۰. Zanzanizadeh, H. (۲۰۰۸); “An Analysis for the Correlation between Pedagogy and Gender Inequalities”; *Quarterly of Pedagogy*, No. ۹۱ (in Persian).
۲۱. Zhang, J. and J. Zhang(۲۰۰۵); “The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence”; *Scandinavian Journal of Economic*, Vol. ۱۰۷, No. ۱, pp. ۴۵-۶۶.

Archive of SID

پیوست: رتبه بندی ضریب جینی سرمایه انسانی زنان در سالهای ۱۹۶۰ و ۲۰۰۵

GINIF ۱۵(۱۹۶۰)			GINIF ۱۵(۲۰۰۵)		
۱	New Zealand	۰.۰۳	۱	New Zealand	۰.۰۷
۲	Netherlands	۰.۰۹	۲	Canada	۰.۰۸
۳	Finland	۰.۱۱	۳	United States	۰.۰۹
۴	Australia	۰.۱۱	۴	Norway	۰.۱۰
۵	Canada	۰.۱۱	۵	Sweden	۰.۱۲
۶	United Kingdom	۰.۱۲	۶	Australia	۰.۱۳
۷	Norway	۰.۱۳	۷	Japan	۰.۱۳
۸	Iceland	۰.۱۳	۸	Venezuela	۰.۱۵
۹	Belgium	۰.۱۵	۹	Ireland	۰.۱۶
۱۰	Japan	۰.۱۵	۱۰	Germany, West	۰.۱۶
۱۱	France	۰.۱۵	۱۱	Indonesia	۰.۱۷
۱۲	Argentina	۰.۱۷	۱۲	United Kingdom	۰.۱۸
۱۳	United States	۰.۱۸	۱۳	Finland	۰.۱۸
۱۴	Denmark	۰.۱۸	۱۴	Malaysia	۰.۱۸
۱۵	Sweden	۰.۱۹	۱۵	Switzerland	۰.۱۸
۱۶	Ireland	۰.۲۰	۱۶	Netherlands	۰.۱۹
۱۷	Spain	۰.۲۰	۱۷	Denmark	۰.۱۹
۱۸	Switzerland	۰.۲۱	۱۸	Cyprus	۰.۱۹
۱۹	Zimbabwe	۰.۲۲	۱۹	Zimbabwe	۰.۲۰
۲۰	Honduras	۰.۲۳	۲۰	Iceland	۰.۲۱
۲۱	Guatemala	۰.۲۳	۲۱	Peru	۰.۲۱
۲۲	Austria	۰.۲۳	۲۲	Brazil	۰.۲۱
۲۳	Germany, West	۰.۲۴	۲۳	Guatemala	۰.۲۱
۲۴	Italy	۰.۲۵	۲۴	Belgium	۰.۲۲
۲۵	Colombia	۰.۲۶	۲۵	Nicaragua	۰.۲۳
۲۶	Peru	۰.۲۸	۲۶	Trinidad & Tob.	۰.۲۳
۲۷	Venezuela	۰.۳۰	۲۷	Austria	۰.۲۴
۲۸	Trinidad & Tob.	۰.۳۰	۲۸	Honduras	۰.۲۴
۲۹	Brazil	۰.۳۱	۲۹	Sudan	۰.۲۵
۳۰	Panama	۰.۳۴	۳۰	Singapore	۰.۲۵
۳۱	Nicaragua	۰.۳۳	۳۱	Uruguay	۰.۲۵
۳۲	Greece	۰.۳۴	۳۲	Greece	۰.۲۵
۳۳	Malaysia	۰.۳۶	۳۳	Panama	۰.۲۵
۳۴	Costa Rica	۰.۴۰	۳۴	France	۰.۲۶
۳۵	Cyprus	۰.۴۱	۳۵	Spain	۰.۲۶
۳۶	Dominican Rep.	۰.۴۵	۳۶	Zaire	۰.۲۶
۳۷	Chile	۰.۴۶	۳۷	Fiji	۰.۲۷
۳۸	Taiwan	۰.۴۸	۳۸	Argentina	۰.۲۷
۳۹	Jamaica	۰.۵۰	۳۹	Jamaica	۰.۲۸
۴۰	Pakistan	۰.۵۱	۴۰	Bolivia	۰.۲۸
۴۱	Sri Lanka	۰.۵۱	۴۱	Tunisia	۰.۲۹
۴۲	Uruguay	۰.۵۳	۴۲	Pakistan	۰.۲۹
۴۳	Mali	۰.۵۶	۴۳	Sri Lanka	۰.۲۹
۴۴	Bolivia	۰.۵۶	۴۴	Paraguay	۰.۲۹

۴۵	Paraguay	-۰.۵۸	۴۵	Taiwan	-۰.۳۰
۴۶	Portugal	-۰.۵۹	۴۶	Mali	-۰.۳۰
۴۷	Barbados	-۰.۵۹	۴۷	Colombia	-۰.۳۰
۴۸	Indonesia	-۰.۶۱	۴۸	Zambia	-۰.۳۱
۴۹	Zambia	-۰.۶۱	۴۹	Dominican Rep.	-۰.۳۳
۵۰	Singapore	-۰.۶۲	۵۰	Bahrain	-۰.۳۳
۵۱	Fiji	-۰.۶۲	۵۱	Korea	-۰.۳۳
۵۲	Tunisia	-۰.۶۲	۵۲	Haiti	-۰.۳۴
۵۳	Mexico	-۰.۶۲	۵۳	Chile	-۰.۳۴
۵۴	Haiti	-۰.۶۴	۵۴	Italy	-۰.۳۴
۵۵	Ecuador	-۰.۶۵	۵۵	Portugal	-۰.۳۵
۵۶	Sudan	-۰.۶۹	۵۶	Ecuador	-۰.۳۵
۵۷	Zaire	-۰.۷۳	۵۷	Jordan	-۰.۳۷
۵۸	Korea	-۰.۷۵	۵۸	Ghana	-۰.۳۹
۵۹	El Salvador	-۰.۷۵	۵۹	Turkey	-۰.۴۰
۶۰	Kuwait	-۰.۷۷	۶۰	Mexico	-۰.۴۰
۶۱	Turkey	-۰.۷۸	۶۱	Malta	-۰.۴۱
۶۲	Niger	-۰.۸۰	۶۲	Kuwait	-۰.۴۳
۶۳	India	-۰.۸۳	۶۳	Barbados	-۰.۴۳
۶۴	Ghana	-۰.۸۳	۶۴	Iran, I.R. of	-۰.۴۸
۶۵	Algeria	-۰.۸۶	۶۵	Costa Rica	-۰.۴۸
۶۶	Jordan	-۰.۸۶	۶۶	Algeria	-۰.۴۹
۶۷	Botswana	-۰.۸۷	۶۷	El Salvador	-۰.۵۲
۶۸	Bangladesh	-۰.۸۸	۶۸	Iraq	-۰.۵۲
۶۹	Malta	-۰.۸۹	۶۹	Bangladesh	-۰.۵۹
۷۰	Central Afr. R.	-۰.۹۱	۷۰	Central Afr. R.	-۰.۶۵
۷۱	Bahrain	-۰.۹۲	۷۱	Niger	-۰.۶۸
۷۲	Guyana	-۰.۹۳	۷۲	Cameroon	-۰.۷۲
۷۳	Iran, I.R. of	-۰.۹۵	۷۳	Guyana	-۰.۷۴
۷۴	Lesotho	-۰.۹۶	۷۴	Lesotho	-۰.۷۵
۷۵	Senegal	-۰.۹۶	۷۵	Senegal	-۰.۷۶
۷۶	Thailand	-۰.۹۶	۷۶	Malawi	-۰.۹۰
۷۷	Malawi	-۰.۹۷	۷۷	Thailand	-۰.۹۰
۷۸	Cameroon	-۰.۹۸	۷۸	Syria	-۰.۹۰
۷۹	Iraq	-۰.۹۹	۷۹	Botswana	-۰.۹۰
۸۰	Syria	-۰.۹۹	۸۰	Kenya	-۰.۹۰
۸۱	Kenya	-۰.۹۹	۸۱	Liberia	-۰.۹۰
۸۲	Liberia	-۰.۹۹	۸۲	Mauritius	-۰.۹۱
۸۳	Mauritius	-۰.۹۹	۸۳	Mozambique	-۰.۹۱
۸۴	Mozambique	-۰.۹۹	۸۴	Sierra Leone	-۰.۹۱
۸۵	Sierra Leone	-۰.۹۹	۸۵	South Africa	-۰.۹۱
۸۶	South Africa	-۰.۹۹	۸۶	Swaziland	-۰.۹۱
۸۷	Swaziland	-۰.۹۹	۸۷	Togo	-۰.۹۱
۸۸	Togo	-۰.۹۹	۸۸	Uganda	-۰.۹۱
۸۹	Uganda	-۰.۹۹	۸۹	Hong Kong	-۰.۹۲
۹۰	Hong Kong	-۰.۹۹	۹۰	Philippines	-۰.۹۲
۹۱	Philippines	-۰.۹۹	۹۱	Afghanistan	-۰.۹۲
۹۲	Afghanistan	-۰.۹۹	۹۲	India	-۰.۹۲
۹۳	Myanmar (Burma)	-۰.۹۹	۹۳	Myanmar (Burma)	-۰.۹۲
۹۴	Nepal	-۰.۹۹	۹۴	Nepal	-۰.۹۲