فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال سوم، شماره ۳ «پیاپی ۹»، پاییز ۱۳۸۸، صفحات ۷۶-۵۱)

بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی ایران

*بامداد پرتوی** *صفیار امینی*** *امیر گودرزی****

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۱۰ **تاریخ پذیرش:** ۹۰/۲/۸

چکیده

این مقاله اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۵ را بررسی می‌کند. برای این امر نابرابری جنسیتی را در حوزه اشتغال و آموزش در کشور درنظر گرفته و در پی پاسخ این سوال بوده که این نوع نابرابری چه تاثیراتی بر رشد اقتصادی در کشور داشته است؟

نتایج نشان می‌دهد آموزش تاثیر مثبت و معنی دار بر رشد اقتصادی ایران دارد و به هرمیزان نابرابری جنسیتی در بخش‌های آموزش و اشتغال کاهش یابد نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. بنابراین با افزایش متوسط سال‌های تحصیل زنان رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

طبقه بندی JEL: O49 ؛ E22 ؛ E23.

کلید واژه: رشد اقتصادی ؛ نابرابری جنسیتی.

* دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ابهر، گروه اقتصاد، ابهر، ایران. [نویسنده مسئول]
email: bamdad.partovi@yahoo.com

** دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سنندج، گروه اقتصاد، سنندج، ایران
email: safyar2020@yahoo.com

*** کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی سیستم ها، دانشگاه شهید بهشتی

۱- مقدمه

دست یابی به رشد اقتصادی بالاتر، یکی از اهداف اصلی وهمیشگی کشورهای جهان اعم، از توسعه یافته و در حال توسعه است.کشورها در قالب رشد اقتصادی می‌توانند به افزایش رفاه جامعه، کاهش فقر و کاهش نابرابری بپردازند؛ اما مسئله‌ای که در اینجا وجود دارد این است که برای تحقق این امر (افزایش رفاه)، رشد اقتصادی به همراه اهداف دیگری در سطح کشورها پیگیری می‌شود، تا بتواند خواسته اولیه خود را که همان سنجه‌ای برای اندازه گیری میزان رفاه می‌باشد، حفظ نماید.

عوامل موثر بر رشد اقتصادی از یک مقطع زمانی به مقطع زمانی دیگر و از یک کشور به کشوری دیگر، بنابر ویژگی‌های محیطی، فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی، متفاوت و متغییر بوده اند. اما با این تفاسیر نیروی انسانی یکی از مهمترین عواملی بوده است که در دوره‌ها و در کشورهای مختلف توانسته است رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد.

براساس آمارهای رسمی سرشماری در ایران، علیرغم افزایش اندک حجم فعالیت زنان از سه دهه پیش تا کنون، درصد اشتغال زنان در حدود ده درصد جمعیت فعال زنان باقی مانده است، که نسبت به کشورهای توسعه یافته صنعتی نسبت پایینی است. عوامل متعددی را می‌توان در این امر دخیل دانست، که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- تعارض بین کار خانه داری و کار بیرون از خانه ؛

۲- غیر ماهر بودن نیروی کار زنان در مقایسه با نیروی کار مردان؛

۳- در محیط بیرون از خانه زنان عمدتاًتاکید بر جذب در کارهای اداری دارند.

وجود این نابرابریهای جنسیتی در اشتغال، به دلیل این که از تمامی پتانسیل‌های نیروی انسانی جامعه استفاده نکرده است، تاثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت، که در این تحقیق به دنبال بررسی آن می‌باشیم. یکی دیگر از عوامل موثر بر رشد اقتصادی،آموزش می‌باشد. به طوریکه در ادبیات اخیر مدلهای رشد درونزا،متعاقب مطالعات رومر و لوکاس در دهه ۱۹۸۰، آموزش نیروی کار و میزان کاربردی بودن آن(آموزش) در اجتماع، از عوامل اساسی رشد اقتصادی به شمار رفته است.این امر

بدین مفهوم است که هر کشوری کـه دارای نظـام آموزشـی پویا،پیـشرفته و همـه گیـر باشد،منابع انسانی و مادی خود را به طور بهینه تری می‌تواند در جهت دسـت یـابی بـه رشد اقتصادی، مدیریت و تخصیص نماید.

در ادبیات رشد و توسعه سـالیان اخیـر بـه آمـوزش زنـان و عـدم وجـود نـابرابری آموزشی جنسیتی به عنوان یکی از عامل‌های رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی نام برده شده است. در این زمینه می‌توان به نظر آمارتیاسن برنده جـایزه نوبـل اقتـصاد در سـال ۱۹۹۸ اشـاره کـرد: در اقتـصاد سیاسـی توسـعه مهمتـر از درک کـافی مـشارکت سیاسی،اقتصادی و اجتماعی زنان در رهبری، هیچ چیز دیگری وجـود نـدارد و ایـن در واقع جنبه مهم توسعه به مثابه آزادی است.(آمارتیاسن،۱۳۸۱)

فرضیه‌های سطوح در این مقاله عبارتند از:

نابرابری جنسیتی در آموزش، تاثیر منفی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گذارد.

نابرابری جنسیتی در اشتغال، تاثیر منفی بر رشد نرخ اقتصادی می‌گذارد.

۲- مبانی نظری

نابرابری جنسیتی در آموزش و رشد اقتـصادی، در محورهـای زیـر مـورد توجـه قـرار می‌گیرد:

– انتخاب پیچیدگی عامل نابرابری جنسیتی در آموزش

یکی از دیدگاه‌ها به این صورت است که دختران و پسران بـه لحـاظ توانـایی‌هـای ذاتی دارای توزیع مشابهی هستند بنابراین نابرابری جنسیتی در آموزش بایستی بـه ایـن معنا باشد که فرصت‌های کسب آموزش پسرانی کـه از توانـایی کمتـری برخودارنـد از دختران بیشتر است. و مهمتر اینکه متوسط توانایی‌های ذاتی کسانی که آمـوزش کـسب کرده‌اند کمتر از موردی خواهد شد که پسران و دختـران فرصـت‌هـای یکـسانی بـرای کسب آموزش داشته باشند. بنابراین این به معنای کاهش بهره وری سـرمایه انـسانی در اقتصاد و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین می‌تواند به معنای کاهش اثـر

آموزش مردان و افزایش اثر آموزش زنان بر روی رشد اقتصادی شود[1] دیدگاه دیگر می‌تواند به این صورت باشد که این عامل مانند این است که یک مالیات تحریفی بر روی آموزش وضع شده باشد که این امر منجر به تخصیص نادرست منابع آموزشی خواهد شد. لذا این امر باعث کاهش رشد اقتصاد می‌شود. این اثر می‌تواند رشد اقتصادی را به طور مستقیم از طریق کاهش کیفیت سرمایه انسانی تحت تاثیر قرار دهد و این امر منجر به کاهش نرخ سرمایه گذاری خواهد شد.زیرا بازدهی سرمایه گذاری در کشوری که از فقدان سرمایه انسانی مطلوب در تنگنا باشد کمتر خواهد بود.

– اثر مستقیم خارجی نابرابری جنسیتی در آموزش

نابرابری جنسیتی کمتر به خصوص در آموزش، به معنای آموزش بیشتر زنان در هر سطح از آموزش مردان است اگر موردی وجود داشته باشد که آموزش زنان اثر مثبت خارجی بر کیفیت کل آموزش داشته باشد بنابراین کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش باعث افزایش کیفیت آموزش و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اگر این باور را داشته باشیم که آموزش زنان منجر به افزایش کمی و کیفی فرزندان آنها خواهد شد به بیان دیگر این همان اثر خارجی است (از طریق حمایت و آموزش مادران از فرزندان خود).

علاوه بر این، همسانی در سطوح آموزش، در سطح خانواده عوامل بیرونی مثبتی را بر کیفیت آموزشی تولید می‌کند.بنابر این کا هش نابرابری جنسیتی راهی برای افزایش این آثار مثبت خارجی است.

سرمایه انسانی از طریق افزایش بهره وری نیروی کار می‌تواند مستقیماً بر رشد اقتصادی اثر بگذارد همچنین می‌تواند سرمایه انسانی به طور غیر مستقیم بر رشد اثر بگذارد، که این اثر از طریق افزایش نرخ بازگشت سرمایه فیزیکی که به نو بت نرخ سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد و از طریق اثر بر سرمایه گذاری بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد و همچنین رشد را افزایش می‌دهد.

1- Dollar & Gati 1999

– کارکرد خارجی غیر مستقیم از طریق توزیع جمعیتی

کارکرد خارجی غیر مستقیم آموزشی از طریق توزیع جمعیتی به چهار روش رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

اول–کاهش باروری بار تکفل را کم می‌کند. به همین علت سبب افزایش پس انداز در اقتصاد می‌شود.

دوم–افزایش اشتغال در نتیجه رشد جمعیت در دورهای قبلی باعث افزایش تقاضا برای سرمایه گذاری می‌شود. اگر این افزایش تقاضا با افزایش پس انداز داخلی یا گردش سرمایه همراه گردد لذا این دو عامل باعث توسعه سرمایه گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود[1]. زمانی که کارکرد این آثار از طریق افزایش سرمایه گذاری و پس انداز به اثبات رسید بنابراین انتظار می‌رود که این تعامل از طریق افزایش نرخ سرمایه گذاری باعث افزایش رشد اقتصادی با سرعتی بیشتر از اثر مستقیم گردد.

سوم–کاهش نرخ باروری سبب افزایش نسبت سن جمعیت شاغلین از کل جمعیت می‌شود. اگر قسمت اعظم نیروی کار فعال جذب شود، پس سرانه رشد اقتصادی افزایش پیدا می‌کند.حتی اگردستمزد و بهروری در همان سطح قبلی بماند، این امر به این دلیل است که به علت کاهش بار تکفل سهم بیشتری از دستمزد نصیبشان خواهد شد که این دقیقاً به معنای افزایش درآمد سرانه خواهد بود البته این اثر موقتی و گذرا است.بعد از چند دهه افزایش در سن جمعیت شاغل کاهش پیدا می‌کند در حالی که تعداد افراد سالخورده افزایش پیدا می‌کند در نتیجه منجر به افزایش در بار تکفل می‌شود.

چهارم– اثر متقابلی بین نابرابری جنسیتی در آموزش، باروری بالا، سرمایه گذاری کم در سرمایه انسانی و از اینرو رشد اقتصادی وجود دارد[2] در اینجا باروری اساساً از طریق سرمایه گذاری در سرمایه انسانی برای نسل بعدی اثر می‌کند.

1- Bloom and Willimson, 1988
2 - lagerlof, 1999

– اثر پیچیدگی نابرابری در اشتغال

همانند اثر نابرابری آموزشی، کاهش در فرصت‌های اشتغال زنان احتمالاً باعث کاهش سطح متوسط توانایی نیروی کار می‌شود که در صورت نبودن نابرابری جنسیتی در اشتغال این اتفاق نمی‌افتد و این امر موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. علاوه بر این ایجاد موانع تصنعی برای اشتغال زنان در بخش‌های اقتصاد،باعث افزایش هزینه نیروی کار و کاهش رقابت بین المللی می‌شود.

– اثر پیچیدگی در دسترسی به تکنولوژی

صرفنظر از نابرابری در دسترسی به اشتغال، نابرابری جنسیتی در دسترسی به تکنولوژی ممکن است توانایی زنان در افزایش بهره وری کشاورزی، خانگی و فعالیت‌های کارفرمایی را مختل کند. بنابراین رشد اقتصادی را کم می‌کند.

– اثر قابل محاسبه نابرابری در اشتغال

مقدار زیادی از نیروی کار زنان مخصوصاً کارهای خانگی و تعدادی از فعالیت‌های معیشتی در حساب‌های ملی ثبت نمی‌شود. دسترسی بیشتر به فرصت‌های اشتغال بیرون از خانه منجر به جایگزینی کار ثبت نشده در خانه بوسیله ثبت نیروی کار زنان در اقتصاد رسمی می‌شود. این کار باعث مرئی شدن کار زنان برای بار اول می‌شود، در نتیجه باعث افزایش تولید اقتصاد اندازه گیری شده، می‌شود. جایگزینی کامل از کار نامرئی خانگی به کار مرئی بازار، بدون هیچ گونه افزایشی در بهره وری یا شدت کار رخ می‌دهد که این اثر خالص اندازه گیری شده را اندازه گیری می‌کند زیرا تولید حقیقی اقتصاد تغییری نکرده است.

– اثر نابرابری جنسیتی در آموزش بر روی باروری و مرگ و میر

مدل‌های اقتصادی باروری نشان می‌دهند که هزینه فرصت زنان به علاوه قدرت چانه زنی زنان، تعیین کننده‌های مهمی برای نرخ باروری هستند.[1] آموزش بیشتر زنان

1- Backer,1981 ; Schultz, 1993; Sen, 1999

و مخصوصاً نابرابری جنسی کمتر در آموزش، احتمالاً منجر به کاهش باروری می‌شود.

به طور مشابه مدل‌های اقتصاد بهداشت در سطح خانوار اهمیت آموزشِ مادران به علاوه قدرت چانه زنی آنها را تأیید کردند. توسعه آموزش زنان، دانش بهداشتی آنها را که موجب حفظ سلامت خانواده و بچه‌های آنها می‌گردد، افزایش می‌دهد.[1]

همچنین افزایش بینش و سطح آگا هی زنان باعث افزایش دسترسی منابع بیشتری برای خانواده می‌شود که این امر منجر به تخصیص بیشتری جهت سلامت بچه‌ها و تغذیه آنها می‌گردد.

۳- مطالعات تجربی

مینا بالیامونه با استفاده از داده‌های سال ۱۹۹۷-۱۹۷٤ در رابطه با ٤۱ کشور آفریقا، عربستان و کشورهای عربی و با استفاده از روش panel Data اقدام به برآورد نابرابری جنسیتی نموده است. در این رابطه وی از متغیرهای نرخ سرمایه‌گذاری، سرمایه انسانی، نرخ زاد و ولد استفاده نموده است. برآوردها نشان دادند که رابطه معنی‌داری بین نرخ باروری و نابرابر جنسیتی وجود دارد. از طرفی بین نابرابری جنسیتی و درآمد، درجه باز بودن اقتصاد، امید به زندگی و نرخ سرمایه‌گذاری رابطه معنی‌دار منفی وجود دارد. نتیجه جالبی که از این مطالعه استخراج شده است، اینست که به طور متوسط کشورهایی با شکاف آموزشی بالا دارای نرخ سواد پایینی هستند.

استفان سیگنو در مطالعه‌ای درباره نابرابر جنسیتی و رشد اقتصادی در بین کشورهای مختلف و برای سالهای ۱۹۹۵-۱۹۷۵ با استفاده از تابع تولید نئوکلاسیک برای بررسی نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی به این نتیجه رسید که اثر آموزش زنان و مردان بر نرخ رشد اقتصادی مثبت می‌باشد. همچنین یک ارتباط مثبت بین نابرابری دستمزدها و رشد اقتصادی از طریق کانالهای صادرات و سرمایه‌گذاری وجود دارد.

نانسی فورسیت و همکاران در سال ۲۰۰۳ مقاله‌ای در رابطه با نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی تهیه کردند. در این مطالعه از دو شاخص، تعداد کرسی نمایندگان زنان و نسبت زنان مدیر برای بررسی نابرابری جنسیتی استفاده شده است. نتایج این مطالعه

1- World Bank

نشان می‌دهد که نابرابری جنسیتی اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی دارد همچنین هزینه‌های بالای آموزشی باعث کاهش نابرابری می‌شود.

استفان نولز و پاول لوجلر در سال ۲۰۰۲، در مطالعه‌ای به بررسی شکاف جنسیتی در آموزش و نرخ رشد اقتصادی در دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۶۰ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. براساس نتایج این مطالعه آموزش زنان اثر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار دارد در حالی که آموزش مردان اثر کمتری به نسبت زنان بر بهره‌وری نیروی کار دارد.

ب) مطالعات انجام شده در داخل کشور

شیبانی و افشاری در سال ۱۳۸۲ مطالعه‌ای درباره نابرابری جنسیتی و توسعه اقتصادی در ایران انجام دادند. این مطالعه اثر توسعه انسانی بر موقعیت زنان هر استان می‌پردازد در این مطالعه فوق فرض می‌شود که یک رابطه U معکوس بین نابرابری جنسیتی و توسعه اقتصادی وجود دارد. برای ارزیابی رابطه مقطعی بین توسعه اقتصادی و موقعیت زنان (نابرابری جنسیتی) دو نوع مدل به کار برده شده است. مدل خطی و مدل درجه دو، مدل درجه دو برای آزمون فرضیه وجود رابطه U وارونه بین متغیر مستقل و وابسته به کار برده شده است.

نتایج خطی و غیر خطی مدلهای رابطه بین نابرابری جنسیتی و متغیرهای مستقل نشان می‌دهد که رابطه بین نابرابری جنسیتی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی یک رابطه منفی است، همچنین به این نتیجه دست یافته‌اند که عوامل فرهنگی و سنتی بیش از عوامل اقتصادی در نابرابری جنسیتی مؤثر بوده است. در مورد فرضیه U وارونه هم به این نتیجه رسیدند که در ابتدای توسعه نابرابری افزایش می‌یابد و سپس از متغیر نهادهای سنتی موجود کاهش می‌یابد.

یوسفی دیندارلو در پایان نامه خودبه بررسی تاثیر آموزش رسمی بر نرخ رشد اقتصادی ایران پرداخته است. برای این منظور هم به بررسی اثر مستقیم آموزش و هم اثر غیر مستقیم آموزش به تفکیک جنسیت پرداخته است اثر مستقیم آموزش از وارد کردن مستقیم متغیر آموزشی در تابع رشد اقتصادی و اثر غیر مستقم آن از طریق ورود آن در توابع نسبت سرمایه گذاری و نرخ باروری به دست می‌آید..

براساس نتایج این مطالعه افزایش متوسط سالهای تحصیل مردان و زنان بر حسب هر چهار مقطع ابتدایی،راهنمایی،متوسطه و دانشگاه در چارچوب ساختار فعلی آموزش رابطه معنا داری با رشد اقتصادی کشور ندارد و به طور کلی آموزش اثر محدودی را در تحولات نرخ رشد اقتصادی ایران در طول سالهای مورد بررسی داشته و سایر متغیرها که عمدتاً متاثر از ساختار نفتی ایران می‌باشند رشد اقتصادی را توضیح می‌دهند. یافته‌های تحقیق مؤید آن است که توسعه آموزش در اقتصاد ایران به طور عمده در پاسخگویی به تقاضای اجتماعی آموزش شکل گرفته و بر شاخص‌های اجتماعی مانند نرخ باروری اثر گذار بوده است در حالی که توسعه آموزش از کانال ایجاد مهارت‌های کیفی بر بخش واقعی اقتصاد اثر گذار نبوده و معنا دار نبودن رابطه آموزش و نرخ رشد اقتصادی از این کانال را می‌توان به توجه قالب به توسعه کمی آموزش و همچنین تحولات بخش واقعی اقتصاد به علل تنگنای ساختاری و نهادی از جذب کامل و مؤثر نیروی انسانی در بخش آموزش نسبت داد.

شهاب نفیسی در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن توزیع آموزشی به معنی میزان پراکندگی سالهای تحصیل در بین شاغلان می‌پردازد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که با وارد کردن متغیر ضریب جینی تحصیلات به عنوان شاخص متغیر توزیع تحصیلات، الگو به صورت قابل ملاحظه‌ای بهبود بخشیده،که این خود گویای این واقعیت است که در بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی بایستی توزیع آن را مد نظر قرار داد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که اثر توزیع آموزش بر رشد اقتصادی منفی است و این بدان معناست که پراکندگی آموزش بیش از مقدار بهینه است یعنی برای بهبود رشد اقتصادی باید پراکندگی تحصیلات را کاهش داد به عبارت دیگر بایستی به جای تمرکزبرروی آموزش عالی، بر روی مقاطع ابتدایی و راهنمایی تاکید کرد.

خدیجه سفیری در تحقیقی که در شهر اصفهان بر روی وضعیت اشتغال، درآمد، فراغت و رضایت شغلی زنان انجام داده است به این نتیجه رسیده است که رضایت شغلی در مشاغل امور اداری، دفتری، بازرگانی، فروشندگی مدیریت و سرپرستی و مشاغل آموزشی، فرهنگی بالاتر از میانگین است و در گروه بهداشتی و درمانی زیر

میانگین است. ایشان اظهار می‌دارد با وجودی‌که این گروه مناسب بانوان تشخیص داده شده و حتی در بعضی رشته‌ها مثل مامایی یا پرستاری مزایایی جهت پذیرش دانشگاه‌ها برای زنان قرار داده شده است، میزان رضایت دارای حداقل می‌باشد. همچنین خانم سفیری معتقد است که اشتغال زنان بر روی مناسبات خانوادگی تاثیر منفی دارد.

٤- روش تحقیق

روش تحقیق مورد استفاده در این مطالعه به صورت علی- مقایسه ای می‌باشد. روش گردآوری داده‌ها و اطلاعات لازم در این مقاله کتابخانه‌ای است و برای به دست آوردن داده‌ها و آمار مورد نیاز از نشریات اقتصادی و آماری بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور استفاده شده است. جامعه آماری در این تحقیق کشور ایران بوده و داده‌های مورد استفاده به صورت سری زمانی از سال ۱۳۸۵-۱۳٤٥ می‌باشند.

قبل از پرداختن به متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، به بررسی شاخص‌هایی از آموزش که مورد استفاده واقع شده‌اند خواهیم پرداخت. شاخص‌های مورد استفاده در این قسمت به فراخور موضوع انتخاب شده‌اند و به معنی این نیستند که در زمینه شاخص‌های آموزش فقط این موارد وجود دارند، بلکه شاخص‌های متعددی وجود دارند که ما در این قسمت به دو دلیل از آوردن آنها خودداری می‌کنیم. اولاً به دلیل عدم نیاز به آنها در این مطالعه، ثانیاً به دلیل اینکه این شاخص‌ها در کتابهای مربوط به آموزش و اقتصاد آموزش به طور جامع آورده شده اند.

شاخص‌های آماری برخورداری تحصیلی: بسیاری از مدلهای نظری رشد اقتصادی تاکید بر نقش سرمایه انسانی در فرایند رشد دارند که از جمله آنها می‌توان به مدل‌های لوکاس[1]، بکر[2]، مولیگیان[3] و سالای مارتین[4] اشاره نمود. در این مدل‌ها برخورداری

1-Lucas
2-Becker
3-Mulligan
4-Ssala-i-Martin

تحصیلی[1] به عنوان جنبه آموزشی سرمایه انسانی می‌باشد که مهمترین جزء آن نیز قلمداد می‌شود. از سوی دیگر مطالعات تجربی رشد که در قالب مدل‌های مقطعی در رابطه با تعداد زیادی از کشورها تخمین زده شده است، همانند مطالعات رومر، بارو، کلاسن از شاخصی تحت عنوان متوسط سالهای تحصیل برای بیان برخوداری تحصیلی استفاده می‌کنند.

مطالعات تجربی حکایت از آن دارد که شاخص‌های متعددی برای بیان برخوداری تحصیلی مورد استفاده قرار می‌گیرند. نرخ ثبت نام، نرخ باسوادی، تعداد متخصصان، مهندسان و تکنسین‌ها، هزینه‌های آموزشی و متوسط سالهای تحصیلی متداولترین شاخص‌های به کار گرفته شده می‌باشند که در ادامه ضمن معرفی آنها به بیان نقاط ضعف و قوت هر یک در بیان برخوداری تحصیلی سرمایه انسانی می‌پردازیم.

نرخ ثبت نام: آمار تعداد ثبت نام شدگان برای سطوح مختلف تحصیلات ابتدایی، راهنمایی، دبیرستان و دانشگاه در کشور وجود دارد. نرخ ثبت نام ناخالص[2] تعداد دانش آموزان در هر پایه را به گروه سنی خاص آن پایه تقسیم می‌کند. نرخ ثبت نام خالص[3] تنها در بر گیرنده دانش آموزان ثبت نام شده مربوط به گروه سنی خاص آن پایه می‌باشد. به عنوان مثال با توجه به اینکه کودکان تحصیلات ابتدایی را در ٦ سالگی آغاز کرده و تحصیلات ابتدایی شامل ٥ پایه می‌باشد. نرخ‌های ثبت نام خالص و نا خالص به این صورت است که نرخ ثبت ناخالص از تقسیم کل ثبت نام کنندگان دوره ابتدایی به کل جمعیت ٦ تا ١٠ ساله بدست می‌آید و نرخ ثبت نام خالص از تقسیم کل ثبت نام کنندگان ابتدایی ٦ تا ١٠ ساله به کل جمعیت ٦ تا ١٠ ساله بدست می‌آید. بنا براین نرخ ثبت نام خالص بین صفر و یک بوده و این در حالی است که نرخ ثبت نام ناخالص می‌تواند بزرگتر از یک باشد. علی رغم اینکه نرخ ثبت نام خاالص برای اندازه گیری تجمع برخورداری تحصیلی مناسب تر می‌باشد؛ اما غالباً نرخ ثبت نام ناخالص در دسترس است و نرخ ثبت نام ناخالص به ندرت محاسبه می‌شود.

1-Educational Attainment
2-Gross Enrollment Ratio
3Net Enrollment Ratio

نرخ‌های ثبت نام نقص‌هایی را برای انـدازه گیـری برخـورداری تحـصیلی سـرمایه انسانی دارند؛ اول این که نرخ‌های ثبت نام جریان های جاری آموزشی را اندازه گیـری می‌کنند و تجمع این جریان‌هـا ایجـاد کننـده سـطوح برخـورداری تحـصیلی در آینـده می‌باشندو به علت آنکه فرایند آموزشی سال‌های زیادی را در بر می‌گیرد شکاف زمـانی موجود بین جریان‌ها و سطوح زیاد می‌باشد.

حتی اگر شکاف موجود به صورت صحیحی مد نظر قرار گیرد با وجود این نیازمند به متغیری هست که بتواند سطح تحصیل جمعیت مورد نظر را مشخص سازد. خطاهای دیگر به علت بروز مرگ و میر، پدیده مهاجرت و عدم دستیابی بـه نرخهـای ثبـت نـام خالص نیز شایان توجه هستنند. نرخ‌های ثبت نام- خالص نیز متأثر از خطاهایی هستنند که به علت تکرار سال‌های تحصیلی و ترک تحصیل به وجود می‌آیند.

از سویی دیگر نرخ‌های ثبت نام اریبی به سمت بالا دارند، زیرا داده‌های آن مربـوط به افراد ثبت نام کرده در ابتدای سال تحصیلی بوده و حال آنکـه تعـداد دانـش آمـوزان شرکت کننده در کلاس می‌تواند کوچکترازآن باشد، این مشکل به خـصوص در رابطـه با کشورهایی است که دولت والدینی که فرزندان خود را در مدارس ثبت نام نمـی‌کنـد جریمه می‌نماید.

نرخ باسوادی: رایج ترین تعریف برای نرخ باسوادی، تعـداد افـراد باسـواد بـه کـل جمعیت ٦ ساله و بالاتر است.

یکی از ویژگی‌های نرخ باسوادی آن است که شاخصی از بُعد سـطح بـرای سـرمایه انسانی می‌باشد. از آنجا که نرخ باسوادی با انجام سر شماری قابل محاسـبه اسـت. لـذا محاسبه آن در فاصله‌های زمانی بلند مدت صورت می‌گیرد.

مشکل اساسی در ارتباط با نرخ باسوادی آن است که تنها گویای گام اول در مـسیر تشکیل برخورداری تحصیلی سرمایه انسانی می‌باشد، و سـایر جنبـه‌هـای برخـورداری تحصیلی را که در بهره وری نیروی کار مؤثرنـد و شـامل: مهـارت، ریاضـی، اسـتدلال تحلیلی و منطقی و دانش‌هـای گونـاگون فنـی مـی‌شـود در محاسـبه آن نادیـده گرفتـه می‌شود، اگرنرخ باسوادی برای اندازه گیری سطح برخورداری تحصیلی مـورد اسـتفاده قرار گیرد،آنگاه فرض ضمنی آن است که آموزشهای صورت پذیرفته بعد از اولین سطح

تحصیل به صورت معنی داری منجر به بهره وری نمی‌گردد.

تعداد متخصصان،مهندسان،تکنسین‌ها و....: به کار گیری چنین شاخص‌هایی در مطالعاتی که کل جمعیت را در بر می‌گیرد این نقص عمده را دارد که تنها به برخورداری تحصیلی قسمت کوچکی از جمعیت توجه دارد و از قبل برخوردای تحصیلی سایر اقشار جمعیت را بی اهمیت فرض کرده است و یا به عبارتی فرض ضمنی آن است که تحصیلات آنها، منجر به برخورداری تحصیلی نگردیده است. بیان این نکته نیز ضروری است که جمع آوری داده‌های این دسته از شاخص‌ها تنها با انجام سر شماری مقدور است.

هزینه‌های آموزشی: هزینه‌های صرف شده آموزشی در هر سال فقط گویای قسمتی از تغییر در هزینه‌های آموزشی کل جمعیت بوده و یک متغیر جریان است. مادامی که به دنبال معادل هزینه‌ای برای برخوداری تحصیلی جمعیت هستیم می‌بایست عددی استخراج کنیم به نحوی که به ما بگوید: جمعیت مورد نظردر یک سال خاص برای دست یابی به برخورداری تحصیلی خود به چه میزان هزینه نموده است؟ ذکر این نکته ضروری است که این شاخص جدا از هزینه‌های صرف شده از سوی دولت، هزینه‌های خصوصی در امر آموزش را نیز باید پوشش دهد. از سوی دیگر درصد بالایی از هزینه‌های آموزشی در هر سال به صورت هزینه‌هایی می‌باشند که بیشتر از یکسال از آنها بهره برداری می‌شود و از جمله آنها می‌توان هزینه احداث ساختمان و یا وسایل آموزشی بادوام را نام برد. به نظر می‌رسد دست یابی به چنین متغیری برای بیان هزینه‌های برخورداری تحصیلی مطلوب بوده و یک متغیر انباره یا موجودی می‌باشد. اما آشکار است که محاسبه چنین کمیتی نیازمند به غنای بالا در منابع آماری برای سالهای متوالی است تا آنکه ما را قادر سازد هزینه‌های آموزشی هر سال را تفکیک کرده و بعد از تعدیل آنها با شاخص‌های قیمت مناسب به صورت تجمعی ارزش ریالی(پولی) برخورداری تحصیلی را محاسبه نمایم.

متوسط سالهای تحصیلی: متوسط سالهای تحصیلی زیر مجموعه معینی از جمعیت را بیان می‌دارد که اگر یک فرد را از زیر مجموعه جمعیتی معینی انتخاب کنیم، به طور متوسط شمار سالهای تحصیل وی چند سال می‌باشد؟ این زیر مجموعه جمعیتی

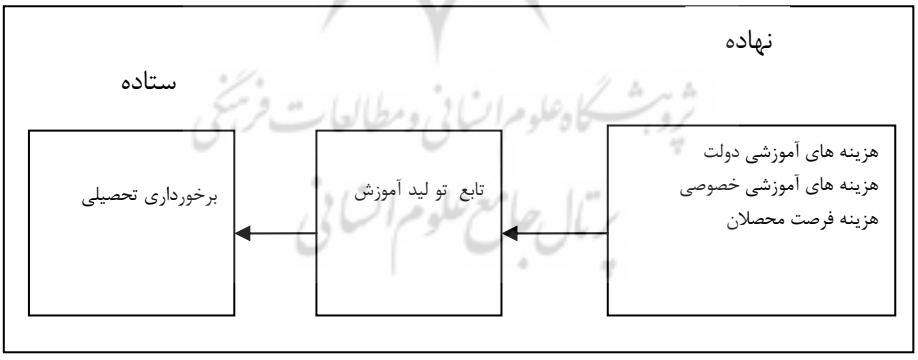
می‌تواند با توجه به موضوع مورد مطالعه نیروی کار، جمعیت ۱۵ یا ۲۵ ساله و بالاتر و... باشد. به صورت ساده می‌توان بیان متوسط سالهای تحصیل از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$AYS_t = \sum_j YR_j HS_{jt}$$

که در آن AYS_t متوسط سال‌های تحصیل در سال t، YR_j شمار سال‌های تحصیل برای اتمام پایه j و HS_{jt} کسری از جمعیت است که برای آنها j، بالاترین سطح تحصیل کسب شده در سال t، می‌باشد.

متوسط سال‌های تحصیل خود دارای فرایند تولیدی به صورت نمودار۱ می‌باشد. نهاده‌های تولیدی می‌تو انند به صورت کالاهای سرمایه ای، واسطه‌ای و مواد اولیه باشند که فراهم ساختن آنها هزینه‌های آموزشی دولتی، خصوصی و همچنین هزینه فرصت افرادی که تحصیل می‌کنند را طلب می‌کند. برای اولین بار که یک دانش آموز وارد این فرایند تولید می‌گردد به صورت کالای (ماده) اولیه است بعد از پایان موفقیت آمیز این مرحله در صورت ادامه تحصیل در فرایند تولید بعدی به عنوان کالای واسطه قلمداد می‌گردد.

نمودار۱: فرایند تو لید متوسط سالهای تحصیل



۵- نتایج تجربی

در بررسی حاضر، آزمون پایایی متغیرهای الگو به وسیلهٔ آزمون متداول دیکی فولر تعمیم یافته انجام می‌شود. بدین منظور برای هر یک از متغیرها ابتدا آزمون ریشه واحد

دیکی فولر تعمیم یافته در سطح متغیر صورت می‌گیرد. از آن جایی که مقدار دیکی فولر تعمیم یافته در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۲/۹٤ است، بنابراین با توجه به نتایج نشان داده شده در جدول (۱) غیر از متغیرهای EMPF و تولید ناخالص داخلی(GDP) بقیه متغیرها در سطح پایا هستند در مرحلهٔ بعد، آزمون پایایی برای مقادیر تفاضل اول متغیرهای سری زمانی الگو انجام شده است. از آن جایی که مقدار بحرانی دیکی- فولر تعمیم یافته در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۲/۹٤ است نتایج مربوط به این آزمون برای کلیه متغیرهای مدل در جدول (۲) آورده شده است. با توجه به نتایج آزمون تمام متغیرها در تفاضل مرتبه اول پایا می‌باشند

جدول۱: بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	g	LFG	KG	GED	GRED	EMPF	GDP
آماره	-۳/۳۰	-۳/٦٥	-٤/۰۳	-۳/۹٤	-٦/٦۰	-۱/۷۳	-۲/۳۸

جدول۲: پایایی تفاضل اول متغیرها بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	dEMPF	dGDP
آماره	-٦/۱۱	-۳/٤٤

برای اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون و همجمع بودن متغیرهای الگو از آزمون انگل- گرنجر استفاده شده است در این آزمون پایا بودن جمله پسماند نشانگر وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل می‌باشد و عدم پایایی جمله پسماند حکایت از عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای موجود در مدل دارد. با توجه به آماره ضریب جمله پسماند، پایایی جمله پسماند تأیید می‌شود که نشان دهنده کاذب نبودن رابطه رگرسیونی برآورد شده است.

جدول۳: بررسی پایایی جمله پسماند

متغیر	error
آماره	-٦/۰۲

همان طوری که در قسمت مربوط به معرفی مدل و متغیرها آورده شد، متغیرهای دیگری که در مدل مورد استفاده قرار گرفته اند، نسبت نیروی کار زنان شاغل به کل شاغلین بالای ۱۵ سال، متوسط سالهای تحصیل افراد بالای ۱۵ سال(EMPF) و نسبت متوسط کل سالهای تحصیل زنان به مردان بالای ۱۵ سال(RED) می‌باشند.داده‌های مربوبط به این متغیرها که به صورت برآوردی می‌باشد از سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور استخراج شده است، هم چنین از آن جایی که داده‌های مربوط به آموزش و نابرابری جنسیتی در آموزش در ایران به طور رسمی توسط هیچ نهاد یا ارگانی ثبت نمی‌شود یا وجود ندارد، لذا بایستی آن را برآورد کرد که در این تحقیق از داده‌های برآوردی مجتبی یوسفی استفاده شده است، روش ایشان در برآورد متوسط سالهای تحصیل بر اساس برآورد کار بارو می‌باشد. اما نکته‌ای که در اینجا در مورد اثرگذاری آموزش وجود دارد این است که آموزش تاثیر خودش را با وقفه بر رشد اقتصادی می‌گذارد، پس از امتحان کردن وقفه‌های بهینه در مدل، بهترین وقفه برای این متغیر وقفه چهار در نظر گرفته شد. این امر بدین مفهوم است که ورود یک فرد به مدرسه (تحصیلات رسمی) بعد از چهار سال اثرات خودش را بر رشد اقتصادی می‌گذارد. چرا که اولاً در هنگام ورود افراد به آموزش مساله عدم ورود نیروی کار به بازار کار مطرح می‌شود که خود تاثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد، ثانیاً توجه به این مساله است که اثرگذاری آموزش در اقتصاد ایران حداقل نیازمند یک دوره چهار ساله تحصیل است.

دو متغیر دیگر که وارد مدل شده‌اند متغیرهای مجازی هستند. هدف از آوردن این دو متغیر این است که از مشکل شکست ساختاری احتمالی موجود در اقتصاد ایران ممانعت به عمل آورد، به طوری که با آوردن این متغیرها هم قدرت توضیح دهندگی مدل هم بالا رفته است. این دو متغیر عبارتند از: انقلاب سال ۱۳۵۷ (D57) که مقدار آن برای سالهای قبل از انقلاب صفر و برای سالهای بعد از انقلاب یک می‌باشد و دیگری متغیر مجازی سالهای جنگ ایران و عراق(WAR)که مقدار آن برای سالهای جنگ یک و برای بقیه سالها مقدار صفر می‌باشد. بعد از برازش مدل اخیر و انجام تست‌های مختلف از جمله ناهمسانی واریانس، هم خطی، نرمال بودن جمله اختلال، خودهمبستگی و پایداری مدل که در قسمت ضمیمه آورده شده اند، مدل زیر برآورد

شده است.

g=0.22+.12KG(-1)+2.58LFG+1.17EMPF-79GDP(-1)+.49GED(-4)+.22GRED(-4)-.08D57-.05WA

std.	.07	.04	.62	.45	.10	.23	.10	.02	.02
t-st	2.9	2.8	4.1	2.5	7.8	2.1	2.1	3.7	2.26

$R^2 = .83$ N = 2.03 F = 14.67

آنچه که در فوق به عنوان نتایج حاصل از برازش مدل آورده شده است. دربردارنده ضرایب متغیرها در سطر اول، مقدار خطای معیار ضرایب متغیرها در سطر دوم، آماره مربوط به آزمون معنی دار بودن هر کدام از ضرایب در سطر سوم و نهایتاً یک سری ویژگی‌های آماری در هنگام برآورد مدل است(سطر چهارم) که در ادامه به توضیح در مورد هرکدام از آنها خواهیم پرداخت.

نتایج نشان می‌دهد رشد نیروی کار و رشد موجودی سرمایه با یک وقفه تاخیر همان طور که در ادبیات نظری هم انتظار می‌رود، بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت می‌گذارند. اما نکته‌ای که در این جا وجود دارد این است که رشد نیروی کار در اقتصاد ایران تاثیر به مراتب بزرگتری نسبت به رشد موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت. به طوری که ضریب نرخ رشد موجودی سرمایه با یک وقفه تاخیر،۱۲صدم می‌باشد و میزان آماره معنی دار بودن این ضریب ۲/۸٦ می‌باشد، که نشان از غیر صفر بودن این ضریب می‌باشد. به عبارت دیگر بر طبق آماره t مربوط به این ضریب نمی‌توان برابر صفر بودن آنرا از نظر آماری تایید کرد. همچنین ضریب نرخ رشد نیروی کار ۲/۵۸ می‌باشد و میزان آماره معنی دار بودن این ضریب ۱۹/ ٤ می‌باشد، که بیانگر غیر صفر بودن یا معنی داری این ضریب می‌باشد.

همچنین ضرایب مربوط به متغیرهای مجازی انقلاب ۱۳۵۷ و جنگ ایران و عراق منفی و معنی دار می‌باشد، که مفهوم آن تاثیر منفی این دو متغیر بر رشد اقتصادی است. ضریب مربوط به انقلاب ۱۳۵۷، (۰۷ /.)- و جنگ ایران و عراق (۰٤ /.)- می‌باشد. علامت این ضرایب، مورد انتظار محقق هم می‌باشد چرا که در انقلاب ۱۳۵۷ و در جنگ ایران و عراق به دلیل از بین رفتن و تخریب ساختارها و تحریم اقتصادی در دوران جنگ ایران و عراق منابع بالقوه رشد اقتصادی کشور تضعیف شدند.ضریب مربوط به تولید ناخالص داخلی با یک وقفه تاخیر همان طور که انتظار می‌رفت، منفی و

معنی دار می‌باشد، به طوری که مقدار آن ضریب (۷۹)- می‌باشد. تفسیر این علامت منفی این است که هرچه میزان تولید ناخالص سرانه سال قبل بیشتر باشد، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سال بعد کمتر است. لازم به توضیح است که این متغیر در طی دوره مورد بررسی این چنین برآورد شده است و بدین مفهوم نیست که همواره و برای تک تک سالها این رابطه صادق است که اگر میزان تولید ناخالص سرانه در سال جاری بیشتر باشد، رشد تولید ناخالص داخلی مربوط به سال بعد قطعاً کمتر از سال جاری خواهد بود، چرا که ممکن است افزایش تولید ناخالص داخلی در سال جاری به دلیل ایجاد زیرساختها و زیربناهایی باشد که مقدمات رشد را برای سال آتی و سالهای بعد آز آن فراهم آورد.

بعد از این متغیرها و تفسیر ضرایب مربوط به آنها به همراه سطح معنی داری آنها در این قسمت به سایر ضرایب موجود در مدل که قسمت اصلی این تحقیق هستند و فرضیه‌های تحقیق بر پایه آنها شکل گرفته است، می‌پردازیم. اولین متغیری که به آن پرداخته می‌شود،نرخ رشد نسبت متوسط سالهای تحصیل زنان به مردان (GRED(-4) است، ضریب مربوط به این متغیر ۲۲/. می‌باشد و آن به این مفهوم است که با فرض ثابت بودن سایر عوامل، رشد نسبت تحصیلات زنان به مردان در چهار دوره بعدی اثر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی به اندازه (۲۲/.) می‌گذارد. به عبارت دیگر یک در صد افزایش در رشد متوسط سالهای تحصیل زنان نسبت به مردان در اقتصاد ایران منجر به یک افزایش(۲۲/.) درصدی در رشد اقتصادی در چهار سال بعد می‌شود. بنابراین این فرضیه که رشد نسبت متوسط تحصیل زنان به مردان تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد را نمی‌توان رد نمود. بنابراین می‌توان این چنین مطرح کرد که افزایش نابرابری جنسیتی در آموزش تاثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

ضریب مربوط به نسبت نیروی کار زنان شاغل به کل شاغلین بالای ۱۵ سال(EMPF) متغیر ۱/۱۶ می‌باشد و بیانگر آن است که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، با افزایش سهم اشتغال زنان در کل اشتغال در هر دوره، رشد اقتصادی به میزان (۱/۱۶)رشد می‌کند. به عبارت دیگر یک در صد افزایش در نسبت اشتغال زنان به کل اشتغال در اقتصاد ایران منجر به یک افزایش(۱/۱۶) درصدی در رشد اقتصادی در همان

سال می‌شود. بنابراین این فرضیه که افزایش نسبت اشتغال زنـان در کـل اشـتغال تـاثیر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی دارد را نمی‌توان رد نمود.

آخرین متغیر مربوط به مدل متوسط سالهای تحصیل افراد بـالای ۱۵ سـال بـا یـک وقفه چهار ساله((٤-)GED) می‌باشد. این متغیر در صدد است که تاثیر آمـوزش را در حالت کلی اعم از آموزش مردان و زنان در ایران را بـر رشـد اقتـصادی در دوره مـورد بررسی بسنجد. به طوری که بر اساس ضریب مربوط به این متغیر به هر میزان متوسـط سالهای تحصیل که یک پروکسی برای آموزش می‌باشد، افزایش یابد، رشد اقتصادی در کشور افزایش می‌یابد. به طوری که یک در صد افزایش در نرخ رشد متوسـط سـالهای تحصیل افراد بالای ۱۵ سال با یک وقفه چهار ساله به اندازه (٤٨/.)رشد اقتصادی کشور را افزایش می‌دهد. با توجه به معنی دار بودن ضریب متغیر مربوط بـه متوسـط سـالهای تحصیل، این فرضیه که آموزش تاثیر مثبت و معنی داری بـر رشـد اقتـصادی در ایـران دارد، را نمی‌توان رد نمود.

٦- نتیجه گیری

در این مقاله ضمن بررسی نقشی که نیروی انسانی بر رشد و توسعه اقتصادی دارد ایـن موضوع مورد بررسی قرار گرفت که نابرابری جنسیتی چه اثری بر رشد اقتـصادی دارد. جامعه آماری تحقیـق کـشور ایـران و دوره زمـانی مـورد بررسـی ۱۳۸۵-۱۳٤٥(ه.ش) انتخاب شده است. نابرابری جنسیتی به صورت نابرابری در آموزش و اشـتغال در نظـر گرفته شد، به همین دلیل در این تحقیق سه سوال یا به عبارت دیگر سـه فرضـیه مـورد بررسی قرار گرفتند، که عبارتند از: آموزش تاثیر مثبت و معنی داری بر رشـد اقتـصادی دارد، نابرابری جنسیتی در آموزش، تاثیر منفی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گـذارد و نهایتـاً این که نابرابری جنسیتی در اشتغال، تاثیر منفی بر رشد نرخ اقتصادی می‌گذارد.

جهت بررسی فرضیه‌های مطرح شده ضمن معرفی و تبیین مدل با توجه به مطالعات تجربی صورت گرفته، شاخص‌های مختلفی برای آموزش و نابرابری آموزش و اشـتغال معرفی گردیدند. متغیرهای که برای بررسی این فرضیه‌ها به ترتیب مـورد اسـتفاده قـرار گرفتند عبارت بودند از : متوسط سالهای تحصیل افـراد بـالای ۱۵ سـال، متوسـط کـل

سالهای تحصیل زنان به مردان بالای ۱۵ سال و نهایتاً نسبت نیروی کار زنان شاغل به کل شاغلین بالای ۱۵ سال.

در ادامه کار ضمن بررسی پایایی متغیرها و انجام آزمونهای مربوط به خود همبستگی، ناهمسانی واریانس، همخطی و کاذب نبودن رگرسیون مدل نهایی مورد برازش قرار گرفت که بر اساس ضرایب برآوردی مربوط به متغیرهای موجود در مدل آموزش تاثیر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی در ایران دارد، رشد نسبت متوسط تحصیل زنان به مردان تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و و نهایتاً اینکه افزایش نسبت اشتغال زنان در کل اشتغال تاثیر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی دارد.

براساس نتایج بدست آمده دراین تحقیق می‌توان این چنین مطرح کرد که کاهش نابرابری جنسیتی موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌شود، کاهش نابرابری جنسیتی در اشتغال موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین تلاش در جهت کاهش این نابرابری و یا به عبارت دیگر افزایش مشارکت زنان در فعالیت‌های اقتصادی به معنی دست یابی به رشد اقتصادی بالاتر خواهد بود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و ماخذ:

- افشاری زهرا(۱۳۸۰):"برنامه ریزی اقتصادی"، انتشارات سمت.
- آمارتیاسن (۱۳۸۱):"توسعه به مثابه آزادی"، ترجمه:دکتر وحید محمودی، انتشارات دستان.
- دیوید رومر (۱۳۸۳)،"اقتصاد کلان پیشرفته(جلد اول: نظریه رشد)"،ترجمه: مهدی تقوی،انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی،واحد علوم و تحقیقات
- سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۸): "اولین گزارش ملی توسعه انسانی".
- سفیری خدیجه(۱۳۷۳): "بررسی جنبه‌های کمی و کیفی اشتغال زنان و رابطه آن با توسعه اقتصادی"، پایان نامه دکتری جامعه شناسی، دانشگاه تربیت مدرس.
- شیبانی ابراهیم و زهرا افشاری (۱۳۸۰) :"تجزیه جنسیتی در بازار کار ایران"، فصلنامه پژوهش زنان، مرکز مطالعات زنان، شماره ۱.
- شیبانی ابراهیم و زهرا افشاری (۱۳۸۲) :" نابرابری جنسیتی و توسعه اقتصادی در ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ٦٢، بهار و تابستان.
- عظیمی(آرانی) حسین (۱۳۷۱):"مدارهای توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران"، تهران، نشر نی.
- عماد زاده مصطفی(۱۳۷۳):"مباحثی از اقتصاد آموزش و پرورش"، انتشارات جهاد دانشگاهی اصفهان.
- نوفرستی محمد(۱۳۷۸):"ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی"، محمد نوفرستی،مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- نیلی مسعود و نفیسی شهاب(۱۳۸٤):" رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تاکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار"،مجله پژوهشهای اقتصادی،شماره ۱۷.
- زنجانی زاده، هما(۱۳۷۰):" بررسی نظریات در باره نابرابری جنسیتی در بازار کار"، مجله دانشکده ادبیات مشهد، شماره ۱.
- یوسفی دیندارلو مجتبی(۱۳۸۲) :"بررسی تاثیر آموزش رسمی بر نرخ رشد اقتصادی در ایران"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.
- Abu-Ghaida, D. and S. Klasen. 2002. “The costs of missing the Millennium Development Goal on Gender Equity.” World Bank Working Paper.
- Baliamoune, Mina.2002. "Gender Inequality and Economic Development in Sub-Saharan Africa and Arab Countries" UNU/WIDER Discussion paper 91, World Institute for Development Economics Research, Helsinki: United Nations University
- Dollar, D. and R. Gatti. 1999. "Gender Inequality, Income, and Growth: Are Good Times good forWomen?" Mimeographed. Washington DC: The World Bank
- Klasen, Stephan (1999). “Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross-Country Regressions”. Policy Research Report on Gender andDevelopment Working Paper series, No. 7, Washington DC: World Bank
- Seguino, S. 1998. Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-Country Analysis.Mimeographed. University of Vermont.
- Solow, R. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics 70: 65-94

ضمایم

Dependent Variable: G
Method: Least Squares
Date: 01/22/07 Time: 19:11
Sample(adjusted): 1350 1385
Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.225607	0.075862	2.973909	0.0066
INV(-1)	0.115432	0.040330	2.862206	0.0086
LFG	2.581641	0.615119	4.196981	0.0003
EMPF	1.163805	0.450573	2.582943	0.0163
GDP(-1)	-79.03368	10.11732	-7.811722	0.0000
DLOG(ED(-4))	0.487215	0.231985	2.100198	0.0464
DLOG(RED)	0.220006	0.103677	2.122026	0.0444
D57	-0.079661	0.020981	-3.796842	0.0009
WAR	-0.049410	0.021817	-2.264715	0.0328

R-squared	0.830307	Mean dependent var	0.011652
Adjusted R-squared	0.773743	S.D. dependent var	0.077328
S.E. of regression	0.036782	Akaike info criterion	-3.540617
Sum squared resid	0.032470	Schwarz criterion	-3.132478
Log likelihood	67.42018	F-statistic	14.67901
Durbin-Watson stat	2.036352	Prob(F-statistic)	0.000000

Null Hypothesis: D(EMPF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.113664	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.632900	
	5% level	-2.948404	
	10% level	-2.612874	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(G) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.616097	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.632900	
	5% level	-2.948404	
	10% level	-2.612874	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.446952	0.0156
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: EMPF has a unit root
Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.735482	0.4054
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: G has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.300150	0.0223
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.389426	0.1517
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: GED has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.948577	0.0043
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: GRED has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.600250	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: INV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.035027	0.0035
Test critical values:	1% level	-3.626784	

	5% level	-2.945842
	10% level	-2.611531

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LFG has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.651194	0.0094
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی