

دوفصلنامه جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه، سال پنجم، بهار و تابستان ۱۳۹۵، صفحات ۶۱-۴۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۱۳

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۵/۰۶/۲۳

تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران

حسین پناهی^۱

بهزاد سلمانی^۲

سیدعلی آل‌عمران^۳

چکیده

با مروری بر وضعیت زنان در جهان و مقایسه آن با شرایط مردان، روشن می‌شود که زنان از نظر برخورداری از امکانات و مشارکت فعال در توسعه، از آسیب‌پذیرترین بخش‌های جمعیت هستند. نابرابری جنسیتی، قدرت سیاسی و اقتصادی زنان را محدود می‌سازد و این در حالی است که یکی از شاخص‌های مهم برای سنجش پیشرفت و توسعه هر کشور، وضعیت زنان آن کشور است. تبعیض جنسیتی می‌تواند در آموزش، درآمد، اشتغال و دسترسی به مناصب مدیریتی وجود داشته باشد. از این رو، هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران بوده و در آن، از روش جوهانسن - جوسیلیوس و در فاصله زمانی سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. از این رو با توجه به اهمیت نقش زنان در رشد و توسعه اقتصادی، پیشنهاد می‌شود که با اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت کاهش شکاف جنسیتی، گامی مؤثر در رسیدن به رشد اقتصادی برداشته شود.

واژگان کلیدی: نابرابری جنسیتی، آموزش، رشد اقتصادی، توسعه اقتصادی، شکاف جنسیتی.

JEL Classification: J16, D63, I24, O40

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) Email:panahi@tabrizu.ac.ir

۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز Email:behsalmani@gmail.com

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز Email:s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

مقدمه

در اوایل دهه هفتاد، مطالعات بسیاری در خصوص بررسی ارتباط بین جنسیت و توسعه اقتصادی انجام گرفته است. براین اساس، با مرور وضعیت زنان در جهان و مقایسه آن با شرایط مردان، روشن می‌شود که زنان از لحاظ برخورداری از امکانات و مشارکت فعال در توسعه، از آسیب‌پذیرترین بخش‌های جمعیت هستند. بر طبق یافته‌های جدید، نابرابری‌های جنسیتی عاملی مهم در شکل‌گیری شرایطی هستند که در آن، الزامات و محدودیت‌های اجتماعی، قوانین و هنجارهای اجتماعی و اخلاقی و آداب و رسوم تبعیض‌هایی را علیه زنان ایجاد می‌نمایند. چون موقعیت زنان در جامعه عمیقاً تحت تأثیر شرایط و سطوح توسعه در کشورها است، هرچه کشورها توسعه‌یافته‌تر باشند، شکاف بین توسعه‌یافتگی زنان و مردان کاهش می‌یابد. از این‌رو بهبود وضعیت زنان جزو الزامات اصلی در بهبود شاخص‌های توسعه در هر جامعه محسوب می‌شود. به عبارتی، بدون توجه به شرایط زنان، دستیابی به توسعه برای هیچ کشوری میسر نخواهد بود. با وجود این، آمارها نشان می‌دهد که هیچ جامعه‌ای با زنان رفتاری برابر مردان ندارد (خانی، ۱۳۸۹).

تبعیض جنسیتی به معنای نبود تساوی زنان و مردان در برخورداری از امکانات و فرصت‌ها است. عوامل مختلف فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی می‌تواند موجب بروز نابرابری جنسیتی شود. این نابرابری با محروم‌سازی زنان از فرصت‌ها و امکانات موجب تخصیص غیربهبینه منابع گردیده و بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. نابرابری جنسیتی، قدرت سیاسی و اقتصادی زنان را محدود می‌سازد و این در حالی است که یکی از شاخص‌های مهم برای سنجش پیشرفت و توسعه هر کشور، وضعیت زنان آن کشور است. تبعیض جنسیتی می‌تواند در آموزش، درآمد، اشتغال و دسترسی به مناصب مدیریتی وجود داشته باشد. تبعیض جنسیتی در آموزش به معنای نبود تساوی زنان و مردان در برخورداری از امکانات آموزشی است. عوامل مختلفی مانند فقر خانواده و ناتوانی در تأمین مالی هزینه‌ها، تعداد زیاد فرزندان، ازدواج زود هنگام دختران و نبود امکانات مناسب در مدارس می‌تواند موجب ترجیح آموزش پسران بر دختران شود. اقتصاددانان، آموزش را از عوامل اصلی در توانمندسازی زنان می‌دانند. تحصیلات زنان علاوه بر سلامت خودشان، بر سلامت، تحصیل و کاهش مرگ و

میر فرزندان نیز مؤثر است. حتی آموزش و توزیع برابر آن در کاهش فقر هم مؤثر است. یافته‌های پژوهش‌ها نشان می‌دهد در کشورهایی که شکاف جنسیتی کم‌تر است، رشد اقتصادی سریع‌تر بوده و فساد کم‌تری وجود دارد. از این‌رو، رفع تبعیض نه‌تنها به نفع زنان بلکه به نفع کل جامعه است و باید در سیاست‌گذاری کشورها به‌ویژه کشورهای در حال توسعه مورد توجه قرار گیرد (نیک‌پی طبری و علمی، ۱۳۹۳). بر این اساس و با توجه به اهمیت آموزش زنان و اثرات گسترده آن در جامعه، پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس^۱ و در فاصله زمانی سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ بوده است. پژوهش حاضر با طرح یک فرض کلی که نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد به بررسی نابرابری جنسیتی در آموزش در رشد اقتصادی جامعه ایران پرداخته است.

مبانی نظری

مشخصه‌های نظری و تجربی رشد اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. اما توجه به آثار تفاوت جنسیت بر رشد اقتصادی، موضوع نظریه‌های جدیدی است که امروزه با وارد نمودن مسائل انسانی در توسعه، مورد توجه خاص قرار گرفته است. در اوایل دهه ۱۹۶۰، با تلاش شولتز^۲ و دنیسون^۳، سرمایه انسانی در کنار سایر عوامل تولید مورد توجه قرار گرفت. از آن زمان تاکنون بررسی نقش سرمایه انسانی در پدیده‌های مختلف اقتصاد به ویژه در فرایند تولید و رشد اقتصادی مورد توجه پژوهشگران این علم قرار گرفته است. در ادبیات معاصر اقتصاد، آموزش یکی از ابعاد اساسی سرمایه انسانی بوده و در تابع تولید معمولاً با ضریب مثبت وارد می‌شود. سطوح پایین آموزش مردان یا زنان بیانگر سرمایه انسانی پایین‌تر است. لذا، آموزش زنان دارای اثر مستقیم بر درآمد یا رشد اقتصادی است. با فرض توزیع یکسان توانایی‌های ذاتی برای دختران و پسران و این‌که فرزندان با توانایی بیشتر، آموزش داده می‌شوند، نابرابری جنسیتی در آموزش به معنی فرصت بیشتر برای تحصیل پسران با

1- Johansen-Juselius

2- Schultz

3- Denison

استعداد کمتر نسبت به دختران است. در نتیجه، میانگین استعداد طبیعی فرزندان تحصیل کرده کم‌تر از زمانی خواهد بود که دختران و پسران فرصت‌های آموزشی برابر دارند. با فرض این که میزان سرمایه انسانی فرد نتیجه ترکیب ستعدادهای طبیعی و آموزش است، نابرابری جنسیتی در آموزش منجر به کاهش متوسط سرمایه انسانی در اقتصاد خواهد شد و در نتیجه رشد اقتصادی کند می‌شود (دلار و گاتی^۱، ۱۹۹۹).

کلاسن^۲ (۱۹۹۹) معتقد است این عامل همانند مالیات بر آموزش که منجر به عدم تخصیص منابع آموزشی و رشد اقتصادی پایین‌تر می‌شود، عمل می‌نماید. در واقع، مردانی که قابلیت‌ها و شایستگی‌های کم‌تری نسبت به زنان دارند، از نظر دسترسی به منابع اقتصادی در موقعیت بهتری قرار دارند. لذا بهره‌وری، انباشت سرمایه و پیشرفت فنی تحت تأثیر نابرابری جنسیتی است (فرن^۳، ۲۰۰۹). سرمایه انسانی بالاتر زنان، بازدهی بیشتر کار زنان و افزایش نرخ مشارکت آنها در بازار کار را در پی خواهد داشت. آموزش زنان می‌تواند توانایی آنان را برای خودگردانی اقتصادی؛ کنترل منابع و زندگی‌شان افزایش دهد. مادران تحصیل کرده عموماً پویاترند. آنان تحرک، پویایی و مشارکت در امور اجتماعی را از کودکی به فرزندان خود می‌آموزند و افرادی مسئول و متعهد تربیت می‌کنند (بالیامون لوتز^۴، ۲۰۰۷). شواهد تجربی متعدد نشان می‌دهد که در شرایط مساوی، افزایش سطح تحصیلات زنان بیش از افزایش میزان تحصیل مردان در سلامت، رشد تحصیلی و بهره‌وری آینده فرزندان تأثیر مثبت خواهد داشت. مادران نسبت به پدران تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری در آموزش فرزندان نشان می‌دهند. مادران تحصیل کرده از درایت و ظرفیت‌های بیشتری نسبت به پدران تحصیل کرده برخوردارند و در تولید سرمایه انسانی آتی فرزندان نقش موثرتری دارند (بلومبرگ^۵، ۱۹۸۸). تحصیلات بالاتر زنان به بهبود محیط فکری در خانه، نیروی انسانی مولدتر و رشد اقتصادی بالاتر منتهی می‌شود. سرمایه انسانی بالاتر حاصل از چنین فرایندهایی می‌تواند با ارتقای بهره‌وری نیروی کار، مستقیماً رشد اقتصادی را افزایش دهد.

1- Dollar & Gatti

2- Klasen

3- Ferrant

4- Balamoune-Lutz

5- Blumberg

نابرابری جنسیتی آموزشی علاوه بر تأثیر مستقیم؛ از طریق اثرات جمعیتی و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی دارای اثرات غیرمستقیمی است. آموزش زنان، افزایش سن ازدواج و کاهش نرخ باروری را در پی دارد. نرخ باروری از چندین طریق بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است:

الف) نرخ باروری پایین‌تر با کاهش رشد جمعیت، امکان سرمایه‌گذاری به منظور تعمیق سرمایه (افزایش سرمایه سرانه کارگر) به جای گسترش سرمایه (مجهز نمودن کارگران جدید به سرمایه) را فراهم ساخته و منجر به رونق رشد اقتصادی خواهد شد. ب) نرخ باروری پایین‌تر باعث کاهش بار تکفل، افزایش نرخ پس‌انداز و به تبع آن، افزایش درآمد خواهد شد. ج) زمانی که به واسطه رشد بالای جمعیت دوره قبل، نیروی کار افزایش می‌یابد، تقاضا برای سرمایه‌گذاری تجهیزات سرمایه‌ای و منابع حاشیه‌ای اجتماعی (از قبیل مسکن) افزایش می‌یابد. اگر تقاضای بالاتر سرمایه‌گذاری با افزایش پس‌انداز داخلی (در نتیجه کاهش بار تکفل)، افزایش جریان سرمایه، یا هر دو، همراه باشد، سرمایه‌گذاری توسعه‌یافته و رشد ارتقا می‌یابد. این اثر عمدتاً از طریق تأثیر رشد جمعیت بر سرمایه‌گذاری و تأثیر آن بر رشد اقتصادی عمل می‌نماید نه از طریق تأثیر مستقیم رشد جمعیت بر رشد اقتصادی. د) نرخ باروری پایین‌تر، برای یک دوره زمانی محدود، سهم جمعیت آماده به کار را از کل جمعیت افزایش خواهد داد. اگر همه رشد نیروی کار جذب بازار کار شود و اشتغال افزایش یابد، رشد سرانه افزایش خواهد یافت. بدین دلیل که عائله کم‌تری در دستمزد نیروی کار سهیم خواهند بود و متوسط درآمد سرانه رونق می‌یابد. دو اثر اخیر - از نظر بلوم و ویلیامسون^۱ به‌عنوان "هدیه جمعیت"^۲ تعبیر شده است - موقتی هستند زیرا بعد از چند دهه که رشد جمعیت آماده به کار تنزل و تعداد سالخوردگان افزایش می‌یابد، بار تکفل زیاد می‌شود. به نظر بلوم و ویلیامسون، این اثر موقتی کمک شایان توجهی به تسریع رشد اقتصادی آسیای شرقی و جنوب شرقی نموده است. بحث دیگر مربوط به رقابت‌پذیری بین‌المللی است. نیروی کار با بهره‌وری بالا - بهره‌وری حاصل از دسترسی برابر در بازار کار - سبب نرخ بالاتر سرمایه‌گذاری می‌شود. در ضمن، موانع اشتغال زنان در مشاغل رسمی منجر به افزایش هزینه کار و کاهش رقابت‌پذیری می‌شود. اگر زنان، آموزش لازم را برای مشارکت مؤثر در بخش‌های

1- Bloom & Williamson

2- Demographic Gift

رسمی داشته باشند، تبعیض جنسیتی دستمزد باعث افزایش سرمایه‌گذاری در صنایع صادرات‌گرا و استخدام بیش‌تر زنان می‌شود. لذا، کاهش نابرابری جنسیتی آموزشی، زمینه اشتغال زنان را فراهم نموده و باعث توسعه سرمایه‌گذاری و به تبع آن، رشد اقتصادی می‌شود (واعظ برزانی و حاتمی، ۱۳۸۹).

پیشینه پژوهش

دونون و دل‌پرو^۱ (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "برابری جنسیتی یا رشد اقتصادی؟ اثر کاهش شکاف جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)" به بررسی تأثیر شکاف جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که افزایش نسبت سطح تحصیلات زنان به مردان، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است.

کیم^۲ و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان "نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی در کره" به بررسی تأثیر نابرابری بر رشد اقتصادی در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان داده است که اگر نرخ مشارکت نیروی کار زنان از ۵۴/۴ درصد به ۶۷/۵ درصد افزایش یابد، رشد درآمد سرانه از ۳/۶ درصد به ۴/۱ درصد افزایش می‌یابد.

یوموساک^۳ و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان "تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی در ترکیه" به بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی در دوره زمانی ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج پژوهش، آموزش زنان از طریق کاهش باروری، موجب کاهش جمعیت کودکان شده و کاهش تعداد فرزندان باعث کاهش هزینه صرف شده برای آنان می‌شود و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. همچنین، با کاهش جمعیت فرزندان بار تکفل کاهش یافته و درآمد ملی سرانه افزایش می‌یابد.

1- Thevenon & Del Pero

2- Kim

3- Yumusak

پروایز^۱ و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با عنوان "نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی: تحلیل سری زمانی برای پاکستان" با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس به بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی در دوره زمانی ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حکایت از آن دارد که نابرابری جنسیتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد.

نیک‌پی طبری و علمی (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان "اثر تبعیض جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا" با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی اثر تبعیض جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی منتخبی از کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که نابرابری جنسیتی آموزشی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است.

آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان "سنجش اثرگذاری ارتقای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو اوپک" با استفاده از رهیافت پنل دیتا به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو اوپک در دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حکایت از آن دارد که سرمایه انسانی اثری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد.

آذربایجانی و مصطفایی (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان "اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای منتخب (۲۰۰۶-۱۹۹۳)" با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۶ پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که هرچه نابرابری جنسیتی در عرصه‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی نظیر حوزه‌های آموزش، سلامتی و اشتغال کم‌تر باشد، رشد اقتصادی پر شتاب‌تر و موثرتری شاهد خواهیم بود.

واعظ‌برزانی و حاتمی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر برابری جنسیتی آموزشی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه (۲۰۰۶-۲۰۰۰)" با استفاده از الگوی سیستم همزمان و روش رگرسیون به ظاهر نامربوط (SUR) به بررسی اثر مستقیم و

غیرمستقیم برابری جنسیتی آموزشی بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که برابری جنسیتی آموزشی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد.

پرتوی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان "بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی ایران" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که آموزش تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران داشته و به هر میزان نابرابری جنسیتی در بخش‌های آموزش و اشتغال کاهش یابد، نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

معرفی مدل اقتصادسنجی، پایگاه داده‌ها و روش تخمین پژوهش

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی در ایران و در فاصله زمانی سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ است. بر این اساس با استفاده از مدل به کاربرده شده توسط پروایز (۲۰۱۱) و در قالب رابطه زیر به بررسی این موضوع با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس پرداخته می‌شود.

$$GDPPG = \beta_1 + \beta_2 GENIN + \beta_3 OPEN + \beta_4 INVEST + U$$

که در آن:

GDPPG: رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳.

GENIN: نسبت نرخ ثبت نام ناخالص زنان به مردان در مقاطع ابتدایی و متوسطه، که افزایش این نسبت به‌عنوان کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش در نظر گرفته شده است.

OPEN: درجه بازبودن تجاری که به‌صورت مجموع صادرات و واردات واقعی (بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳) تقسیم بر تولید ناخالص داخلی واقعی (بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳) محاسبه شده است.

INVEST: نسبت تشکیل سرمایه ناخالص واقعی (بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳) بر تولید ناخالص داخلی واقعی (بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳).

U: جملات پسماند مدل.

همچنین، آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به کار رفته در پژوهش به صورت سری زمانی سالانه (۱۳۶۳-۱۳۹۲) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران و لوح فشرده WDI(2014) استخراج شده‌اند.

فرض کنیم مجموعه‌ای از g متغیر ($g \geq 2$) داریم که حداکثر $I(1)$ هستند و احتمال می‌رود هم‌انباشته باشند. یک سیستم VAR با k وقفه شامل متغیرهایی است که به صورت زیر باشد:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t$$

$g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times 1$

به منظور استفاده از آزمون جوهانسن، لازم است که سیستم VAR فوق به شکل مدل تصحیح خطای برداری^۲ (VECM) زیر درآید:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

که در آن:

$$\Pi = \left(\sum_{i=1}^k \beta_i \right) - I_g, \quad \Gamma_i = \left(\sum_{j=1}^i \beta_j \right) - I_g$$

VAR شامل g متغیر اولین تفاضل در سمت چپ و $k-1$ وقفه از تفاضلات متغیر وابسته در سمت راست است که به هر کدام ماتریس Γ ضمیمه شده است. در واقع آزمون جوهانسن می‌تواند از طول وقفه به کار رفته در VECM تأثیر بپذیرد. بنابراین، تعیین طول وقفه بهینه در این حالت امری ضروری است. آزمون جوهانسن، روی بررسی ماتریس Π تمرکز یافته است. Π می‌تواند به عنوان ماتریس ضرایب بلندمدت تعبیر شود، زیرا در حالت تعادل، تمام Δy_{t-i} ها برابر صفر خواهند بود و با قرار دادن ارزش مورد انتظار جملات خطای \hat{u}_t (یعنی صفر) در معادله، نتیجه می‌دهد $\Pi y_{t-k} = 0$. آزمون هم‌انباشتگی بین y ها، با بررسی رتبه

1- World Development Indicators

2- Vector Error Correction Model (VECM)

ماتریس Π در مقابل مقادیر ویژه آن محاسبه می‌شود. رتبه یک ماتریس برابر تعداد ریشه‌های غیرصفر معادله مشخصه (مقادیر ویژه) آن است. مقادیر ویژه که با λ_i نشان داده می‌شوند ریشه‌های معادله مشخصه هستند و به ترتیب $\lambda_g > \lambda_2 > \dots > \lambda_1$ چیده می‌شوند. مقدار ویژه λ_1 بزرگ‌ترین (یعنی نزدیک به یک) و λ_g کوچک‌ترین (یعنی نزدیک به صفر) است. اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، رتبه ماتریس Π به طور معناداری از صفر فاصله نخواهد داشت (بنابراین برای هر $i, \lambda_i \cong 0$). آماره آزمون، λ_i نیست بلکه $Ln(1 - \lambda_i)$ است، ولی باز هم نتایج یکسان خواهد بود زیرا اگر $\lambda_i = 0$ باشد، $Ln(1 - \lambda_i) = 0$ خواهد بود. حال فرض کنید رتبه Π برابر یک باشد، آن‌گاه مقدار $Ln(1 - \lambda_i)$ منفی خواهد بود و برای هر $i > 1$ $Ln(1 - \lambda_i) = 0$ می‌شود. اگر مقدار ویژه i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i > 1$ $Ln(1 - \lambda_i) < 0$ می‌شود. یعنی برای این که ماتریس Π رتبه یک داشته باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به صورت معناداری از صفر فاصله داشته باشد، در حالیکه سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به صورت معناداری از صفر اختلاف داشته باشند. در رویکرد جوهانسن، دو آماره آزمون وجود دارد که عبارتند از:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g Ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T Ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

که r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تحت فرضیه صفر و $\hat{\lambda}_i$ مقدار برآورد شده i امین مقدار ویژه (مرتب شده) از ماتریس Π است. در واقع هر چه $\hat{\lambda}_i$ بزرگ‌تر باشد، $Ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ منفی‌تر و بنابراین آماره آزمون منفی‌تر خواهد شد. هر مقدار ویژه به یک بردار هم‌انباشتگی^۱ متناسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به صورت معناداری از صفر اختلاف دارد، بیانگر یک بردار هم‌انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه صفر بیانگر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. این

آزمون با p مقدار ویژه شروع می‌کند و سپس پی در پی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود. وقتی برای تمام $i = 1, 2, \dots, g$ ، $\lambda_i = 0$ باشد، داریم $\lambda_{trace} = 0$.

λ_{max} آزمون جداگانه‌ای برای هر مقدار ویژه انجام می‌دهد. فرضیه صفر این آزمون برابری تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با r است و فرضیه مقابل این است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی $r+1$ باشد.

جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) برای دو آزمون مذکور، مقادیر بحرانی محاسبه نموده‌اند. توزیع آماره آزمون غیراستاندارد است و مقادیر بحرانی، به مقدار $r-g$ ، تعداد اجزای غیرپایا و این که آیا در هریک از معادلات جمله ثابت وجود دارد یا نه، بستگی دارد. عرض از مبداها می‌توانند در بردارهای هم‌انباشتگی حضور داشته باشند و یا به‌عنوان جمله اضافی در VAR لحاظ گردند. وجود جمله ثابت در VAR، معادل وجود یک روند در فرایند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است. اوستروالد و لنوم^۱ (۱۹۹۲) مجموعه کامل‌تری از مقادیر ویژه را برای آزمون جوهانسن فراهم آورده‌اند.

اگر آماره آزمون از مقادیر بحرانی جداول جوهانسن بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود r بردار هم‌انباشتگی را به‌نفع فرضیه مقابل مبنی بر وجود $r+1$ بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{trace}) یا بیشتر از r بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{max})، رد می‌کنیم. تحت فرضیه صفر، آزمون به‌صورت پی در پی برای $r = 0, 1, \dots, g-1$ انجام می‌شود به‌طوری‌که برای λ_{max} داریم:

$$\begin{array}{ll} H_0 : r = 0 & H_1 : 0 < r \leq g \\ H_0 : r = 1 & H_1 : 1 < r \leq g \\ H_0 : r = 2 & H_1 : 2 < r \leq g \\ \vdots & \vdots \\ H_0 : r = g-1 & H_1 : r = g \end{array}$$

در اولین مرحله آزمون، فرضیه صفر بیان‌گر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است (به این معنی که رتبه ماتریس Π صفر است). اگر این فرضیه صفر رد نشود، می‌توان نتیجه گرفت

که هیچ‌گونه بردار هم‌انباشتگی نداریم و آزمون به اتمام می‌رسد، در حالی که اگر فرضیه صفر $H_0: r = 0$ رد شود، فرضیه صفر جدید $H_0: r = 1$ در برابر فرضیه مقابل مبنی بر وجود تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی خواهد شد و به همین ترتیب ادامه خواهد یافت تا این که فرضیه صفر رد نگردد. بنابراین، مقدار Γ به صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی که فرضیه صفر دیگر رد نشود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

بررسی پایایی متغیرها

با توجه به بکارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این‌گونه داده‌ها رعایت شود، مقوله پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از این رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه واحد از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۱ استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 و به عبارتی وجود ریشه واحد، رد می‌شود. جدول (۱) آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای بکار رفته در مدل، قدرمطلق آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد مورد تأیید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرهای به‌کار رفته در مدل، قدرمطلق آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه اول و یا به عبارتی دیگر، $I(1)$ می‌باشند.

1- Augmented Dickey-Fuller Test

جدول (۱) بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح	تفاضل مرتبه اول
GDPPG	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪
GENIN	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪
OPEN	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪
INVEST	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	آماره دیکی- فولر تعمیم یافته
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪

ماخذ: یافته‌های پژوهش

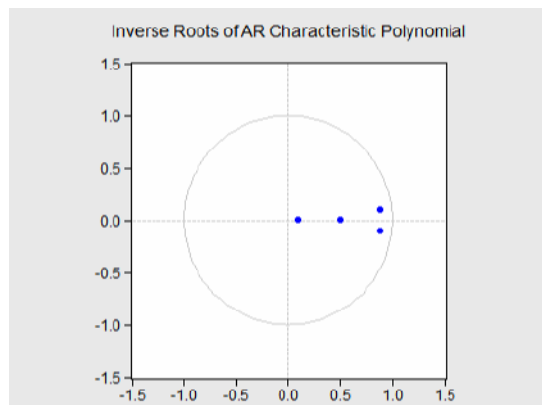
تعیین مرتبه بهینه مدل خودتوضیح برداری

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری^۱ است که در این بین به دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. چرا که تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید^۲ و در نتیجه ایستا یا $I(0)$ هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹). با توجه به کم‌تر بودن حجم مشاهدات از صد، از معیار شوارتز- بیزین برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده و وقفه یک به عنوان وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری انتخاب شده است. همچنین نمودار (۱)، معکوس ریشه‌های مدل VAR تخمین زده شده در وقفه یک را نشان می‌دهد. همان‌طور در نمودار مذکور مشاهده می‌شود؛

1- Vector Autoregressive Model (VAR)

2- White noise

معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زده شده و انتخاب مناسب وقفه یک به عنوان وقفه بهینه دارد.



نمودار (۱) معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای‌های AR

تعیین تعداد بردارهای همگرایی و استخراج رابطه بلندمدت

باتوجه به این که متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی در تفاضل مرتبه اول پایا می‌باشند، می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه بهینه یک، به عنوان وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری و با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر^۱ و حداکثر مقادیر ویژه^۲، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جداول (۲ و ۳) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جداول (۲ و ۳) ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آماره آزمون ماتریس اثر، وجود چهار بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده و بر اساس نتایج مربوط به آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز، چهار بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که چهار بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

1- Trace Matrix

2- Maximum Eigen Value

جدول (۲) نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

ارزش احتمال در سطح ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	فرضیه صفر فرضیه مقابل	فرضیه صفر فرضیه مقابل
۰/۰۰۰۰	۴۷/۸۵	۱۰۷/۳۱	$r \geq 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۰۰	۲۹/۷۹	۵۶/۸۸	$r \geq 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۰۸	۱۵/۴۹	۲۶/۲۳	$r \geq 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۰۳۹	۳/۸۴	۸/۳۳	$r \geq 4$	$r \leq 3^*$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

ارزش احتمال در سطح ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	فرضیه صفر فرضیه مقابل	فرضیه صفر فرضیه مقابل
۰/۰۰۰۰	۲۷/۵۸	۵۰/۴۲	$r = 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۱۷	۲۱/۱۳	۳۰/۶۵	$r = 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۱۲۷	۱۴/۲۶	۱۷/۸۹	$r = 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۰۳۹	۳/۸۴	۸/۳۳	$r = 4$	$r \leq 3^*$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، مطابق رابطه (۲)، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینه انتخاب شده ملاحظه می‌شود، علامت ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند.

$$GDPPG = -0.52 + 0.22GENIN + 0.14OPEN + 0.82INVEST \quad (2)$$

$t=2.70$ $t=4.90$ $t=6.48$

بر اساس رابطه (۲) می‌توان نتیجه گرفت که در بلندمدت، کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش، باز بودن تجاری و سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارند. در مرحله بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۴.

نشان داده شده است. با توجه به جدول ۴. ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا $\{ECM(-1)\}$ ، معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر رقم $0/75-$ به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره به مقدار $0/75$ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول (۴) الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ECM(-1)	-0/7507	0/2735	-2/7443

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران است. از این رو با استفاده از روش جوهانسن - جوسیلیوس به بررسی این موضوع در فاصله زمانی سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ پرداخته شد. بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش، کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش، بازبودن تجاری و سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارند. در راستای تأثیر مثبت کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی می‌توان بیان نمود که کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش، به صورت مستقیم موجب افزایش سرمایه انسانی زنان و در نتیجه افزایش متوسط سرمایه انسانی در اقتصاد و به دنبال آن سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار شده، که پیامد آن نیز افزایش رشد اقتصادی بوده و همچنین، افزایش بازدهی کار زنان و نرخ مشارکت آنها در بازار کار نیز باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین، همان‌طور که در مبانی نظری پژوهش نیز مرور شد، کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش، به صورت غیرمستقیم نیز از طریق اثرات جمعیتی و سرمایه‌گذاری باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. این نتایج، تأییدی بر مطالعات دونون و دل‌پرو (۲۰۱۵)، کیم و همکاران (۲۰۱۴)، یوموساک و همکاران (۲۰۱۳)، پروایز و همکاران (۲۰۱۱)، نیک‌پی طبری و علمی (۱۳۹۳)، آذربایجانی و مصطفایی (۱۳۹۰)، واعظ‌برزانی و حاتمی (۱۳۸۹) و پرتوی و همکاران (۱۳۸۸) نیز به تأیید می‌باشد.

همچنین در رابطه با تأثیر مثبت بازبودن تجاری بر رشد اقتصادی می‌توان گفت که با افزایش بازبودن تجاری و باز شدن درهای اقتصادی و افزایش تجارت، کشورها از مزایای رقابتی بهره‌مند شده و دانش و مهارت بین آنها مبادله می‌شود، و همین امر سبب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. این نتیجه در مطالعه پروایز و همکاران (۲۰۱۱)، برومت^۱ (۲۰۰۸)، یانی‌کایا^۲ (۲۰۰۳)، لوید و مک‌لارن^۳ (۲۰۰۰)، بهمنی اسکویی و نیرومند^۴ (۱۹۹۹) و امام‌وردی و شریفی (۱۳۸۹) را مورد تأیید قرار می‌دهد. در رابطه با تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی نیز می‌توان بیان کرد که چون سرمایه‌گذاری در رابطه کلان یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل است، از این‌رو با افزایش سرمایه‌گذاری، تقاضای کل افزایش یافته و در نتیجه تولید افزایش می‌یابد. این نتیجه با مطالعه پروایز (۲۰۱۱) و آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۱) منطبق می‌باشد. از این‌رو در راستای هدف و نتیجه به‌دست آمده از پژوهش، با توجه به این‌که کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد، فرضیه پژوهش مورد تأیید علمی قرار گرفته و پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان اقتصادی، با افزایش سرمایه‌گذاری مورد نیاز بر آموزش زنان، علی‌الخصوص در مناطق محروم که خانواده‌ها به دلیل ناتوانی مالی، نمی‌توانند دختران خود را به مدرسه بفرستند و همچنین با به‌کارگیری تدابیر لازم در جهت گسترش زمینه‌های آموزش ابتدایی و متوسطه به‌صورت همگانی و فراگیر و آگاهی دادن خانواده‌ها به پیروی از آموزش اجباری در جهت ادامه تحصیل فرزندان به‌خصوص دخترانشان و یا در حالت کلی با کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش، گامی مؤثر در جهت رشد اقتصادی بردارند.

1- Brummet

2- Yanikkaya

3- Loyd & McLaren

4- Bahmani-Oskooee & Niroomand

منابع

- آذربایجانی، کریم و هاجر مصطفایی (۱۳۹۰) «اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای منتخب (۲۰۰۶-۱۹۹۳)»، *تحقیقات اقتصادی راه‌اندیشه*، ۲، ۸۳-۱۱۲.
- آل‌عمران، رویا و سیدعلی آل‌عمران (۱۳۹۱) «سنجش اثرگذاری ارتقای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو اوپک»، *رشد فناوری*، ۳۲، ۴۱-۵۳.
- افلاطونی، عباس و لیلی نیکبخت (۱۳۸۹) «کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری»، *مدیریت مالی و علوم اقتصادی*، چاپ اول، تهران: انتشارات ترمه.
- امام‌وردی، قدرت‌اله و امید شریفی (۱۳۸۹) «بررسی رابطه تجارت خارجی و بازبودن اقتصاد بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)»، *علوم اقتصادی*، ۱۳، ۱۳۷-۱۵۶.
- پرتوی، بامداد؛ امینی، صفی‌ار و امیر گودرزی (۱۳۸۸) «بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی ایران»، *مدل‌سازی اقتصادی*، ۳، ۵۱-۷۶.
- خانی، فضیله (۱۳۸۹) «چارچوب تحلیلی در مطالعات نابرابری‌های جنسیتی در جهان»، *زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)*، ۳، ۷-۳۰.
- نیک‌پی طبری، آتنا و زهرامیلا علمی (۱۳۹۳) «اثر تبعیض جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا»، *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۳، ۹۵-۱۲۰.
- واعظ‌برزانی، محمد و راضیه حاتمی (۱۳۸۹) «اثر برابری جنسیتی آموزشی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه (۲۰۰۶-۲۰۰۰)»، *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱، ۵۳-۷۳.
- هوشمند، محمود و رضا فهیمی‌دوآب (۱۳۸۹) «تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا»، *دانش و توسعه*، ۳۰، ۹۸-۱۳۴.
- Bahmani-Oskooee, M. and Niroomand, F. (1999) "Openness and Economic Growth: An Empirical Investigation", *Applied Economic Letters*, 3, 557-561.
- Balamoune-Lutz, M. (2007) "Globalisation and Gender Inequality: Is Africa Different?", *Journal of African Economies*, 2, 301-348.
- Blumberg, R. L. (1988) "Income under Female Versus Male Control", *Journal of Family*, 9, 51-84.

- Brummet, Q. (2008) "The Effect of Gender Inequality on Growth: A Cross-Country Empirical Study", *The Park Place Economist*, 1, 11-23.
- Dollar, D. and Gatti, R. (1999) "Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women?", Washington, DC: The World Bank, 1, 1-40.
- Enders, W. (2004) "Applied Econometric Time Series", J. Wiley, 2rd Edition, University of Alabama, USA.
- Ferrant, G. (2009) "Gender Inequality and Growth: A New Way to Think the Measure and the Relationship, Available at: <http://www.researchgate.net/publication/228431543>
- Kim, J. Lee, J.W. and Shin, K. (2014) "Gender Inequality and Economic Growth in Korea", Working Paper, Korea University.
- Loyd, P.J. and McLaren, D. (2000) "Openness and Growth in East Asia Crisis", *Journal of Asian Economics*, 1, 89-105.
- Pervaiz, Z. Chani, M.I. Ahmad Jan, S. and Chaudhary, A.R. (2011) "Gender Inequality and Economic Growth: A Time Series Analysis for Pakistan", *Middle-East Journal of Scientific Research*, 4, 434-439.
- Thevenon, O. and Del Pero, A.S. (2015) "Gender Equality or Economic Growth? Effects of Reducing the Gender Gap in Education on Economic Growth in OECD Countries", *Annals of Economics and Statistics*, 117-118, 353-377.
- Yanikkaya, H. (2003) "Trade Openness and Economic Growth: A Cross Country Empirical Investigation", *Journal of Development Economics*, 1, 57-89.
- Yumusak, I.G. Bilen, M. and Ates, H. (2013) "The Impact of Gender Inequality in Education on Economic Growth in Turkey", *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 103, 1093-1103.