اقتصاد کشاورزی/ جلد 3/ شماره‌ي 2/ صفحه‌هاي 207-185

اثر جهانی‌شدن بر نابرابری درآمدی در ایران

سید نعمت‌اله موسوي[1]، سید مهریار صدرالاشرافی[2] و فرزانه طاهري[3]

تاریخ دریافت: 1387/6/21 تاریخ پذیرش: 1388/2/28

چکیده

جهانی‌شدن دارای پیامدهای مطلوب و نامطلوب است. از این رو لازم است با شناخت پیامدهای این پدیده برای کاهش آثار نامطلوب و تقویت آثار مطلوب اقدام شود. در همین راستا، مطالعه‌ی کنونی با هدف تحلیل اثر جهانی‌شدن بر روی توزیع درآمد در ایران صورت گرفت. به این منظور از شاخص‌هاي نسبت تجارت و واردات به تولید ناخالص داخلی، نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی و هم‌چنین وقفه‌هاي مختلف خالص سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی طی دوره‌ي 1383-1360 به عنوان متغیر بیانگر جهانی‌شدن استفاده شد. با توجه به شاخص‌های یاد شده برای هر یک از مناطق روستایی و شهری چهار الگو برآورد شد. در تمامی الگوها فرضیه‌ی کوزنتس تایید شد. بر اساس برآوردها درآمد سرانه‌ي نقطه‌ي برگشت منحنی کوزنتس به قیمت‌هاي ثابت سال 1369 براي خانوارهاي شهري و روستایی به ترتیب در دامنه‌ي 8540 - 6800 و 7520- 7190 هزار ریال قراد دارد. یافته‌ها نشان داد که شواهد محکمی دال بر افزایش نابرابری به موازات افزایش هم‌گرایی اقتصاد ایران به سوی اقتصاد جهانی وجود ندارد.

طبقه‌بندي **D3; F0 :JEL**

واژه‌های کلیدی: جهانی‌شدن، توزیع درآمد، ایران

1- استادیار اقتصادکشاورزی و عضو کانون استعدادهای درخشان باشگاه پژوهشگران جوان دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.

2 - استاد مرحوم گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران و مدیرگروه اقتصاد کشاورزی واحد علوم و تحقیقات تهران.

3 - مدیرگروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.

email: mousani_sn@yahoo.com

مقدمه

امروزه "جهانی‌شدن" اصطلاح رایجی است. آزادسازی و جهانی‌شدن موجب افزایش حجم و نوع مبادله‌هاي مرزی کالاها و خدمات و افزایش جریان سرمایه‌ي جهانی و هم‌چنین تسریع انتقال فن‌آوری می‌شود (نوازیش، 1998). جهانی‌شدن آن‌چنان جدي در حال گسترش است که مشخص نکردن سیاست اقتصادی مناسب و تعیین نکردن نوع، حدود و چگونگی رویارویی با این واقعیت و برخورد انفعالی در قبال آن، ضررهای جبران‌ناپذیری را به دنبال خواهد داشت. مانند بسیاری از تحولات تاریخی، جهانی‌شدن هم پیامدهای مثبت و هم پیامدهای منفی به همراه دارد.

شرایط گروه‌های فقیر و توزیع درآمد به موازات گسترش پدیده‌ی جهانی‌شدن از جمله زمینه‌هاي چالش‌انگیزی است که پیرامون اثرها، سودها و زیان‌هاي حاصل از آن عقاید مختلفی وجود دارد و به همین دلیل نحوه‌ی تاثیرگذاری جهانی‌شدن بر توزیع درآمد در صحنه‌ی جهانی همواره مورد توجه بوده است. ماندل (1957) براین باور است که با افزایش سرمایه‌گذاري خارجی به دلیل امکان بهره‌گیری از سرمایه‌ی بیش‌تر میزان تولید نهایی نیروی کار افزایش یافته و در نتیجه دست‌مزد نیروی کار نیز افزایش می‌یابد که این افزایش در دست‌مزد سرانجام منجر به کاهش نابرابري درآمد خواهد شد. از سوی دیگر فینسترا و هانسون (1997) معتقدند افزایش سرمایه‌گذاری خارجی منجر به افزایش تقاضا و دست‌مزد نیروی کار ماهر می‌شود و سرانجام اختلاف میان درآمد گروه‌ها گسترش می‌یابد. اما فیجینی و جرگ (1999) اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر روی توزیع درآمد را بسته به مرحله‌ي حضور در عرضه‌ی جهانی متفاوت می‌دانند. آنها بر این باورند که میان نابرابری درآمدی و سرمایه‌گذاری خارجی رابطه‌اي به شکل U معکوس وجود دارد و نخست به دلیل به‌بود موقعیت کارگران ماهر و افزایش دست‌مزد آنها نابرابری افزایش می‌یابد و در ادامه به دنبال کسب مهارت از سوی کارگران غیرماهر نابرابری کاهش می‌یابد. با توجه به اهمیت شناخت اثرهای جهانی‌شدن بر توزیع درآمد و وجود فرضیه‌هاي مقابل در این بررسی سعی شده است نحوه‌ی تاثیرپذیری توزیع درآمد میان خانوارها به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی بررسی شود.

با توجه به اهمیت تامین نیازهای گروه‌های کم‌درآمد، در انجام سیاست‌گذاری‌ها به طور عمومی توزیع درآمد از جمله‌ی دغدغه‌ها بوده است و به عنوان معیاری برای ارزیابی سیاست‌ها به حساب می‌آید. بنابراین بیش‌تر مطالعه‌ها به دنبال ارزیابی سیاست‌های اقتصادی، توزیع درآمد را مورد توجه قرار می‌دهند. اکنون گسترش جهانی‌شدن با کاهش موانع تجاری و افزایش سطح تجارت و هم‌چنین افزایش سرمایه‌گذاری خارجی بیان می‌شود (ما، 2003). از این رو برخی از مطالعه‌های صورت گرفته در خصوص موارد یاد شده مرور شده است. گفتنی است که پیش از مرور این مطالعه‌ها، یافته‌ها درخصوص اثر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد با یک‌دیگر متفاوت می‌باشد.

برخی از مطالعه‌ها نشان دادند که افزایش مبادلات تجاری باعث به‌بود توزیع درآمد می‌شود. برای مثال، نتایج مطالعه‌ی دوروش و سهن (2000)، در باره‌ی اثرات آزادسازی تجاری بر روی توزیع درآمد در کشورهای کامرون، گامبیا، ماداگاسکار و نیجر نشان داد که آزادسازی تجارت موجب به‌بود توزیع درآمد می‌شود. یافته‌های بررسی موجری و خانداکر (2002) نشان داد که حذف تعرفه منجر به به‌بود توزیع درآمد بویژه درآمد خانوارهای شهری می‌شود. نتایج مطالعه‌ی کروارتون و کوکبورن (2005)، نیز نشان داد که کاهش تعرفه‌ها باعث کاهش قیمت مصرف‌کننده شده و به این ترتیب، درآمد واقعی خانوارها افزایش و توزیع درآمد نیز به‌بود یافته است.

از سوی دیگر مطالعه‌های دیگری نشان داد که بسته به شرایط و نوع سیاست‌های اجرا شده اثر جهانی‌شدن بر روی توزیع درآمد می‌تواند متفاوت باشد. برای مثال، مطالعه‌ی فیشر (2001) نشان داد که آزادسازی تجاری در کشورهایی که دارای زمین فراوان هستند منجر به افزایش نابرابری و در کشورهای سرمایه‌دار منجر به کاهش نابرابری می‌شود. هم‌چنین یافته‌های پژوهش بهاسین و انیم (2005) نشان داد که حذف کامل تعرفه‌های وارداتی هم‌راه با افزایش 100 درصدی مالیات بر ارزش افزوده اثر مثبت بر توزیع درآمد گروه‌های مختلف دارد، اما حذف کلیه‌ی مالیات‌های صادرات و افزایش 100 درصدی مالیات بر ارزش افزوده منجر به نامطلوب‌تر شدن توزیع درآمد در میان گروه‌های مختلف می‌شود.

برخی از مطالعه‌ها نیز معتقدند که به دلیل تفاوت میان افراد از نظر سطح دست‌رسی به عوامل تولید تفاوت در برخورداری از منافع آزادسازی تجاری و افزایش نابرابری درآمد امری ناگزیر است. مطالعه‌ی هریسون و هانسون (1999) در کشور مکزیک نمونه‌ای از این مطالعه‌ها است. یافته‌های مطالعه بارو (2000)، که با استفاده از داده‌های کشورهای مختلف صورت گرفت نشان داد که افزایش سطح تجارت با افزایش نابرابری هم‌راه بوده است.

مطالعه‌های بالا در بیان خود جهتی از اثرگذاری جهانی‌شدن را بر روی توزیع درآمد نشان داد حال آن‌که ما (2003)، نشان داد میان جهانی شدن و توزیع درآمد در کره‌ی جنوبی رابطه‌ای وجود نداشته است. یافته‌های این تحقیق نشان داد که جهانی‌شدن اثر معنی‌داری بر توزیع درآمد ندارد. بر اساس یافته‌های این مطالعه فرضیه‌ی کوزنتس تایید و نقطه‌ی عطف منحنی کوزنتس در دامنه‌ی درآمد سرانه 5000 تا 6000 به دست آمد.

روش تحقیق

همان طور که گفته شد جهانی‌شدن معادل با کاهش موانع تجاری و افزایش سطح تجارت و هم‌چنین افزایش سرمایه‌گذاری خارجی بیان می‌شود (ما، 2003). پس در این مطالعه از میزان سرمایه‌گذاری خارجی و شاخص باز بودن تجاری به عنوان معیار بیانگر جهانی‌شدن استفاده شد. معیار باز بودن خود مشتمل بر دو شاخص به صورت نسبت مجموع واردات و صادرات به تولید داخلی و شاخص دیگر به صورت نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی تعریف شد.

در مورد اثر شاخص‌های تجاری به عنوان شاخص‌های معرف اثر جهانی‌شدن بر روی توزیع درآمد، دیدگاه معمول این است که گسترش دامنه‌ی تجاری باعث می‌شود تا موقعیت اقتصادی گروه‌هایی که به منابع تولید دست‌رسی دارند به دلیل امکان بهره‌گیری از فرصت‌های جدید ناشی از توسعه‌ی تجاری بیش از پیش به‌بود یابد و افراد بدون منابع مولد از این امکان بهره‌ی کمی گیرند (ما، 2003). از این رو در برآورد تجربی نتایج باید فرضیه‌ی علامت مثبت متغیرهای شاخص درجه‌ی باز بودن تجاری مورد آزمون قرار گیرد. در ادبیات مربوطه در

خصوص رابطه‌ی میان سرمایه‌گذاری خارجی و نابرابرای درآمد سه نظریه‌ي متفاوت بـه شـرح زیر وجود دارد: یک فرضیه‌ی معمول فرضیه‌ي ماندل است. ماندل (1957) بر ایـن بـاور اسـت که با افزایش سرمایه‌گذاری خارجی به دلیل امکان بهره‌گیری از سرمایه‌ی بیش‌تـر میـزان تولیـد نهایی نیروی کار افزایش یافته و در نتیجه دست‌مزد نیروی کار نیـز افـزایش مـی‌یابـد کـه ایـن افزایش در دست‌مزد سرانجام منجر به کاهش نابرابری درآمد خواهد شد.

از سوی دیگر فینسترا و هانسون (1997) معتقدند افزایش سرمایه‌گذاری خارجی منجـر بـه افزایش تقاضا برای نیروی کار ماهر شده و باعث افزایش دست‌مزد نیروی کار ماهر می‌شـود و در نهایت اختلاف میان درآمد گروه‌ها گسترش می‌یابد.

سرانجام این که فیجینی و جرگ (1999) اثر سرمایه‌گذاری خارجی را برروی توزیع درآمـد بسته به مرحله‌ي حضور در عرصه‌ی جهـانی متفـاوت مـی‌داننـد. آن‌هـا بـراین باورنـد کـه در مرحله‌ی اولیه و در فن‌آوری نوین موقعیت برخی از کارگرها و در اصطلاح کارگرهـای سـفید به‌بود پیدا می‌کند و به دنبال افزایش مهارت، بهـره‌وری و در نتیجـه دسـت‌مـزد آن‌هـا افـزایش می‌یابد، در حالی که گروه دیگر که به کارگران آبی موسوم هستند کماکان بـدون مهـارت بـاقی می‌مانند. در مرحله‌ی دوم کارگران آبی نیز کم‌کم صاحب مهارت شده و مـی‌تواننـد در فـضاي فن‌آوری جدیـد کـار کننـد. بیـان آن‌هـا بـه ایـن معنـی اسـت کـه میـان نـابرابری درآمـدی و سرمایه‌گذاری خارجی رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد.

در این مطالعه برای بررسی اثر جهانی‌شدن بر روی توزیع درآمد از مـدل پـیش‌نهـادي مـا (2003) به شرح زیر استفاده شد:

$$G(t) = a + bPGNP(t) + cPGNP^2(t) + dOR(t) + \sum_{i=0}^{k} e_i FDI(t-i) + u(t)$$

در الگوي بالا G ضریب جینی، PGNP درآمد سرانه، FDI سرمایه‌گذاری خارجی مـستقیم و OR درجه‌ی باز بودن یا شاخص جهانی‌شدن اقتصاد است کـه بـه صـورت نـسبت مجمـوع واردات و صادرات به تولید داخلی محاسبه می‌شود. در الگوي بالا u جمله‌ي اخلال و t و i به ترتیب به دوره و وقفه اشاره دارد.

نظریه‌های یاد شده با استفاده از مقادیر تاخیری متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی در الگوی ارایه شده توسط ما (2003) و به شرح زیر قابل آزمون است:

فرضیه‌ي ماندل: $e_0 < 0$ و به ازاي i>0 خواهیم داشت: $e_i = 0$

فرضیه‌ی فینسترا و هانسون: $e_0 > 0$ و به ازاي i>0 خواهیم داشت: $e_i = 0$

فرضیه‌ی فیجینی و جرگ: $e_0 < 0$ و به ازاي i های بالاتر خواهیم داشت: $e_i < 0$

در این آزمون فرضیه‌ي e بیانگر ضریب متغیر سرمایه‌گذاری خارجی و پانویس‌هاي t و i به ترتیب دوره و وقفه می‌باشد.

با توجه به این که حجم سرمایه‌گذاری باید با نگاه به GDP مورد توجه قرار گیرد، بنابراین در برآورد رابطه‌ی یاد شده از نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به GDP استفاده شد. ضریب جینی (G) عبارت است از اندازه‌ی نابرابری توزیع درآمد به بیشینه اندازه‌ی نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً نابرابر (ابوالفتحی قمی، 1371). این ضریب به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

که در آن G ضریب جینی، n تعداد خانوار، x_i درآمد (هزینه) خانوار i ام، x_j درآمد (هزینه) خانوار j ام و μ متوسط درآمد (هزینه) جامعه است. دامنه‌ی تغییرات این شاخص بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است. به این ترتیب مقادیر بالاتر این شاخص به معنی توزیع ناعادلانه‌تر درآمد در جامعه است.

به طور معمول در رگرسیون فرض بر ایستا بودن متغیرهای توضیحی است و لازم است نخست این متغیرها ایستا شوند زیرا در غیر این صورت نتایج و استنتاجات آماری قابل اعتماد نخواهند بود. یک فرایند تصادفی وقتی ساکن یا ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت و مقدار کوواریانس آن بین دو دوره‌ي زمانی، تنها به فاصله یا وقفه‌ي بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. از میان

آزمون‌هاي ارايه شده براي ايستايی، آزمون ديکی- فولر و ديکی- فولر تعميم يافته کاربرد گسترده‌تری دارند که در اين مطالعه نيز مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

داده‌های سری زمانی متغيرهای معرفی شده از گزارش‌های مرکز آمار ايران و آمارنامه‌هاي بانک مرکزی برای دوره‌ي 83-1360 جمع‌آوري شد.

نتايج و بحث

همان طور که در بخش روش‌شناسی نيز گفته شد داده‌های مورد استفاده در تحليل پيامدهای جهانی‌شدن در زمينه‌ی توزيع درآمد از نوع سری زمانی می‌باشد، بنابراين نخست به کمک آزمون ريشه‌واحد شرايط متغيرها از نظر ايستايی مورد بررسی قرار گرفت. نتايج آزمون ريشه‌واحد نشان داد که متغيرهای ضريب جينی روستايی، ضريب جينی شهری، توليد ملی ناخالص سرانه، توان دوم توليد ملی ناخالص سرانه، شاخص دوم درجه‌ی باز بودن تجاری که به صورت نسبت واردات به GDP می‌باشد و هم‌چنين متغير خالص سرمايه‌گذاری خارجی در سطح اطمينان 95 درصد ايستا هستند. شاخص اول درجه‌ي باز بودن تجاري (نسبت مجموع واردات و صادرات يا مجموع تجارت خارجی به GDP) پس از يک بار تفاضل‌گيری در سطح اطمينان 95 درصد رفتار ايستا نشان دادند. با توجه به ضرورت و اهميت مشابه بودن رفتار متغيرها از نظر ايستايی از متغير شاخص نسبت تجارت خارجی به GDP به صورت مقادير تفاضلی آن استفاده شد.

در ادبيات جهانی‌شدن آن چه بيش از هر فرضيه‌ی ديگری به چشم می‌خورد آن است که جهانی‌شدن در حوزه‌ی اقتصاد مترادف با افزايش مبادلات تجاری و سرمايه‌گذاری خارجی در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. پس استفاده از شاخص‌هايی مانند نسبت تجارت يا واردات به توليد ناخالص داخلی و هم‌چنين حجم سرمايه‌گذاری خارجی به طور گسترده به چشم می‌خورد. ما (2003) ضمن ارزيابی مطالعات متعدد الگويی را پيش‌نهاد می‌کند که در آن از نسبت‌های تجاری به توليد ناخالص داخلی و هم‌چنين حجم سرمايه‌گذاری خارجی به توليد ناخالص داخلی به عنوان متغيرهای بيانگر اثر ناشی از جهانی‌شدن استفاده می‌شود. نتايج

حاصل از اثر جهانی‌شدن برروی توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران به تفکیک مورد بررسی قرار گرفته است. حال به بررسی نتایج تجربی مدل در میان خانوارهای شهري و روستایی ایران می پردازیم.

خانوارهاي شهري

نتایج حاصل از برآورد الگوی توزیع درآمد شهری در جدول‌هاي (1) و (2) خلاصه شده است. تنها تفاوت این دو تصریح در شاخص بیانگر جهانی‌شدن است. به این ترتیب که در الگوی اول از شاخص نسبت تجارت یا مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی و در الگوی دوم از متغیر نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی بهره گرفته شده است.

جدول (1). نتایج حاصل از برآورد عوامل موثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری ایران (الگوي اول)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ي t
C	عرض از مبدا	-0/455	0/569	-0/799
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$2/47 \times 10^{-6*}$	$1/69 \times 10^{-6}$	1/646
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$-1/72 \times 10^{-12*}$	$1/24 \times 10^{-12}$	-1/384
IX/GDP	نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی	0/316*	0/236	1/337
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به GDP	0/316	0/421	0/857
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/061***	0/019	3/177
آماره‌ها		2/180* (F)	0/269 (R^2)	(0/36) 1/12 (LM)

* و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 10 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (2). نتایج حاصل از برآورد عوامل موثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری ایران (الگوي دوم)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره t
C	عرض از مبدا	-0/090	0/306	-0/297
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$1/36 \times 10^{-6*}$	$9/01 \times 10^{-7}$	1/508
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$-9/76 \times 10^{-12*}$	$6/62 \times 10^{-13}$	-1/474
IM/GDP	نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی	0/341**	0/124	2/733
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به GDP	0/242	0/195	1/240
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/040**	0/016	2/444
آماره‌ها		3/614** F	0/465 R^2	(0/12) 2/756 LM

* و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 10 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

از نظر علامت متغیرها هر دو تصریح به طور کامل شبیه یک‌دیگر هستند. **در هر دو الگو** نظریه‌ی کوزنتس مورد تایید قرار گفته است. به این معنی که در جامعه‌ی شهری میان توزیع درآمد که بر اساس شاخص ضریب جینی بیان شده است و تولید ناخالص داخلی سرانه **رابطه**‌ای به شکل U معکوس وجود دارد و با افزایش رشد اقتصادی نخست نابرابری افزایش و **پس از نقطه**‌ای این نابرابری کاهش می‌یابد. در الگوهای تصریح شده تایید تئوری کوزنتس معادل با علامت مثبت متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و علامت منفی برای متغیر توان دوم متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌**باشد**. **در هر دو الگو** ضرایب یاد شده در سطح اطمینان 90 درصد حایز اهمیت آماری هستند.

در الگوی اول که برای بیان اثر جهانی‌شدن از متغیر نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است اثر متغیر یاد شده حاکی است که با افزایش هم‌گرایی اقتصاد ایران به سوی اقتصاد جهانی میزان نابرابری افزایش می‌یابد. در الگوی دوم نیز که اثر متغیر بیانگر جهانی**شدن**

به صورت نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی لحاظ شده است، نتیجه‌ی مشابهی به دست آمده است. مقدار ضریب دو متغیر گفته شده نیز بسیار نزدیک به یک‌دیگر می‌باشد. تنها تفاوت ضریب این دو شاخص سطح معنی‌داري آن‌ها است، به این ترتیب که در الگوی اول ضریب متغیر یاد شده در سطح اطمینان 90 درصد معنی‌دار است حال آن که در الگوی دوم با اطمینان 99 درصد می‌توان افزایش نابرابری درآمد به دنبال افزایش در هم‌گرایی اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی را تایید کرد. بنابراین هر دو الگو فرضیه‌ی معمول را تایید می‌کنند که در مطالعه‌ي ما (2003) نیز دیده می‌شود. به این معنی که به دنبال افزایش مشارکت ایران در عرصه‌ي تجاري اقتصاد جهان، نابرابری در میان خانوارهای شهری ایران به طور معنی‌داری افزایش خواهد یافت.

متغیر دیگری که به عنوان نموداری از شرایط ناشی از جهانی‌شدن مورد توجه است نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی است. اثر این متغیر دارای اهمیت آماری نیست. البته با توجه به علامت تنها فرضیه‌ی فینسترا و هانسون (1997) قابل آزمون است که این فرضیه نیز به دلیل نداشتن اهمیت آماری ضریب متغیر یاد شده رد می‌شود. متغیر دیگر متغیر موهومی است که برای دوره‌ي جنگ در نظر گرفته شده است. اثر این متغیر با سطح اطمینان مطلوب بر توزیع درآمد منفی است و باعث افزایش نابرابری درآمد در سال‌هاي جنگ شده است.

از نظر قدرت توضیح دهندگی میان دو الگو تفاوت دیده می‌شود. به گونه‌ای که الگوی نخست به کمک متغیرهای یاد شده می‌تواند تنها 27 درصد از تغییرات در ضریب جینی خانوارهای شهری را توضیح دهد حال آن که با الگوی دوم می‌توان بیش از 46 درصد از تغییرات در ضریب جینی خانوارهای شهری را تعقیب کرد.

برای آزمون فرضیه‌ی فیجینی و جرگ (1999)، لازم است متغیر نسبت سرمایه‌گذاري خارجی خالص به GDP با وقفه وارد مدل شود. نتایج حاصل از این تصریح در جدول‌هاي (3) و (4) آمده است.

جدول (3). نتایج حاصل از تصریح تعمیم‌یافته‌ي الگوی اول تابع توزیع درآمد خانوارهای شهری (مشتمل بر وقفه‌هاي نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ي t
C	عرض از مبدا	-0/247	0/205	-0/986
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$2 \times 10^{-6**}$	$7/81 \times 10^{-7}$	2/558
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$-1/47 \times 10^{-12**}$	$6/04 \times 10^{-13}$	-2/429
IX/GDP	نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی	0/101	0/093	1/088
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به GDP	0/100	0/178	0/561
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/024**	0/009	2/486
FDI/GDP(-1)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی GDP با یک وقفه	-0/580***	0/123	-4/700
FDI/GDP(-2)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی GDP با دو وقفه	-0/015	0/114	-0/133
FDI/GDP(-3)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی GDP با سه وقفه	0/263**	0/113	2/320
آماره‌ها		F: 9/474***	R^2: 0/828	LM: (0/49) 0/85

* و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 5 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (4). نتایج حاصل از تصریح تعمیم‌یافته‌ي الگوی دوم تابع توزیع درآمد خانوارهای شهری (مشتمل بر وقفه‌های نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار		اماره‌ي t	
C	عرض از مبدا	-0/274	0/231		-1/186	
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$1/63 \times 10^{-6**}$	$6/85 \times 10^{-7}$		2/383	
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$-9/55 \times 10^{-13**}$	$5/06 \times 10^{-13}$		-1/886	
IM/GDP	نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی	0/130	0/176		0/741	
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاري خارجی به GDP	0/275	0/210		1/307	
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/062**	0/010		5/881	
FDI/GDP(-1)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی با یک وقفه GDP	-0/867***	0/245		-3/530	
FDI/GDP(-2)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی با دو وقفه GDP	-0/085	0/220		-0/386	
FDI/GDP(-3)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی با سه وقفه GDP	-0/831**	0/278		-2/984	
آماره‌ها		11/32***	F	0/837	R^2	(0/32) 1/377 LM

* و ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 10، 5 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با اضافه کردن وقفه‌های متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی به الگوي اول مدل تصریح شده به مراتب به‌بود یافت. در تصریح جدید (تعمیم‌یافته) الگوي اول نیز علامت متغیرهای تصریح قبل تغییری نیافت و در تصریح جدید نیز که در جدول (3) نتایج آن دیده می‌شود نظریه‌ی کوزنتس صادق است. در این تصریح همان طور که در جدول (4) آمده است سطح معنی‌داری ضرایب متغیرهای درآمد ملی سرانه و توان دوم آن به‌بود یافت و البته ضریب متغیر نسبت تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی از سطح معنی‌داري 10 درصد به 15 درصد تغییر اهمیت آماری یافت. در این تصریح هم اثر متغیر نسبت

سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی کماکان فاقد اهمیت آماری است. بنابراین هر سه فرضیه‌ي ماندل (1957)، فینسترا و هانسون (1997) و فیجینی و جرگ (1999) رد می‌شود.

قدرت برازش مدل به‌بود چشم‌گیری یافته است و این تصریح می‌تواند بیش از 84 درصد از تغییرات در ضریب جینی خانوارهای شهری را توضیح دهد.

تصریح جدید (تعمیم‌یافته) الگوی دوم نیز با 3 وقفه برای متغیر نسبت سرمایه‌گذاري خارجی به تولید ناخالص داخلی در جدول (4) آمده است. در تصریح جدید سطح معنی‌داري متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و توان دوم آن به‌بود یافته است. اما در این تصریح متغیر بیانگر جهانی‌شدن اهمیت آماری ندارد. سطح اهمیت آماری متغیر بدون وقفه‌ي سرمایه‌گذاری خارجی با اندکی به‌بود در سطح اطمینان 89 درصد قرار دارد. به طور کلی در این تصریح علامت متغیرهای تصریح اول الگوی دوم بدون تغییر مانده است به این معنی که تئوری کوزنتس در این تصریح نیز صادق است.

در تصریح جدید الگوی دوم نیز متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی بدون اهمیت آماری است پس مشابه تصریح جدید الگوی اول هر سه تصریح رد می‌شود.

متغیرهای بیانگر جهانی‌شدن نیز در هر دو الگوی تعمیم‌یافته اثر معنی‌داری بر توزیع درآمد نشان نمی‌دهد.

در الگوی دوم نیز تصریح جدید در مقایسه با تصریح قبل از قدرت توضیح دهندگی بسیار بالاتری برخوردار است به گونه ای که این تصریح قادر است حدود 84 درصد از تغییرات در ضریب جینی خانوارهای شهری را تشریح نماید. آماره‌ي F نیز حاکی از معنی‌داری کل مدل است.

الگوی خانوارهای روستایی

نتایج الگوهای خانوارهای روستایی در جدول‌هاي (5) و (6) خلاصه شده است. در الگوي اول علامت متغیر نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی همانند الگوی شهری مثبت می‌باشد اما این ضریب فاقد اهمیت آماری است.

جدول (5). نتایج حاصل از برآورد عوامل موثر بر توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران (الگوي اول)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ي t
C	عرض از مبدا	-0/596	0/294	2/023
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$2/78 \times 10^{-6***}$	$8/48 \times 10^{-7}$	3/273
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$\times 10^{-12***}$ -1/89	$6/06 \times 10^{-12}$	-3/124
IX/GDP	نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی	0/047	0/113	0/420
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به GDP	-0/327	0/212	-1/542
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/033**	0/010	3/124
آماره ها	F	5/043**	R^2 0/543	LM (0/19) 1/94

* و ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 10 و 5 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (6). نتایج حاصل از برآورد عوامل موثر بر توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران (الگوي دوم)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ي t
C	عرض از مبدا	-0/463	0/274	-1/686
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$2/39 \times 10^{-6***}$	$7/91 \times 10^{-7}$	3/013
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$-1/66 \times 10^{-12**}$	$5/67 \times 10^{-13}$	-2/918
IM/GDP	نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی	0/153*	0/095	1/594
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به GDP	-0/089	0/197	-0/453
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/024**	0/009	2/569
آماره‌ها	F	3/536**	R^2 0/400	LM (0/412) 1/032

* و ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 10 و 5 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در الگوی اول تئوری کوزنتس مورد تایید است زیرا علامت ضریب متغیر تولید ناخالص ملی سرانه مثبت و علامت توان دوم این متغیر منفی است. هر دو متغیر یاد شده در سطح

اطمینان 99 درصد حایز اهمیت آماری هستند و در این الگو نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی برخلاف الگوهای شهری منفی می‌باشد که البته معنی‌دار نیست. با توجه به علامت ضریب متغیر گفته شده فرضیه‌ی ماندل (1957) قابل آزمون است. با توجه به نبود اهمیت آماری این ضریب فرضیه یاد شده تایید نمی‌شود. این نتیجه در مورد الگوی دوم نیز صادق است. متغیر جنگ نیز همانند الگوهای شهری در سطح اطمینان 99 درصد در الگوی نخست اثر مثبت و معنی‌دار بر ضریب جینی دارد. ضریب متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی نیز در سطح اطمینان 90 درصد حایز اهمیت آماری می‌باشد. الگوی اول می‌تواند با بهره‌گیری از متغیرهای مندرج در جدول (6) در تعقیب بیش از 54 درصد از تغییرات ضریب جینی خانوارهای روستایی مساعدت داشته باشد. به این ترتیب می‌توان گفت براساس الگوی اول گسترش حضور ایران در عرضه‌ی جهانی از طریق مبادله‌ی تجاری تاثیر قابل ملاحظه‌ای برروی توزیع درآمد روستایی نخواهد داشت و در صورتی که این گسترش حضور، همراه با افزایش سرمایه‌گذاری خارجی باشد امید به‌بود توزیع درآمد در میان خانوارهای روستایی نیز محتمل است.

جدول (6) نیز نتایج حاصل از برآورد الگوی دوم را نشان می‌دهد. علامت متغیرها همانند الگوی اول است. در این الگو متغیر بیانگر هم‌گرایی اقتصاد ایران به سوی اقتصاد جهانی که به صورت نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی ایران می‌باشد دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر توزیع درآمد است. تاثیر این متغیر در سطح اطمینان 90 درصد معنی‌دار می‌باشد. این یافته‌ی مطالعه‌ی کنونی نیز با دیدگاه غالب در حوزه‌ی تاثیر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد مطابقت دارد. در این الگو نیز نظریه‌ی کوزنتس صادق می‌باشد زیرا علامت متغیرهای درآمد ناخالص ملی سرانه و توان دوم آن به ترتیب مثبت و منفی می‌باشد. اثر هر دو متغیر یاد شده در سطح اطمینان 95 درصد معنی‌دار است. اما برخلاف الگوی اول اثر متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خالص خارجی به تولید ناخالص داخلی علیرغم هم‌جهت بودن با الگوی اول داراي اثر معنی‌دار نمی‌باشد. بر اساس ضریب این متغیر در هر دو الگو می‌توان فرضیه‌ی ماندل (1957) را آزمایش کرد که البته با توجه به نبود اهمیت آماری ضریب آن فرضیه‌ی یاد شده تایید

نمی‌شود. متغیر موهومی جنگ نیز همانند الگوی شهری و الگوی نخست روستایی اثر منفی و معنی‌دار بر توزیع درآمد را نشان می‌دهد.

این الگو در مقایسه با الگوی نخست از قدرت توضیح دهندگی پایین‌تری برخوردار است. به گونه‌ای که به کمک این الگو می‌توان تنها 40 درصد از تغییرات ضریب جینی روستایی را توضیح دهد حال آن که این رقم برای الگوی نخست 54 درصد بود. براساس آماره‌ي F نیز می‌توان معنی‌داری تصریح الگوی دوم را در سطح اطمینان 95 درصد پذیرفت. نتایج تصریح‌های جدید (تعمیم‌یافته) الگوی اول و دوم که مشتمل بر وقفه‌های مختلف از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی است در جدول‌هاي (7) و (8) خلاصه شده است.

جدول (7). نتایج حاصل از تصریح تعمیم‌یافته الگوی اول تابع توزیع درآمد خانوارهای روستایی (مشتمل بر وقفه‌هاي نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ي t
C	عرض از مبدا	-0/548	0/173	-3/156
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$2/57 \times 10^{-6**}$	$5/16 \times 10^{-7}$	4/981
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$\times 10^{-12**}$ -1/71	$\times 10^{-13}$ 3/81	-4/483
IX/GDP	نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی	-0/050	0/059	-0/854
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاري خارجی به GDP	-0/556***	0/143	-3/877
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/029**	0/006	4/618
FDI/GDP(-1)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی با یک وقفه GDP	-0/436***	0/091	-4/766
FDI/GDP(-2)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی با دو وقفه GDP	-0/080	0/084	-/951
FDI/GDP(-3)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی با سه وقفه GDP	0/013*	0/091	1/424
آماره‌ها		F 11/888***	R^2 0/844	LM (0/53) 0/68

* و ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح 10 و 5 و 1 درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (8). نتایج حاصل از تصریح تعمیم‌یافته الگوی دوم تابع توزیع درآمد خانوارهای روستایی (مشتمل بر وقفه‌های نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر		ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t
C	عرض از مبدا	-0/636	0/150	-4/216
PGNP	درآمد ناخالص ملی سرانه	$2/85 \times 10^{-6***}$	$4/46 \times 10^{-7}$	6/388
$(PGNP)^2$	توان دوم درآمد ناخالص ملی سرانه	$\times 10^{-13***}$ -1/90	$\times 10^{-13}$ 3/25	-5/841
IM/GDP	نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی	-0/104	0/115	-/910
FDI/GDP	نسبت خالص سرمایه‌گذاری خارجی به GDP	-0/569***	0/149	-3/817
WAR	متغیر موهومی جنگ	0/028***	0/007	4/258
FDI/GDP(-1)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی GDP با یک وقفه	-0/529***	0/153	-3/438
FDI/GDP(-2)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی GDP با دو وقفه	-0/178	0/141	-1/267
FDI/GDP(-3)	نسبت سرمایه‌گذاری خارجی GDP با سه وقفه	0/087	0/093	0/942
آماره‌ها		F 12/033***	R^2 0/846	LM (0/63) 0/48

*** معنی‌دار در سطح 1 درصد

ماخذ: یافته های تحقیق

وارد نمودن وقفه‌های متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی منجر به تغییر جهت تاثیرگذاری متغیر بیانگر جهانی‌شدن شده است. به گونه‌ای که در تصریح نخست الگوی اول این متغیر هرچند تاثیر معنی‌داری بر توزیع درآمد نداشت اما جهت این تاثیر منفی بود حال آن که در تصریح جدید (مشتمل بر وقفه‌های متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به

تولید ناخالص داخلی) این متغیر بر توزیع درآمد اثر معنی‌دار و مثبت دارد. مشابه تصریح اول الگوی اول در این تصریح نیز نظریه‌ی کوزنتس تایید می‌شود.

با توجه به این که علامت متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی منفی و معنی‌دار است، بنابراین تنها فرضیه‌ی ماندل (1957)، قابل آزمون است. اما با توجه به این که ضریب متغیرهای تاخیری متغیر یاد شده از اهمیت آماری برخوردار است، پس فرضیه‌ی ماندل (1957) نیز تایید نمی‌شود.

به دنبال استفاده از وقفه‌های مختلف متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی الگو به طور مطلوبی به‌بود یافته است به گونه ای که به میزان 30 درصد قدرت توضیحی دهندگی تصریح اخیر الگوی اول افزایش یافته است. آماره‌ی F نیز معنی‌داری این تصریح را در سطح اطمینان 99 درصد تایید می‌کند. همان طور که نتایج جدول (8) نشان می‌دهد همانند تصریح جدید الگوی اول (مشتمل بر متغیرهای با وقفه نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی) در الگوی دوم نیز با وارد کردن وقفه‌های بالا متغیر بیانگر جهانی‌شدن از نظر اثرگذاری تغییر جهت داده و در تصریح دوم اثر مثبت و مطلوبی بر توزیع درآمد در میان خانوارها نشان می‌دهد. البته برخلاف تصریح نخست جدول (6) اثر آن در این تصریح دارای اهمیت آماری لازم نیست. اما از سوی دیگر برخلاف تصریح نخست اثر متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی ضمن حفظ جهت اثرگذاری اثر معنی‌داری بر توزیع درآمد نشان می دهد. نظریه‌ی کوزنتس نیز بر طبق شواهد جدول (8) (معنی‌داری ضرایب متغیرهای درآمد ناخالص ملی سرانه و توان دوم آن و هم‌چنین مثبت و منفی بودن علامت ضرایب متغیرها) تایید می‌شود.

با توجه به منفی بودن علامت متغیر بدون وقفه نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی و هم‌چنین معنی‌داری ضریب نخستین وقفه متغیر یاد شده هیچ یک از فروض فیجینی و جرگ (1999)، ماندل (1957) و فینسترا و هانسون (1997) تایید نشد. این مدل می‌تواند در تبیین بیش از 84 درصد از تغییرات متغیر ضریب جینی روستایی مساعدت داشته باشد که در

مقایسه با تصریح نخست از این الگو (40 درصد) به‌بود قابل ملاحظه‌ای محسوب می‌شود. آماره‌ي F نیز معنی‌داری تصریح یاد شده را در سطح اطمینان 99 درصد نشان می‌دهد.

در برآوردهای صورت گرفته به منظور بررسی خودهم‌بستگی میان جملات اخلال از آزمون LM استفاده شد. نتایج این آزمون بیانگر وجود نداشتن خود هم‌بستگی در معادلات بود. هم‌چنین به منظور بررسی تورش تصریح آزمون رمزی مورد استفاده قرار گرفت که این آزمون حاکی از نبود تورش تصریح ناشی از حذف متغیر ضروری بود. با توجه به معنی‌داری ضرایب درآمد ناخالص ملی سرانه و توان دوم آن و هم‌چنین مثبت و منفی بودن علامت ضرایب آن‌ها که به معنی تایید نظریه‌ی کوزنتس است در جدول (9) نقطه‌ی برگشت منحنی کوزنتس ارایه شده است. همان طور که می‌دانیم فرضیه‌ی کوزنتس حاکی است در مراحل ابتدایی رشد اقتصادي (افزایش درآمد سرانه) نابرابری افزایش و پس از سطحی از درآمد نابرابری کاهش می‌یابد. به سخن دیگر میان درآمد و نابرابری رابطه‌ای به شکل U وارونه وجود دارد و منظور از نقطه‌ی برگشت یا نقطه‌ي عطف همان نقطه‌ي انحناي U وارونه است که بالاترین سطح نابرابری درآمد را نشان می دهد. همان طور که دیده می‌شود در مورد خانوارهاي شهري سطح درآمد سرانه نقطه‌ي برگشت در دامنه‌ي 6/8 و 8/5 میلیون ریال قرار دارد. در مورد خانوارهاي روستایی دامنه‌ي نوسان محدودتر است، به گونه‌ای که در میان الگوهای مختلف رقم یاد شده در دامنه‌ي 7/5- 7/2 میلیون ریال قرار دارد. ارقام یاد شده بر اساس قیمت‌هاي ثابت سال 1369 برآورد و محاسبه شده است. بررسی روند درآمد سرانه حاکی است که در دوره‌ي 1367-1361 درآمد سرانه در حال کاهش بوده است و در سال 1367 به پایین‌ترین سطح خود یعنی 5/3 میلیون رسیده است و پس از سال 1367 با نوسانات نه چندان زیاد در حال افزایش بوده است. درآمد سرانه در سال 1381 به بیش از 8/2 میلیون ریال رسیده است. بنابراین می‌توان گفت درآمد سرانه از نقطه‌ی برگشت منحنی کوزنتس عبور کرده است. گفتنی است که به دلیل دست‌رسی نداشتن به داده‌هاي درآمد سرانه‌ی نقاط شهری و روستایی، میزان درآمد سرانه به صورت تفکیکی محاسبه نشد.

جدول (9). مقادیر درآمد سرانه در نقطه‌ی برگشت منحنی کوزنتس در الگوهای مختلف خانوارهای شهری و روستایی ایران (میلیون ریال)

	الگو	مقدار درآمد سرانه در نقطه‌ی برگشت منحنی کوزنتس
خانوارهای شهری	**الگوي اول (بدون وقفه‌هایی** از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و** نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	7/2
	الگوي دوم (بدون وقفه‌هایی از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و نسبت وادرات** به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	6/9
	الگوي اول (مشتمل بر وقفه‌هایی از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و** نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی بعنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	6/8
	الگوي دوم (مشتمل بر وقفه‌هایی از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و نسبت وادرات** به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	8/5
خانوارهای روستایی	**الگوي اول (بدون وقفه‌هایی** از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و** نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	7/4
	الگوي دوم (بدون وقفه‌هایی از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و نسبت وادرات** به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	7/2
	الگوي اول (مشتمل بر وقفه‌هایی از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و** نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	7/5
	الگوي دوم (مشتمل بر وقفه‌هایی از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی **و نسبت وادرات** به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص بیانگر جهانی**شدن)**	7/5

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

در این مطالعه با استفاده از شاخص‌هایی شامل سرمایه‌گذاری خارجی مستقیم و نسبت**هاي** تجارت به تولید ناخالص داخلی و واردات به تولید ناخالص داخلی اثر جهانی**شدن بر روي** توزیع درآمد بررسی شد. برای هر یک از مناطق شهری و روستایی چهار الگو ارایه شد که

الگوهای اول و دوم تنها در نوع شاخص نسبت تجاری بیانگر جهانی‌شدن با یک‌دیگر تفاوت دارند. الگوهای سوم و چهارم نیز تعمیم‌یافته‌ی دو الگوی اول هستند که برای آزمون فرضیه‌های موجود برآورد شدند. فرضیه‌ی کوزنتس در تمامی الگوها تایید شد به این معنی که بین رشد درآمد سرانه و توزیع درآمد رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد. در مورد خانوارهای شهری الگوهایی که بدون متغیرهای تاخیری سرمایه‌گذاری خارجی هستند حاکی از اثر افزایش نابرابری در جریان جهانی‌شدن می‌باشند. در حالی که در الگوهای تعمیم‌یافته اثر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد با استناد به اهمیت آماری متغیرهای بیانگر جهانی‌شدن غیر قابل ملاحظه محسوب می‌گردد. در هر دو الگوی شهری فرضیه‌های ماندل (1957) و فینسترا و هانسون (1997)، و فیجینی و جرگ (1999) تایید نشد.

در مورد خانوارهای روستایی بر اساس نتایج الگوهای اولیه که بدون وقفه‌های مختلف از متغیر نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی می‌باشند قضاوت در مورد توزیع درآمد در نتیجه‌ی گسترش جهانی‌شدن بسته به نوع متغیر بیانگر جهانی‌شدن متفاوت است. در حالی که الگوهای تعمیم‌یافته حاکی از کاهش نابرابری به موازات افزایش هم‌گرایی اقتصاد ایران به سوی اقتصاد جهانی می‌باشد. در الگوهای خانوارهای روستایی نیز هیچ یک از فرضیه‌ها تایید نشد.

به این ترتیب در صورتی که برای الگوهای تعمیم‌یافته با استناد به قدرت توضیح دهندگی آن‌ها اهمیت و اعتبار بیشتری قایل شویم آن گاه دست‌کم می‌توان گفت شواهد محکمی دال بر افزایش نابرابری به موازات افزایش هم‌گرایی اقتصاد ایران به سوی اقتصاد جهانی وجود ندارد. همان طور که در ابتدای مطالعه نیز گفته شد جهانی‌شدن دارای پیامدهای مثبت و منفی است که افزایش نابرابری از جمله آثار نگران کننده به شمار می‌آید. با توجه به این که در این مطالعه آثار توزیعی جهانی‌شدن چندان نگران کننده نشان نداد، بنابراین پیش‌نهاد می‌شود برای هم‌گرایی با اقتصاد جهانی و بویژه در جهت استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری خارجی و هم‌چنین حضور بیشتر در عرصه‌ی تجارت خارجی اقدام بیشتری صورت پذیرد. البته به دلیل اهمیت جهانی‌شدن بر توزیع درآمد پیش‌نهاد می‌شود مطالعه‌های دیگری با استفاده از ره‌یافت

تعادل عمومی و یا ره‌یافت‌های مبتنی بر اقتصاد خرد که در آن‌ها از داده‌های درآمد و هزینه‌ی خانوار استفاده می‌شود به صورت تفکیکی برای خانوارهای شهری و روستایی صورت گیرد. هم‌چنین با عنایت به تفاوت اندک میان خانوارهای شهری و روستایی از نظر نحوه و نوع تاثیرپذیری از جهانی‌شدن مطلوب آن است که سیاست‌هایی که به منظور بسترسازی برای جهانی‌شدن استفاده می‌شود در مناطق شهری و روستایی یکسان نباشد.

منابع

ابوالفتحی قمی، ا. (۱۳۷۱) درامدی بر شناخت شاخص‌های نابرابری و فقر. مرکز امار ایران، تهران.

بانک مرکزی ایران. ترازنامه‌ی بانک مرکزی. سال‌های مختلف، تهران.

سازمان گمرک ایران. سال‌نامه‌ی بازرگانی خارجی گمرک ایران. سال‌های مختلف، تهران.

مرکز امار ایران. (۱۳۷۷) اندازه‌ی شاخص‌های فقر و نابرابری توزیع درامد در ایران طی سال‌های ۷۵-۱۳۶۵. تهران.

Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5: 5-32.

Bhasin, V. and Annim, S. K. (2005). Impact of Elimination of Trade taxes on Poverty and Income Distribution in Ghana. Working Paper.

Cororaton, C. B. and Cockburn, J. (2005). Trade Reform and Poverty in the Philippines: A Computable General Equilibrium Micro simulation Analysis, project report of International Development Research Centre (IDRC).

Dorosh, P. A. and Sahn, D. E. (2002). A General Equilibrium Analysis of the Effect of Macroeconomic Adjustment on Poverty in Africa. Journal of Policy Modeling, 22(6): 753-776.

Feenstra, R. C. and Hanson, G. (1997). Foreign direct investment and alternative wages; evidence from Mexico's maquiladoras. *Journal of International Economics*, 42(3/4): 371-393.

Figini, P. and Gorg, H. (1999). Multinational companies and wage inequality in the host country: the case of Ireland. Weltwirtschaftliches Archive, Band 135, heft 4: 135–145.

Fischer, R. D. (2001). The evolution of inequality after trade liberalization. *Journal of Development Economics*, 66: 555-579.

Harrison, A. and Hanson, G. (1999). Who gains from trade reform? Some remaining puzzles. *Journal of Development Economics*, 59: 125-154.

Mah, J. S. (2003). A note on globalization and income distribution-the case of Korea, 1975-1995. *Journal of Asian Economics*, 14: 157-164.

Mujeri, M. K. and Khandaker, B. H. (2002). Impact of Macroeconomic Policy Reforms in Bangladesh: A General Equilibrium Framework for Analysis, project report of International Development Research Centre (IDRC).

Mundell, R. A. (1957). International trade and factor mobility. *American Economic Review*, 47(3): 321-335.

Nawazish, A. (1998). Globalization, its impact on the economies of OIC countries and the role of the private sector. *Journal of Economic Cooperation among Islamic Countries*, 19: 1-2.