

رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر

نقش توزیع تحصیلات نیروی کار^۱

مورد ایران سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹

دکتر مسعود نیلی*

شهاب نفیسی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۲/۹/۱۸

چکیده

در این مقاله، چگونگی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، با در نظر گرفتن توزیع آموزش، به معنی میزان پراکندگی سال‌های تحصیل در بین شاغلان، برای ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد و نشان داده می‌شود که با وارد کردن این متغیر، قدرت توضیح‌دهی رابطه تخمین زده شده به میزان قابل توجهی بهبود پیدا می‌کند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که با افزایش پراکندگی سال‌های تحصیل شاغلان، رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند؛ لذا، تمرکز بر ارتقای سطح تحصیلی شاغلان در سطوح ابتدایی و راهنمایی به جای آموزش عالی، منجر به افزایش رشد اقتصادی خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، توزیع آموزشی.

۱. مقاله حاضر برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد نگارنده دوم در مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی است.

* استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

e-mail: m.nili@sharif.ac.ir

** کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی-اجتماعی

e-mail: shnafisi@yahoo.com

۱. مقدمه

اهمیت سرمایه انسانی به عنوان یکی از منابع توسعه اقتصادی از مدت‌ها پیش وارد مباحث اقتصادی شده است. آدام اسمیت^۱ (۱۷۷۶) اولین اقتصاددان کلاسیکی است که مهارت را به عنوان یکی از عوامل اساسی، که تفاوت دریافتی و بهره‌وری را توضیح می‌دهد؛ معرفی می‌کند. در دهه ۱۹۶۰ افرادی مانند بکر (۱۹۶۴)، شولتز (۱۹۶۱) و مینسر^۲ (۱۹۷۴، ۱۹۶۲)، در مطالعات خود نشان دادند که آموزش، از طریق دستمزد نیروی کار، بر روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. در ادامه مطالعات نظری، رومر (۱۹۸۶) و لوکاس^۳ (۱۹۸۸)، با رویکردی متفاوت از الگوی رشد سولو-سوان^۴، سرمایه انسانی را به عنوان یک متغیر درون‌زا وارد الگوهای رشد کردند. این پژوهشگران، بر نقش آموزش در ارتقای قابلیت نوآوری (ایده‌های جدید، محصولات جدید و فن‌آوری‌های جدید) افراد و نیز سازگاری با فن‌آوری‌های جدید به منظور سرعت بخشیدن به توسعه تکنولوژیک تأکید کردند.

بر مبنای مطالعات نظری ذکر شده، مطالعات تجربی زیادی (از جمله بن‌حبیب‌واشپینگل (۱۹۹۴) و برو و سالای مارتین^۵ (۱۹۹۵))، در تأیید این الگوها صورت گرفته و نشان داده شده است که سرمایه انسانی دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی است. ولی در همین حال، به مطالعات تجربی دیگری نیز برخورد می‌کنیم (پریجت (۱۹۹۶)، اسلام (۱۹۹۵)، لاو، جمیسن و لوت^۶ (۱۹۹۱)) که چندان با مباحث نظری همسو نبوده از بی‌معنا بودن اثر آموزش و در بعضی موارد منفی بودن آن روی رشد اقتصادی، حکایت دارند. در پاسخ به این عدم همسویی بین مباحث نظری و یافته‌های مطالعات تجربی و علت یابی آن، مطالعات مختلفی انجام شده است. گروهی عدم لحاظ کیفیت سرمایه انسانی در مطالعات را منشأ این اختلاف دانسته (هانوشک و کیم^۷ (۱۹۹۵) و برو و لی^۸ (۱۹۹۷)) و گروهی دیگر مدعی شدند که کانال اثرگذاری تحصیلات روی رشد اقتصادی، کانال ضعیفی است و در حقیقت، رشد اقتصادی را عامل توسعه سرمایه انسانی دانستند (بیلز و کلنو^۹ (۲۰۰۰، ۱۹۹۸)). از جمله کسانی که در پاسخ‌گویی به این مشکل برآمده‌اند، لوپز، توماس و ونگ^{۱۰} (۱۹۹۸) هستند. این پژوهشگران، در مقاله‌ای بیان کردند که نادیده

1. Adam Smith.
2. Gary S., Becker, Theodore W., Schultz and Jacob, Mincer.
3. Paul M., Romer, Robert E., Lucas.
4. Solow & Swan.
5. Benhabib & Spiegel, Barro & Martin.
6. Pritchett, Islam, Lau, Jemison and Louat.
7. Hanushek & Kim.
8. Barro & Lee.
9. Bils & Klenow.
10. Lopez, Thomas and Wang.

گرفتن چگونگی توزیع تحصیلات نیروی کار، موجب بروز این مشکل، یعنی منفی شدن اثر سرمایه انسانی بر روی رشد اقتصادی در بین کشورهای مختلف شده است.

بر اساس این نظر، بسیاری از دارایی‌ها، بین بنگاه‌ها و افراد قابل مبادله‌اند. به عنوان مثال، اگر سرمایه فیزیکی، در یک محیط کاملاً رقابتی، به راحتی بین بنگاه‌ها قابل مبادله باشد، نقش سرمایه فیزیکی روی برون‌داد کل، تحت تأثیر چگونگی توزیع سرمایه فیزیکی بین بنگاه‌ها و افراد، قرار نخواهد گرفت. زیرا، با توجه به اینکه تولید حاشیه‌ای سرمایه فیزیکی برای تمامی بنگاه‌ها مساوی است، کاهش سرمایه یک بنگاه با افزایش سرمایه بنگاهی دیگر (به همان اندازه)، خنثی شده و تأثیری روی برون‌داد کل اقتصاد نخواهد داشت. حال، در صورتی که یک دارایی قابل مبادله نبوده و یا به صورت کامل قابل مبادله نباشد، تولید حاشیه‌ای دارایی مورد نظر، در بین افراد کاملاً برابر نبوده و در این صورت برون‌داد کل، افزون بر سطح کل دارایی، به چگونگی نحوه توزیع آن نیز بستگی خواهد داشت.

فرض قابل مبادله بودن برای بیشتر دارایی‌ها اعم از سرمایه فیزیکی، زمین و بقیه منابع، فرض معقولی به نظر می‌رسد. اما در مورد توزیع آموزش در بین افراد، صحت این فرض با تردید روبه‌رو است. آموزش و مهارت‌ها، به طور مستقیم بین افراد قابل مبادله نیستند. به همین دلیل، این محدودیت می‌تواند موجب تفاوت در تولید حاشیه‌ای آموزش در بین افراد شود و از آنجایی که آموزشی که دانش آموزان دریافت می‌کنند به عوامل دیگری غیر از توانایی‌های آنها بستگی دارد (درآمد والدین، منطقه جغرافیایی و توانایی‌های مدرسه)، که به صورت عمده از طریق سازوکارهایی به غیر از بازار کسب می‌شود (شامل تخصیص خدمات آموزشی از سوی دولت)، می‌توان گفت که سطح آموزش، لزوماً به توانایی‌های افراد وابسته نیست و افزون بر این، توجه به این نکته ضروری است که به علت نقش محدودی که بازار در تخصیص آموزش ایفا می‌کند، تفاوت‌های عمده‌ای در مقدار تولید حاشیه‌ای آموزش در بین افراد به وجود خواهد آمد.^۱

بر اساس آنچه گفته شد، لوپز، توماس و ونگ معتقدند که متغیر آموزش به تنهایی برای تبیین رشد اقتصادی کشورها مناسب نیست و به همین دلیل، توزیع آموزش را نیز وارد الگو می‌کنند. در این مقاله، چگونگی تأثیر سرمایه‌انسانی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن توزیع آموزش به معنی میزان پراکندگی سال‌های تحصیل در بین شاغلان، برای ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد و نشان داده می‌شود که با وارد کردن این متغیر، قدرت توضیح‌دهی و مشخصه‌های آماری رابطه تخمین زده شده، به میزان قابل توجهی بهبود پیدا می‌کند. سازماندهی مطلب ارائه شده به این صورت است که در قسمت بعد، الگوی نظری مطرح می‌شود و در قسمت سوم، رابطه رشد اقتصادی برای اقتصاد ایران، بدون در نظر گرفتن

1. Lopez et al (1998). P. 10.

توزیع آموزش ارائه می‌گردد. در قسمت چهارم پس از محاسبه ضریب جینی برای آموزش، این متغیر نیز به الگو اضافه می‌شود. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد که در این حالت، علامت‌ها منطبق با نظریه و مشخصه‌های آماری رابطه تخمین زده شده به میزان قابل توجهی بهبود پیدا می‌کند. قسمت پنجم به نتیجه گیری اختصاص پیدا می‌کند.

۲. الگوی نظری

همان‌گونه که بیان شد، در محاسبه برون داد کل، برای کالاهایی که قابلیت مبادله ندارند، افزون بر در نظر گرفتن مقدار شاخص، توزیع آن را نیز باید مد نظر داشت. به عبارت دیگر، می‌خواهیم در معادله تابع تولید، شاخص توزیع تحصیلات را نیز دخالت دهیم. بدین منظور، در تابع تولید هر فرد، افزون بر سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی، شاخص دیگری که نشان دهنده توانایی‌های هر فرد باشد را نیز وارد می‌کنیم. در بیان ریاضی این مطلب لویز، توماس و ونگ به صورت زیر عمل کردند:

تابع تولید زیر را برای فرد i در نظر بگیرید:

$$Y_i = AK_i^\beta a_i h_i^\alpha \quad (1)$$

که در آن، Y_i ارزش افزوده ایجاد شده از سوی فرد i ، A ضریب بهره‌وری کل، K_i سهم سرمایه فیزیکی و a_i پارامتری است که منعکس کننده سطح توانایی فرد i و h_i سطح آموزش فرد i است. K بیانگر کلیه عوامل قابل مبادله‌ای است که دارای تولید حاشیه‌ای برابری برای فرد باشد. به همین دلیل می‌توانیم فرض کنیم که در محاسبه مقدار کلان K نیاز به در نظر گرفتن توزیع آن نیست.

لویز، توماس و ونگ پس از انجام یک سری عملیات ریاضی به معادله زیر می‌رسند:

$$\ln(y_0) = \ln(c) + \beta \ln(k_0) + \alpha \ln(h_0) + \ln \left[1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} \right] \quad (2)$$

آنها پس از دو مرحله بهینه‌سازی روی معادله فوق این‌گونه نتیجه می‌گیرند که^۱:

برای هر کشور، یک توزیع بهینه آموزش وجود دارد که آن را σ_h^* می‌نامیم.

۱. اگر $\sigma_h = \sigma_h^*$ باشد، اثر توزیع آموزش روی درآمد سرانه به طور کامل از بین می‌رود.

۱. برای آشنایی با چگونگی محاسبات ریاضی انجام شده به پیوست شماره (۱) مراجعه کنید.

۲. اگر $\sigma_h^* > \sigma_h$ باشد، اثر توزیع آموزش روی درآمد سرانه منفی شده و این بدان معناست که می‌توان با کاهش پراکندگی آموزش، درآمد سرانه را افزایش داد. به عبارت دیگر، در این حالت باید به جای توسعه آموزش عالی، بر روی آموزش مقاطع پایین‌تر متمرکز شد.

۳. اگر $\sigma_h^* < \sigma_h$ باشد، اثر توزیع آموزش روی درآمد سرانه مثبت شده و این بدان معناست که می‌توان با افزایش پراکندگی آموزش، درآمد سرانه را افزایش داد. به عبارت دیگر، در این حالت باید با تمرکز آموزش روی افرادی که دارای توانایی‌های بیشتری هستند، درآمد سرانه را افزایش داد.

نکته‌ای که در اینجا قابل تأمل است؛ این است که، عبارت داخل لگاریتم رابطه (۱)، تابعی از σ_h یا همان پراکندگی آموزش است (در پیوست نشان داده شده است که چرا عبارت داخل پرانتز تابعی از σ_h است). پس، می‌توانیم معادله (۲) را به صورت زیر با یک رابطه خطی تقریب بزنیم که ضریب δ در معادله (۳) می‌تواند منعکس کننده میزان خطای این تقریب تلقی شود (توجه داریم که ضریب جمله آخر در معادله (۲)، یک است). در این صورت، معادله (۲) به صورت زیر خلاصه خواهد شد:

$$\ln(y_0) = \ln(c) + \beta \ln(k_0) + \alpha \ln(h_0) + \delta \ln(\sigma_h) \quad (3)$$

در این مقاله سعی خواهیم کرد که با مبنا قرار دادن رابطه (۳) در برآورد رشد اقتصادی، افزون بر متغیرهای سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی، متغیر توزیع آموزش را نیز وارد الگو کرده و رشد را یک بار بدون در نظر گرفتن این متغیر و بار دیگر با لحاظ کردن آن برای کشور ایران برآورد کرده و نتایج به دست آمده را مورد ارزیابی قرار دهیم. بر مبنای معادله (۳)، رشد اقتصادی، افزون بر سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی، به میزان پراکندگی تحصیلات شاغلان در میان سطوح مختلف تحصیلی نیز وابسته است. به لحاظ مفهومی نیز می‌توان انتظار داشت که دو گروه از شاغلان با میانگین سال‌های تحصیل مساوی، اما با پراکندگی متفاوت، دارای اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی باشند. به عنوان مثال، یک گروه همگن با سال‌های تحصیل برابر با ۸ (دوم راهنمایی) در مقایسه با گروهی دیگر با متوسط سال‌های تحصیل ۸ که نیمی بی‌سواد و نیمی دیگر دارای مدرک کارشناسی (۱۶ سال)، هستند، دارای اثراتی متفاوت بر رشد اقتصادی خواهند بود.

۳. تخمین الگو بدون در نظر گرفتن توزیع آموزش

بر اساس مباحث نظری مطرح شده انتظار می‌رود سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی هر دو با علامت مثبت بر روی رشد اقتصادی اثر بگذارند. به عبارت دیگر، بالاتر بودن سرمایه انسانی به معنای توانایی بیشتر نیروی کار و امکان به‌کارگیری فن‌آوری‌های جدید و به طور خلاصه، بهره‌وری بالاتر نیروی کار

رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید ...

است. بنابراین، از جنبه نظری هر اندازه موجودی سرمایه انسانی در کشور بالاتر باشد، رشد اقتصادی آن نیز بالاتر خواهد بود. برای بررسی این مطلب الگوی زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\ln \left(\frac{GDP}{L} \right) = C + \alpha \ln \left(\frac{K}{L} \right) + \beta \ln (EDU) + \gamma_1 WAR + \gamma_2 FREV + \gamma_3 REV$$

که در آن:

GDP/L، تولید ناخالص داخلی به ازای یک شغل (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱)

K/L، سرانه سرمایه فیزیکی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱)

EDU، سرمایه انسانی (برای سرمایه انسانی، از متغیر جایگزین متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار استفاده شده است)

WAR، متغیر مجازی جنگ برای سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۸

FREV، متغیر مجازی انقلاب فرهنگی برای سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۱

REV، متغیر مجازی انقلاب برای سال‌های ۱۳۵۸ و ۱۳۵۷

اطلاعات سری زمانی تولید ناخالص داخلی (GDP) از بانک اطلاعاتی PDS، سری زمانی L و K از محاسبات دفتر کلان سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور و مقادیر EDU از نتایج تخمین‌های به عمل آمده نفیسی (۱۳۸۱) برگرفته شده است. برای توضیح بیشتر در مورد چگونگی محاسبه EDU (متوسط سال‌های تحصیلی نیروی کار)، به پیوست شماره ۲ مقاله مراجعه نمایید. در این پژوهش، سرمایه انسانی به صورت یک متغیر تجمعی و در سطح کلان مورد استفاده قرار گرفته و آثار و نتایج آن نیز در سطح کلان قابل استفاده است. بررسی کارکرد این الگو با تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی می‌تواند موضوع پژوهش جداگانه‌ای باشد که در آن، میزان تأثیر سرمایه انسانی هر یک از بخش‌ها بر رشد اقتصادی قابل مقایسه خواهد بود. نتایج حاصل از اجرای این الگو برای سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹ در زیر آورده شده است:

Dependent Variable: LOG(GDP/L)

Method: Least Squares

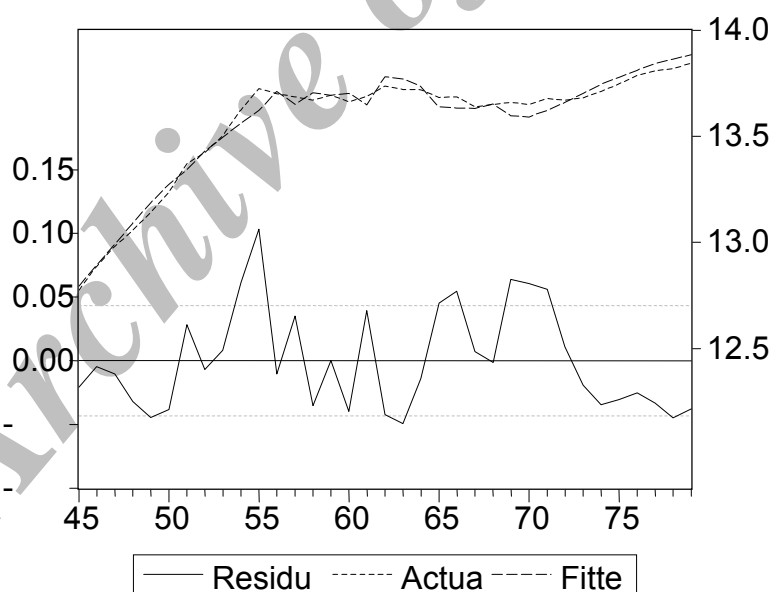
Date: 10/28/2002 Time: 10:59

Sample: 1345-1379

Included observations: 35

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.079754	0.453982	11.18933	0.0000
LOG(K/L)	0.597003	0.034665	17.22188	0.0000

LOG(EDU)	0.109330	0.027606	3.960367	0.0004
WAR	0.046892	0.019153	2.448233	0.0206
FREV	-0.219345	0.035119	-6.245826	0.0000
REV	-0.139546	0.037965	-3.675628	0.0010
R-squared	0.979348	Mean dependent var		13.56265
Adjusted R-squared	0.975787	S.D. dependent var		0.277811
S.E. of regression	0.043228	Akaike info criterion		-3.289830
Sum squared resid	0.054192	Schwarz criterion		-3.023198
Log likelihood	63.57202	F-statistic		275.0459
Durbin-Watson stat	1.145027	Prob(F-statistic)		0.000000



همان‌گونه که مشاهده می‌شود:

الف) تمامی متغیرهای الگو با معنا هستند.

ب) علامت متغیرها با مباحث نظری هم‌خوانی دارد (به غیر از متغیر مجازی جنگ). به عبارت دیگر: ب-۱) از جنبه نظری، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی اثر مثبتی روی رشد اقتصادی دارد، که در اینجا این مطلب تأیید می‌شود.

ضمناً، وقایع انقلاب و انقلاب فرهنگی نیز دارای اثرات قابل انتظار منفی بر رشد اقتصادی است. لکن، آزمون عدم وجود همبستگی بین پسماندهای الگو^۱ حکایت از وجود همبستگی بین پسماندهای الگو دارد و افزون بر آن، فرض نرمال بودن توزیع پسماندها خیلی قوی نیست^۲. وجود همبستگی بین پسماندهای الگو و نادرستی علامت متغیر مجازی جنگ، می‌تواند تأییدی بر نادیده گرفته شدن متغیری ضروری در الگو تلقی شود، که بر اساس مباحث طرح شده در قسمت دوم، این متغیر می‌تواند توزیع آموزش در بین نیروی کار باشد.

1. LM Test.
2. Normality Test.

۴. تخمین الگو با در نظر گرفتن توزیع آموزش شاغلان

در مطالعات اقتصادی که تاکنون صورت گرفته برای توصیف توزیع تحصیلات از دو شاخص انحراف از استاندارد تحصیلات و ضریب جینی تحصیلات استفاده شده است. در این قسمت ابتدا، توضیحاتی در مورد چگونگی محاسبه این دو شاخص ارائه و سپس، نتایج تخمین ارائه می‌شود. توماس، ونگ و فن^۱ (۲۰۰۰)، برای اندازه‌گیری ضریب جینی آموزش که نشان‌دهنده توزیع آموزش در بین سطوح مختلف آموزشی است، معادله زیر را ارائه می‌کنند:

$$GINI_t = \frac{1}{EDU_t} \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |y_i - y_j| P_j$$

GINI، ضریب جینی تحصیلات

EDU، متوسط سال‌های تحصیل

P_i ، P_j ، نسبت جمعیتی که یک سطح مشخص از تحصیلات را طی کرده‌اند

y_i ، y_j ، سال‌های تحصیلات در سطوح آموزشی مختلف

n ، تعداد گروه‌های تحصیلی در اطلاعات مورد استفاده

رابطه ارائه شده برای ضریب جینی آموزش را برای یازده گروه تحصیلی انتخاب شده (بی‌سواد، تحصیلات ابتدایی ناتمام، تحصیلات ابتدایی کامل، تحصیلات راهنمایی ناتمام، تحصیلات راهنمایی کامل، تحصیلات متوسطه ناتمام، تحصیلات متوسطه کامل، فوق‌دیپلم، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری) محاسبه می‌کنیم. جدول (۱) نتایج محاسبات را برای فاصله‌سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹ ارائه می‌کند. به عنوان مفهومی مشابه با مباحث توزیع درآمد، توزیع آموزش را می‌توان در قالب منحنی لورنز نیز نمایش داد. در این روش، درصد تجمعی تحصیلات بر روی محور عمودی و درصد تجمعی جمعیت شاغل بر روی محور افقی اندازه‌گیری می‌شود. به عنوان مثال، جمعیت شاغل بی‌سواد (با درصد تحصیلات صفر) بر روی محور افقی قرار می‌گیرد و جمعیت شاغل دارای تحصیلات دکتری، نقطه (۱۰۰، ۱۰۰) را نشان می‌دهد. در نمودارهای شماره (۱) و (۲) منحنی لورنز آموزش برای سال‌های ۱۳۴۵، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ رسم شده است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، با کاهش پراکندگی آموزش در بین سطوح مختلف تحصیلی، منحنی به خط ۴۵ درجه نزدیک‌تر می‌شود.

توماس، ونگ و فن، برای محاسبه انحراف از استاندارد سال‌های تحصیل شاغلان از رابطه زیر استفاده می‌کنند:

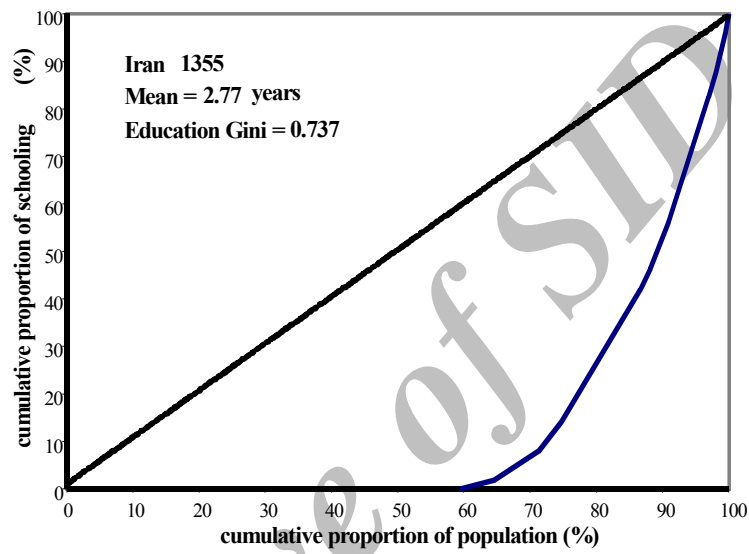
1. Thomas, Wang and Fan (2000), P. 9-12.

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i (y_i - EDU)^2}$$

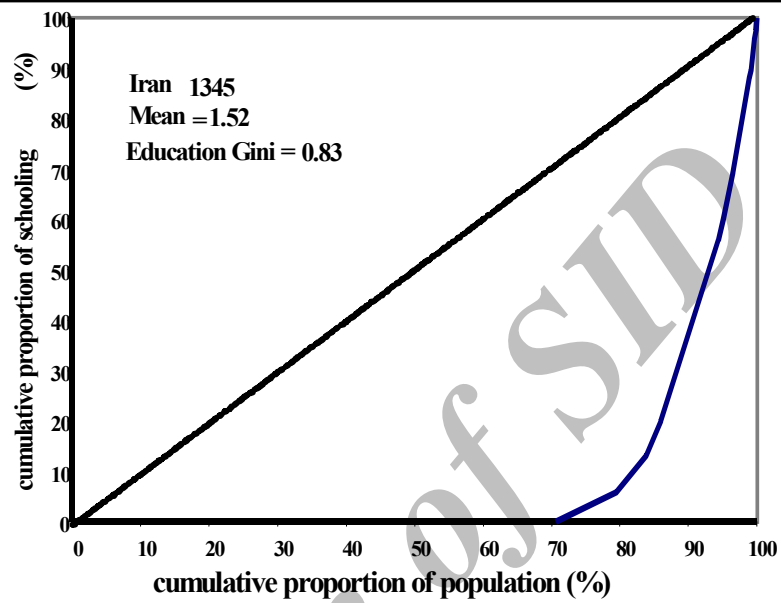
نتایج محاسبات در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

Archive of SID

نمودار-۱. منحنی لورنز آموزش، مورد ایران سال ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵

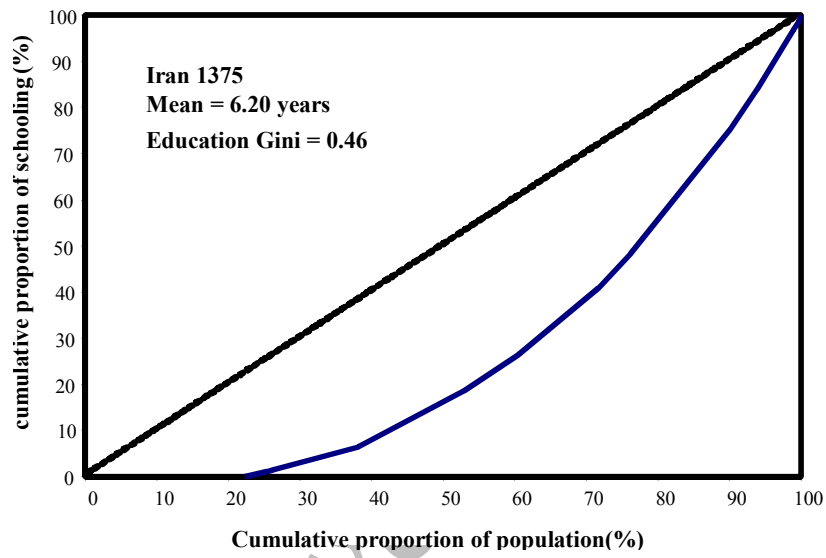


Archive of SID

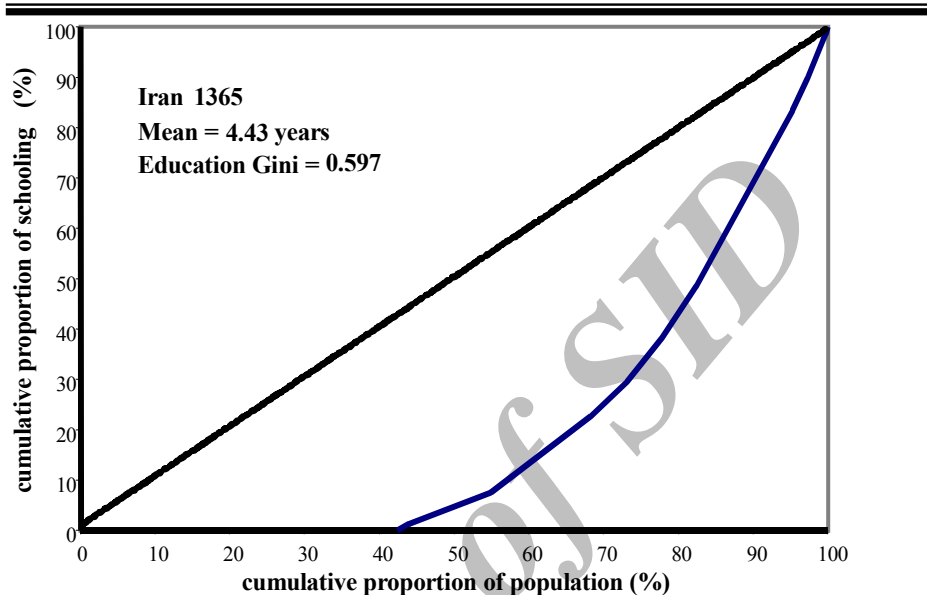


Archive of SID

نمودار-۲. منحنی لورنز آموزش، مورد ایران سال ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵



Archiv



جدول ۱- متوسط سال‌های تحصیل، ضریب جینی آموزش و انحراف از استاندارد تحصیلات نیروی کار

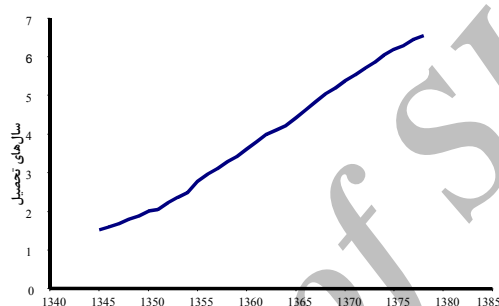
سال	متوسط سال‌های تحصیل شاغلان	ضریب جینی آموزش	انحراف از استاندارد سال‌های تحصیل
۱۳۴۵	۱/۵۲	۰/۸۳۰۸	۲/۹۸۱۴
۱۳۴۶	۱/۵۹	۰/۸۱۹۴	۲/۹۹۱۲
۱۳۴۷	۱/۶۸	۰/۸۱۱۱	۰/۰۵۳۴
۱۳۴۸	۱/۷۹	۰/۷۹۹۹	۳/۱۲۰۷
۱۳۴۹	۱/۸۸	۰/۷۹۰۰	۳/۱۷۰۰
۱۳۵۰	۲/۰۰	۰/۷۷۹۵	۳/۲۴۶۲
۱۳۵۱	۲/۰۵	۰/۷۷۸۳	۳/۳۰۸۷
۱۳۵۲	۲/۲۲	۰/۷۶۵۱	۳/۴۰۱۸
۱۳۵۳	۲/۳۶	۰/۷۵۷۲	۳/۵۰۶۷
۱۳۵۴	۲/۴۹	۰/۷۵۴۹	۳/۶۲۸۳
۱۳۵۵	۲/۷۷	۰/۷۳۷۲	۳/۷۸۷۳
۱۳۵۶	۲/۹۷	۰/۷۲۷۲	۳/۹۰۹۱
۱۳۵۷	۳/۱۰	۰/۷۱۸۴	۳/۹۶۵۷
۱۳۵۸	۳/۲۸	۰/۷۰۴۳	۴/۰۱۸۱
۱۳۵۹	۳/۴۲	۰/۶۹۳۸	۴/۰۷۰۳
۱۳۶۰	۳/۶۲	۰/۶۷۰۹	۴/۰۳۶۴
۱۳۶۱	۳/۸۰	۰/۶۵۷۶	۴/۰۷۴۳

۱۳۶۲	۴/۰۰	۰/۶۳۶۵	۴/۰۵۰۲
۱۳۶۳	۴/۱۲	۰/۶۲۵۶	۴/۰۵۰۱
۱۳۶۴	۴/۲۲	۰/۶۱۶۶	۴/۰۵۴۸
۱۳۶۵	۴/۴۳	۰/۵۹۷۲	۴/۰۰۹۱
۱۳۶۶	۴/۶۳	۰/۵۷۹۱	۴/۰۰۹۰
۱۳۶۷	۴/۸۴	۰/۵۶۱۰	۴/۰۰۶۸
۱۳۶۸	۵/۰۳	۰/۵۴۵۶	۴/۰۱۷۲
۱۳۶۹	۵/۱۸	۰/۵۳۳۰	۴/۰۳۳۷
۱۳۷۰	۵/۳۸	۰/۵۱۷۱	۴/۰۳۰۵
۱۳۷۱	۵/۵۳	۰/۵۰۶۶	۴/۰۶۳۰
۱۳۷۲	۵/۷۰	۰/۴۹۴۴	۴/۰۸۰۰
۱۳۷۳	۵/۸۶	۰/۴۸۳۳	۴/۱۰۱۸
۱۳۷۴	۶/۰۴	۰/۴۷۰۸	۴/۱۲۰۲
۱۳۷۵	۶/۲۰	۰/۴۵۸۷	۴/۱۱۸۳
۱۳۷۶	۶/۳۰	۰/۴۵۴۸	۴/۱۶۰۶
۱۳۷۷	۶/۴۶	۰/۴۴۶۸	۴/۱۸۶۲
۱۳۷۸	۶/۵۵	۰/۴۴۴۲	۴/۲۳۷۸
۱۳۷۹	۶/۷۴	۰/۴۳۶۹	۴/۲۸۲۷

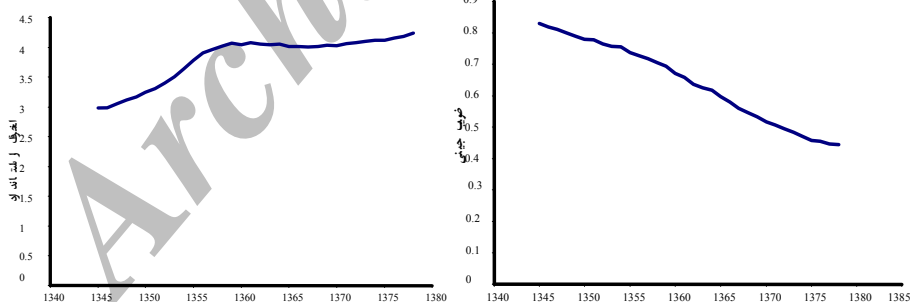
Archive of SID

نمودارهای (۳) تا (۵) متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، ضریب جینی تحصیلات نیروی کار و انحراف از استاندارد را برای فاصله زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد.

نمودار ۳- متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹



نمودار ۴- ضریب جینی تحصیلات نیروی کار طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹
نمودار ۵- انحراف از استاندارد سال‌های تحصیل نیروی کار طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹

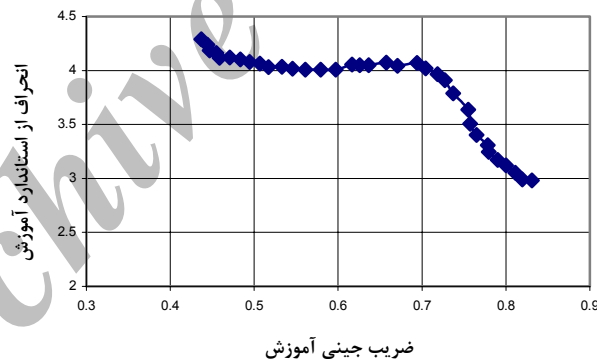


متغیر انحراف از استاندارد تحصیلات، متغیر مناسبی برای توصیف توزیع تحصیلات نیست. زیرا این متغیر، فقط نشان‌دهنده مقدار مطلق پراکندگی حول میانگین بوده و هیچ حساسیتی نسبت به مقدار

خود میانگین ندارد^۱ (می‌توان دو سال مختلف را در نظر گرفت که دارای انحراف از استاندارد مساوی بوده ولی میانگین‌های یکسانی نداشته باشند. آیا این دو سال دارای توزیع تحصیلات یکسانی هستند؟). ولی متغیر ضریب جینی، افزون بر اینکه نشان‌دهنده میزان پراکندگی اطلاعات حول میانگین است، نسبت به مقدار خود میانگین نیز حساس است.

نمودار (۶) نشان دهنده رابطه متغیر انحراف از استاندارد تحصیلات با ضریب جینی تحصیلات برای ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹ است. همان‌گونه که در این نمودار مشخص شده، هیچ‌گونه رابطه منطقی بین انحراف از استاندارد تحصیلات و ضریب جینی تحصیلات وجود ندارد. به عبارت دیگر، در بعضی سال‌ها این رابطه معکوس بوده، در بعضی دیگر رابطه مستقیم وجود داشته و در بعضی از سال‌ها تغییرات ضریب جینی هیچ‌گونه اثری بر روی انحراف از استاندارد تحصیلات ندارد؛ در صورتی که در این سال‌ها افزون بر اینکه متوسط سال‌های تحصیل به طور پیوسته رو به افزایش بوده، توزیع تحصیلات نیز بهبود داشته است.

نمودار - ۶. رابطه بین ضریب جینی و انحراف از استاندارد آموزش



مطالعات تجربی جدید نیز مؤید همین مسئله است که متغیر انحراف از استاندارد، متغیر مناسبی برای جایگزینی با متغیر توزیع تحصیلات نبوده و متغیر ضریب جینی آموزش برای توصیف توزیع

1. Castello. (2000), footnote. P. 20.

تحصیلات از توضیح‌دهندگی بهتری برخوردار است؛ به همین دلیل از متغیر ضریب جینی برای بیان توزیع آموزش استفاده شد.

برای تخمین الگو، معادله زیر را مبنا قرار می‌دهیم:

$$\ln\left(\frac{GDP}{L}\right) = C + \alpha \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \beta \ln(EDU) + \delta \ln(GINI) + \gamma_1 WAR + \gamma_2 FREV + \gamma_3 REV$$

متغیرهای استفاده شده مشترک همانند قسمت قبل است. متغیر GINI نیز بر اساس آنچه ذکر شد، مطابق رابطه زیر محاسبه شده است:

$$GINI = \frac{1}{EDU} \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |y_i - y_j| P_j$$

همان‌گونه که در معادله فوق مشاهده می‌شود، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار در مخرج معادله قرار دارد و این امر، موجب ایجاد هم خطی در معادله مورد برآورد خواهد شد. برای رفع این مشکل فرض می‌کنیم که:

$$A = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |y_i - y_j| P_j$$

در این صورت، معادله ضریب جینی به شکل زیر خواهد شد:

$$GINI = \frac{A}{EDU}$$

با قرار دادن این مقدار به جای ضریب جینی در معادله اصلی و خلاصه سازی، معادله مورد برآورد به صورت زیر در می‌آید:

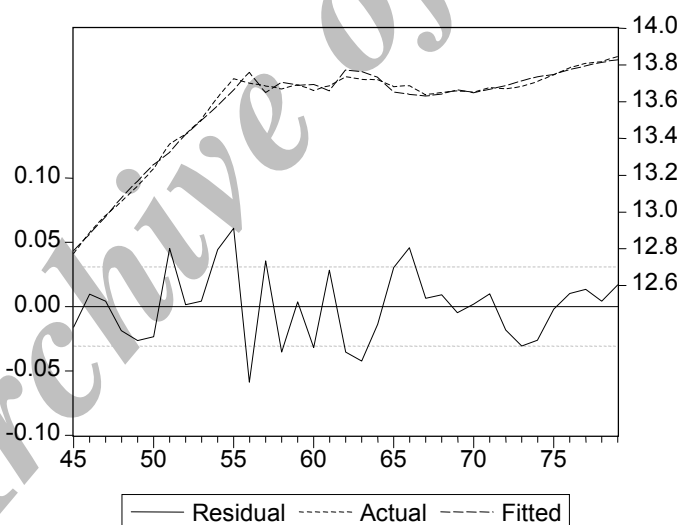
$$\ln\left(\frac{GDP}{L}\right) = C + \alpha \ln\left(\frac{K}{L}\right) + (\beta - \delta) \ln(EDU) + \delta \ln(A) + \gamma_1 WAR + \gamma_2 FREV + \gamma_3 REV$$

در معادله بالا، مشکل هم خطی متغیرها حل شده و به عنوان معادله برآورد، مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از اجرای این الگو برای سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹ در زیر آورده شده است:

Dependent Variable: LOG(GDP/L)
Method: Least Squares
Date: 01/20/03 Time: 14:54
Sample: 1345 1379
Included observations: 35

1. Appiah-kubi (2002), P. 14, Castello. (2000).

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.720352	0.444104	15.13239	0.0000
LOG(K/L)	0.466003	0.034647	13.44997	0.0000
LOG(EDU)	-0.407665	0.097857	-4.165936	0.0003
LOG(EDU*GINI)	1.089908	0.202085	5.393323	0.0000
WAR	-0.037719	0.020796	-1.813742	0.0804
FREV	-0.185893	0.025787	-7.208707	0.0000
REV	-0.183958	0.028284	-6.503876	0.0000
R-squared	0.989871	Mean dependent var	13.56265	
Adjusted R-squared	0.987700	S.D. dependent var	0.277811	
S.E. of regression	0.030810	Akaike info criterion	-3.945075	
Sum squared resid	0.026580	Schwarz criterion	-3.634005	
Log likelihood	76.03881	F-statistic	456.0493	
Durbin-Watson stat	2.084523	Prob(F-statistic)	0.000000	



همان‌گونه که مشاهده می‌شود، کلیه متغیرها دارای علامت مورد انتظار است. در مورد سرمایه انسانی، توجه به این نکته ضروری است که در معادله مورد برآورد، ضریب سرمایه انسانی $(\beta - \delta)$ است و برای به دست آوردن اثر سرمایه انسانی بر روی رشد اقتصادی باید این ضریب را با ضریب جمله آخر یعنی δ جمع کنیم که عدد ۰/۶۸۲۹ حاصل می‌شود.

برخلاف تخمین قبل که در آن توزیع آموزش در نظر گرفته نشده بود؛ فرض عدم وجود همبستگی بین پسماندهای الگو رد نمی‌شود^۱ و فرض نرمال بودن توزیع پسماندها نیز تأیید می‌شود.^۲ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که وارد کردن متغیر ضریب جینی تحصیلات به عنوان متغیر توزیع تحصیلات، الگو را به طور قابل ملاحظه‌ای بهبود بخشیده و نشان‌دهنده این واقعیت است که در بررسی اثر سرمایه انسانی روی رشد، باید توزیع آن را نیز مدنظر قرار داد.

همان‌گونه که در بررسی الگوی نظری به اثبات رسید:

برای هر کشور یک توزیع بهینه آموزش وجود دارد که آن را σ_h^* می‌نامیم.

الف) اگر $\sigma_h = \sigma_h^*$ باشد، اثر توزیع آموزش روی درآمد سرانه به طور کامل از بین می‌رود.

ب) اگر $\sigma_h > \sigma_h^*$ باشد، اثر توزیع آموزش روی درآمد سرانه منفی شده و این بدان معناست که می‌توان با کاهش پراکندگی آموزش، درآمد سرانه را افزایش داد. به عبارت دیگر، در این حالت باید به جای توسعه آموزش عالی، بر روی آموزش مقاطع پایین‌تر متمرکز شد.

ج) اگر $\sigma_h < \sigma_h^*$ باشد، اثر توزیع آموزش روی درآمد سرانه مثبت شده و این بدان معناست که می‌توان با افزایش پراکندگی آموزش، درآمد سرانه را افزایش داد. به عبارت دیگر، در این حالت باید با تمرکز آموزش روی افرادی که دارای توانایی‌های بیشتری هستند، درآمد سرانه را افزایش داد.

در مطالعه حاضر، در نتایج به دست آمده از اجرای الگو اثر توزیع آموزش روی رشد اقتصادی منفی است^۳ و این بدان معناست که پراکندگی آموزش بیش از مقدار بهینه است ($\sigma_h > \sigma_h^*$). یعنی برای بهبود رشد اقتصادی، باید پراکندگی تحصیلات را کاهش داد. به عبارت دیگر، باید به جای تمرکز روی آموزش عالی، بر روی مقاطع ابتدایی و راهنمایی تأکید کرد.

۵. جمع بندی و نتیجه گیری

بر اساس مباحث نظری، به ویژه الگوهای رشد درون زاء، سرمایه انسانی دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی است و انباشت دانش و مهارت نیروی کار، منجر به افزایش درآمد سرانه در طول زمان می‌شود. بسیاری از مطالعات تجربی به عمل آمده در جهت آزمون فرضیه فوق، در مطالعه تخمین زده شده برای رشد،

1. LM Test.

2. Normality Test.

۱. توجه خوانندگان را به این نکته جلب می‌کنیم که ضریب جینی تحصیلات عددی بین صفر و یک است؛ در نتیجه، لگاریتم آن عددی منفی خواهد شد و به همین دلیل با وجود مثبت بودن ضریب توزیع آموزش در الگو اثر آن روی رشد منفی است.

متغیر سرمایه انسانی را که غالباً به وسیله متوسط سال‌های تحصیل جمعیت بیشتر از پانزده سال اندازه‌گیری می‌شود، یا به لحاظ آماری غیر مهم و یا حتی در بعضی موارد با علامت منفی مشاهده می‌کنند. تلاش‌های بسیاری برای رفع این مشکل به عمل آمده است که از آن جمله می‌توان، به در نظر گرفتن کیفیت نیروی کار، در کنار متوسط سال‌های تحصیل و یا تفکیک یادگیری از خلاقیت و نوآوری اشاره کرد.

رویکرد دیگری که در جهت تصحیح رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است؛ وارد کردن متغیر توزیع آموزش، به معنی میزان پراکندگی سال‌های تحصیل شاغلان، در رابطه فوق است. مبنای رویکرد این است که، بخش قابل توجهی از آموزش افراد در جامعه در چارچوب ساز و کار بازار مبادله نمی‌شود؛ لذا، در چنین شرایطی، می‌توان انتظار داشت که برون‌داد کل، علاوه بر متوسط سال‌های تحصیل شاغلان به توزیع سال‌های تحصیل بین شاغلان نیز بستگی دارد. در مطالعه حاضر، با انتخاب رویکرد ذکر شده، درصد برآمدیم تا رابطه رشد اقتصادی و سرمایه انسانی را تخمین بزنیم.

برای این منظور در قدم اول، رابطه رشد اقتصادی را بدون در نظر گرفتن متغیر توزیع، مورد برآورد قرار دادیم. از آنجا که در الگوهای دیگر، عموماً از متوسط سال‌های تحصیل جمعیت بالاتر از پانزده سال به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده شده و در این مطالعه متوسط سال‌های تحصیل شاغلان مورد استفاده قرار گرفته است؛ این احتمال که چنین تقریبی در مطالعات دیگر، عامل بروز نتایج متعارض با نظریه اقتصاد باشد، در مطالعه حاضر حذف شده است. نتایج الگو نشان می‌دهد که علامت سرمایه انسانی مثبت و این متغیر در رابطه تخمین زده شده معنادار است. امّا، مشخصات آماری رابطه برآورد شده از استحکام کافی برخوردار نیست و آزمون‌های استاندارد، این احتمال که حداقل یک متغیر حذف شده در این رابطه وجود دارد را تقویت می‌کند. لذا، پس از محاسبه ضریب جینی آموزش، این متغیر را نیز به متغیرهای سمت راست اضافه می‌کنیم. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که مشخصات آماری رابطه تخمین زده شده قابل قبول و همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار است. در بخش نظری مقاله بر اساس یک الگوی ارائه شده، نشان دادیم که تنها در شرایطی که توزیع آموزش نیروی کار در حوالی نقطه بهینه به سر می‌برد؛ این متغیر بر رشد اقتصادی بی‌تأثیر است. در حالی که اگر این متغیر معنادار و با علامت منفی ظاهر شود، حاکی از آن است که پراکندگی آموزش، بیش از مقدار بهینه است و باید از آن کاست. علامت منفی ضریب جینی آموزش نشان دهنده آن است که افزایش پراکندگی سال‌های تحصیل شاغلان دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است؛ در نتیجه، در صورتی که سیاست‌های آموزشی بر تقویت سطوح ابتدایی و راهنمایی متمرکز شود، رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت.

منابع

- نفیسی، شهاب. (۱۳۸۱). رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار، مورد ایران سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- Aghion, Philippe ; Howitt, Peter. (1998). *Endogenous Growth Theory*. MIT Press.
- Appiah-kubi, K.(2002). *Education Inequality in Ghana: Gini Coefficient of Education*. University of Laval, Québec, Canada; <http://crefa.ecn.ulaval.ca/develo/appiah-kubi.pdf>.
- Barro, Robert J. and Sala-i-Martin, Xavier. (1995). *Economic Growth*; McGraw-Hill.
- Barro, Robert J. and Jong Wha Lee. (1997). Schooling Quality in a Cross-Section of Countries; World Bank. *Working Paper*, 6198.
- Barro, Robert J. and Jong Wha Lee. (2000). International Data on Educational Attainment: Updates and Implications. NBER, *Working Paper*, 7911.
- Bassanini, Anderea and Scarpetta, Stefano. (2001). Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? Evidence from Pooled Mean-Group Estimates; OECD, Economics Department. *Working Paper*, 282.
- Becker, Gary S. (1964). *Human Capital*. New York: Columbia University Press.
- Benhabib, Jess. And Spiegel Mark. (1994). The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Cross National Aggregate Data. *Journal of Monetary Economics*.
- Bils, Mark and Klenow, Peter J. (1998). Does Schooling Cause Growth or the Other Way Around? *NBER Working Paper*, 6369.
- Bils, Mark and Klenow, Peter J. (2000). *Does Schooling Cause Growth?* NBER.
- Castello, Amparo and Domenech, Rafael. (2001). *Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence*. University of Valencia, Spain; <http://iei.uv.es/~rdomenec/human/h-ineq.pdf>.
- Cohn, Elchanan and Geske, Terry G. (1990). *Economics of Education*; Pergamon Press.
- Denison, E.F. (1962). *Source of Economic Growth In United States and the Alternative Before US*. New York : Committee for Economic Development.

- Dessus, Sebastien. (1999). *Human Capital and Growth: The Recovered Role of Educational System*. World Bank.
- Grossman, Gene M. and Helpman, Elhanan. (1989). Growth and Welfare on a Small Open Economy. *NBER Working Paper*, 2970.
- Grossman, Gene M. and Helpman, Elhanan. (1990). Comparative Advantage and Long Run Growth. *American Economic Review*; 80: PP. 796-815.
- Grier, M. Robin. (2000). *On the interaction of human and physical capital in Latin America*. University of Oklahoma, <http://faculty-staff.ou.edu/G/Robin.M.Grier-1/lacea01.pdf>
- Hoeffler, Anke. (1997). *The Augmented Solow Model and the African Growth Debate*. University of Oxford.
- Islam, Nazrul. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 110, PP. 1127-1170.
- Laroche, Mireille; Merette, Marcel and Ruggeri, G.C. (1998). *On the Concept and Dimensions of Human Capital in Knowledge – Based Economy Context*. University of Ottawa, Working paper.
- Lau, Lawrence J.; Jamison, Dean T. and Louat, F. F. (1991). *Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach*. Policy Research Working Paper 612, World Bank.
- Lopez, Roman; Thomas, Vinod and Wang, Yan. (1998). *Addressing the Education Puzzle: The Distribution of Education and Economic Reforms*. World Bank.
- Lucas, Robert E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, July, 22(1) : 3-42.
- Mincer, Jacob. (1962). On the Job Training Costs: Returns and Some Implications. *Journal of Political Economy*, (Supplement), (October) 70 part 2:50-79.
- Mincer, Jacob. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Mankiw, N. Gregory; Romer, David and Weil, David N. (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, May, 107(2) : 402-37.
- Pritchett, Lant. (1996). Where Has All the Education Gone? Policy Research. *Working Paper*, 1581; World Bank.
- Romer, Paul. (1986). Increasing Returns and Long Run Growth. *Journal of Political Economy*, October, PP. 1002-37.

-
- Romer, Paul. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5): s71-s102
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *American Economic Review*, 51 (1) : 1-17.
- Solow, Robert M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Spiegel, Mark. (1994). *Determinants of long-run Productivity Growth: A Selective Survey with Some New Empirical Results*. mimeo.
- Thoma, Vinod; Wang, Yan and Fan, Xibo. (2000). *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education*. World Bank.
- World Bank. (1995). *World Development Report 1995: Workers in an Integrating World*. New York: Oxford University Press for the World Bank.

Archive of SID

پیوست- ۱. محاسبات ریاضی مربوط به استخراج الگوی نظری

در این قسمت ابتدا، محاسبات انجام شده لویز و همکاران (۱۹۹۸) برای استخراج الگو ارائه می‌شود و سپس، تفصیل کامل‌تر الگو به منظور به دست آوردن معادلات پایه‌ای مورد تخمین توضیح داده می‌شود.

تابع تولید زیر را برای فرد i در نظر بگیرید:

$$Y_i = AK_i^\beta a_i h_i^\alpha \quad (۱)$$

که در آن Y_i ارزش افزوده ایجاد شده از سوی فرد i ام، A ضریب بهره‌وری کل، K_i سهم سرمایه فیزیکی و a_i پارامتری است که منعکس‌کننده سطح توانایی فرد i ام و h_i سطح آموزش فرد i ام است. K بیانگر کلیه عوامل قابل مبادله‌ای است که دارای تولید حاشیه‌ای برابری برای فرد باشند. به همین دلیل می‌توانیم فرض کنیم که در محاسبه مقدار کلان K نیاز به لحاظ کردن توزیع آن نیست. مقدار متوسط یا سرانه ارزش افزوده عبارت است از:

$$y_0 \equiv \frac{\int_0^{y^M} y dy}{N} = Ak_0^\beta \left[\int_0^{a^M} \int_0^{h^M} ah^\alpha da dh / N \right] \quad (۲)$$

که در آن y_0 سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP)، N تعداد افراد در اقتصاد، k_0 متوسط و یا سرانه ذخیره‌داری‌های قابل مبادله، عبارت داخل کروشه بیانگر مجموع سرانه سطح آموزش و h^M ، a^M هم حداکثر سطح توانایی و آموزش برای جمعیت است. واضح است که درآمد سرانه در معادله (۲) مستقل از توزیع h در بین جمعیت نیست. متغیر H را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$H \equiv \int_0^{a^M} \int_0^{h^M} a_0 h^a da dh$$

این تابع را با بسط تیلور درجه دوم، حول نقاط متوسط آموزش (h_0) و متوسط توانایی (a_0) تقریب می‌زنیم:

(۳)

$$\begin{aligned}
 H &= \int_0^{a^M} \int_0^{h^M} a_0 h_0^\alpha da dh + \int_0^{a^M} \int_0^{h^M} a_0 \alpha h_0^{\alpha-1} da dh (h - h_0) \\
 &+ \int_0^{a^M} \int_0^{h^M} h_0^\alpha da dh (a - a_0) + \frac{1}{2} \int_0^{a^M} \int_0^{h^M} a_0 \alpha (\alpha - 1) h_0^{\alpha-2} da dh (h - h_0)^2 \\
 &+ \int_0^{a^M} \int_0^{h^M} \alpha h_0^{\alpha-1} da dh (h - h_0) (a - a_0)
 \end{aligned}$$

با انتگرال گیری و نرمال کردن a^M , h^M به یک، مقدار انتظاری یا متوسط H عبارت است از:

$$\begin{aligned}
 \frac{H}{N} &= E(H) = a_0 h_0^\alpha + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) a_0 h_0^{\alpha-2} E(h - h_0)^2 + \alpha h_0^{\alpha-1} E[(h - h_0)(a - a_0)] \\
 &= a_0 h_0^\alpha + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) a_0 h_0^\alpha \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha h_0^\alpha \left(\frac{\sigma_{ah}}{h_0} \right) \quad (۴)
 \end{aligned}$$

که در آن σ_h^2 واریانس آموزش، σ_{ah} کوواریانس آموزش و توانایی و $\frac{\sigma_h}{h_0}$, $\frac{\sigma_{ah}}{h_0}$ به ترتیب، ضرایب تغییرات^۱ و هم‌تغییری^۲ آموزش و توانایی است. با استفاده از روابط (۱) و (۴) خواهیم داشت:

$$y_0 = A k_0^\beta a_0 h_0^\alpha \left[1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha \left(\frac{\sigma_{ah}}{h_0} \right) \right] \quad (۵)$$

با استفاده از تعریف ضریب همبستگی:

$$\rho = \frac{\sigma_{ah}}{\sigma_a \sigma_h} \Rightarrow \sigma_{ah} = \rho \sigma_a \sigma_h$$

با لگاریتم گیری از معادله (۵)، نتیجه خواهیم گرفت:

$$\ln(y_0) = \ln(c) + \beta \ln(k_0) + \alpha \ln(h_0) + \ln \left[1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} \right] \quad (۶)$$

1. Variability.
2. Covariability.

می‌توان نشان داد که اگر آموزش به طور بهینه تخصیص داده شود (اگر تولید حاشیه‌ای آموزش در سطح تمام افراد یکسان شود)، در آن صورت $\rho = 1$ و $\sigma_h = \frac{2h_0}{1-\alpha} \sigma_a$ خواهد بود. این بدان معناست که همبستگی کامل بین آموزش و توانایی وجود داشته و انحراف از استاندارد آموزش دقیقاً منعکس کننده انحراف از استاندارد توانایی خواهد بود.

برای نشان دادن این مطلب، یک بهینه‌سازی دومرحله‌ای نیاز است. در مرحله اول، افراد با توجه به توانایی‌ها (a_i) و آموزش (h_i) بهینه‌سازی را روی سرمایه فیزیکی انجام می‌دهند:

$$R_i \equiv \max_{k_i} \{ A k_i^\beta a_i h_i^\alpha - P_k k_i \} \quad (7)$$

شرط مشتق اول معادله (7) عبارت است از:

$$\begin{aligned} \beta A k_i^{\beta-1} a_i h_i^\alpha &= P_k \\ A k_i^{\beta-1} a_i h_i^\alpha &= \frac{P_k}{\beta} \end{aligned} \quad (8)$$

$$k_i = A^{\frac{1}{1-\beta}} P_k^{\frac{1}{\beta-1}} \beta^{\frac{1}{1-\beta}} a_i^{\frac{1}{1-\beta}} h_i^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \quad (9)$$

که در آن P_k قیمت اجاره سرمایه است.

برای به دست آوردن تابع درآمد (غیر مستقیم) فرد i ام، مقدار بهینه k_i را در تابع هدف قرار

می‌دهیم:

$$R_i = A k_i^\beta a_i h_i^\alpha - P_k k_i$$

حال با استفاده از رابطه (8)، رابطه فوق به صورت زیر خلاصه خواهد شد:

$$R_i = k_i P_k \left(\frac{1-\beta}{\beta} \right)$$

با جای‌گذاری مقدار بهینه k_i از رابطه (9) در رابطه فوق خواهیم داشت:

$$R_i = P_k \left(\frac{1-\beta}{\beta} \right) \left[A^{\frac{1}{1-\beta}} P_k^{\frac{1}{\beta-1}} \beta^{\frac{1}{1-\beta}} a_i^{\frac{1}{1-\beta}} h_i^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \right]$$

و در نهایت، تابع درآمد (غیر مستقیم) فرد i ام به صورت زیر در خواهد آمد:

$$R_i = \tilde{A} P_k^{\frac{\beta}{\beta-1}} a_i^{\frac{1}{1-\beta}} h_i^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \quad (10)$$

که در آن:

$$\tilde{A} \equiv A^{\frac{1}{1-\beta}} \beta^{\frac{\beta}{1-\beta}} (1-\beta) > 0 \quad \text{if: } \beta < 1$$

در مرحله دوم، افراد R_i را با توجه به h_i بیشینه می کنند. اگر آموزش به طور کامل تخصیص یافته باشد، افراد تخصیص h_i را به گونه ای انجام خواهند داد که مقدار تولید حاشیه ای آموزش برای تمامی افراد یکسان بوده و مساوی با قیمت اجاره آموزش (P_h) باشد. بنابراین، افراد در مرحله دوم:

$$\max_{h_i} \tilde{A} P_k^{\frac{\beta}{1-\beta}} a_i^{\frac{1}{1-\beta}} h_i^{\frac{\alpha}{1-\beta}} - P_h h_i \quad (11)$$

شرط مشتق اول معادله (۱۱) عبارت است از:

$$\tilde{A} \frac{\alpha}{1-\beta} P_k^{\frac{\beta}{1-\beta}} a_i^{\frac{1}{1-\beta}} h_i^{\frac{\alpha}{1-\beta}-1} = P_h \quad \forall_{i=1, \dots, N} \quad (12)$$

با نرمالیزه کردن $P_h = 1$ ، P_h و تعریف $b \equiv \tilde{A} P_k^{\frac{\beta}{1-\beta}}$ خواهیم داشت:

$$a_i = b^{1-\beta} h_i^{1-\alpha-\beta} \quad (13)$$

لوپز، توماس و ونگ، پس از این مرحله به بیان نتایج اکتفا می کنند. در اینجا برای تبیین دقیق تر چگونگی تأثیر توزیع آموزش بر رشد اقتصادی، به بسط بیشتر الگو می پردازیم. از رابطه (۱۳) دو نتیجه مهم حاصل می شود: اولاً، در حالت بهینه، همبستگی کامل بین آموزش و توانایی وجود داشته و تغییرات آموزش دقیقاً منعکس کننده تغییرات توانایی خواهد بود و یا به عبارت دیگر، $\rho = 1$ خواهد شد.

ثانیاً، با جای گذاری رابطه (۱۳) در رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$y_i = A k_i^{\beta} b^{1-\beta} h_i^{1-\alpha-\beta} h_i^{\alpha}$$

و یا:

$$y_i = C k_i^{\beta} h_i^{1-\beta} \quad (14)$$

که در آن $C = A b^{1-\beta}$ است. همان گونه که در رابطه (۱۴) دیده می شود، تابع تولید در حالتی که تخصیص بهینه باشد، به یک تابع تولید ساده تبدیل خواهد شد. حال اگر فرض کنیم که $\xi = 1 - \beta$ باشد و مجدداً درآمد سرانه را محاسبه کنیم خواهیم داشت:

$$\ln(y_0) = \ln(c) + \beta \ln(k_0) + \xi \ln(h_0)$$

رابطه فوق، همان رابطه (۶) است، با این تفاوت که جمله آخر را ندارد. یعنی در حالت تخصیص بهینه:

$$\ln \left[1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} \right] = 0$$

و در نتیجه :

$$1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} = 1$$

پس از ساده کردن و با توجه به نتیجه به دست آمده در قسمت قبل ($\rho = 1$) خواهیم داشت:

$$\sigma_h^* = \frac{2h_0}{1-\alpha} \sigma_a$$

σ_h^* ، بیان‌کننده توزیع بهینه تحصیلات در میان نیروی کار است.

برای آنکه مسئله را در حالت کلی مورد بررسی قرار دهیم، فرض می‌کنیم که:

$$\sigma_h = \frac{2h_0 \rho}{1-\alpha} \sigma_a \theta \quad (15)$$

که در آن θ می‌تواند مقادیر یک، کمتر از یک و یا بزرگتر از یک را بپذیرد. حال، می‌خواهیم روی علامت جمله آخر رابطه (۶) بحث کنیم. در اینجا فرض می‌کنیم:

$$1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} = M \quad (16)$$

که رابطه سمت چپ معادله، همان عبارت داخل لگاریتم جمله آخر رابطه (۶) است. با جای‌گذاری رابطه (۱۵) در رابطه (۱۶) خواهیم داشت:

$$M = 1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \frac{\alpha (1-\alpha)}{2\theta} \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2$$

و یا :

$$M = 1 - \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 \left(1 - \frac{1}{\theta} \right) \quad (17)$$

حال :

۱. براساس معادله (۱۷)، در صورتی که $\theta = 1$ باشد (حالت توزیع بهینه آموزش)؛ یعنی

$$\sigma_h^* = \frac{2h_0}{1-\alpha} \sigma_a$$

$$M = 1 \Rightarrow \ln \left[1 + \frac{1}{2} (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} \right] = 0$$

این، بدان معناست که جمله آخر معادله (۶)، روی درآمد سرانه بدون تأثیر است.

۲. اگر $\theta < 1$ باشد یعنی $\sigma_h > \frac{2h_0\rho}{1-\alpha} \sigma_a$ و با توجه به اینکه می‌دانیم $\alpha < 1$ و

$$\left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 > 1, \text{ خواهیم داشت:}$$

$$M < 1 \Rightarrow \ln \left[1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} \right] < 0$$

لذا، جمله آخر معادله (۶) دارای اثر منفی بر روی درآمد سرانه خواهد بود.

۳. اگر $\theta > 1$ باشد (یعنی $\sigma_h < \frac{2h_0\rho}{1-\alpha} \sigma_a$)، خواهیم داشت:

$$M > 1 \Rightarrow \ln \left[1 + \frac{1}{2} \alpha (\alpha - 1) \left(\frac{\sigma_h}{h_0} \right)^2 + \alpha (\rho \sigma_a) \frac{\sigma_h}{h_0} \right] > 0$$

یعنی اثر جمله آخر رابطه (۶) روی درآمد سرانه مثبت خواهد بود.

پیوست ۲- توضیح در مورد چگونگی تخمین متوسط سال‌های تحصیل شاغلان

در اینجا به اختصار به توضیح چگونگی تخمین متوسط سال‌های تحصیل شاغلان می‌پردازیم. از آنجا که توضیح دقیق چگونگی انجام برآوردها و محاسبات برای گروه‌های مختلف تحصیلی موجب تطویل مطلب و خارج شدن از مسیر کلی مقاله می‌شود، نتایج کار همراه با توضیحات کامل در پژوهش جداگانه‌ای منتشر خواهد شد.

تخمین سرمایه انسانی در سه مرحله صورت گرفته است. در مرحله اول با استفاده از نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن، متوسط سال‌های تحصیلی شاغلان برای مقاطع سرشماری و براساس فرمول ذیل محاسبه شده است:

$$\bar{Y}_i = \frac{\sum_i Y_i}{\sum_i L_i}$$

که در آن:

\bar{Y}_i ، متوسط سال‌های تحصیلی شاغلان

L_i ، جمعیت شاغلی که در سطح معینی از تحصیلات قرار دارند.

Y_i ، سال‌های تحصیلی شاغلان در سطوح آموزشی مختلف

در مرحله دوم، روش مورد استفاده از سوی برو و لی (۲۰۰۰) به عنوان مبنا در نظر گرفته شده و اصلاحات زیر در این روش اعمال شده است: اول، به جای استفاده از آمار کل افراد بالای ۱۵ سال، در اینجا فقط افراد "شاغل" در محاسبات لحاظ شده‌اند که به معنای اعمال دقت بیشتر در برآوردهاست. دوم، محاسبات به جای مقاطع پنج ساله به صورت سالانه انجام می‌شود. سوم اینکه، تغییرات نظام‌های آموزشی کشور طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۹ در محاسبات در نظر گرفته شده است. چهارم، تحصیلات آموزش عالی نیز در محاسبات در نظر گرفته شده، و در نهایت، سعی شده به جای استفاده از نرخ ثبت‌نام، تعداد واقعی کسانی را که در طی دوره تحصیلی خویش ترک تحصیل کرده‌اند، محاسبه شده و مورد استفاده قرار گیرد. در مرحله سوم، سعی شده با تمهیداتی افزون بر نرخ مرگ و میر نیروی کار، نرخ مهاجرت و نوسانات نرخ بیکاری نیز در محاسبات منظور شود.

بیوست-۳.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.145020	Probability	0.059179
Obs*R-squared	6.613131	Probability	0.036642

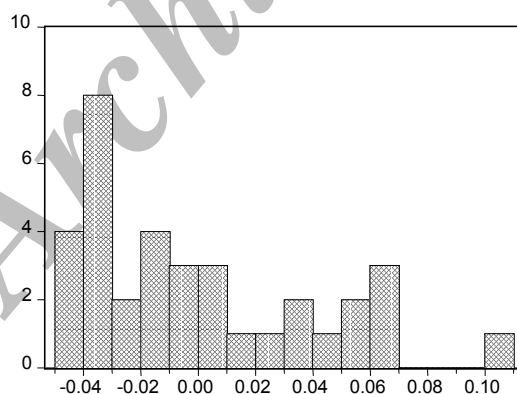
Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/28/02 Time: 11:00

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.066052	0.430033	0.153596	0.8791
LOG(K/L)	-0.004839	0.032864	-0.147260	0.8840
LOG(EDU)	0.000229	0.026305	0.008702	0.9931
WAR	-0.000619	0.017900	-0.034575	0.9727
FREV	0.014471	0.033978	0.425878	0.6736
REV	-0.005769	0.037421	-0.154168	0.8786
RESID(-1)	0.411875	0.198550	2.074418	0.0477
RESID(-2)	0.089476	0.208699	0.428731	0.6715
R-squared	0.188947	Mean dependent var	-1.13E-15	
Adjusted R-squared	-0.021327	S.D. dependent var	0.039924	
S.E. of regression	0.040347	Akaike info criterion	-3.384965	
Sum squared resid	0.043953	Schwarz criterion	-3.029457	
Log likelihood	67.23689	F-statistic	0.898577	
Durbin-Watson stat	1.932328	Prob(F-statistic)	0.521719	



Series: Residuals	
Sample	1345 1379
Observations	35
Mean	-1.12E-15
Median	-0.010339
Maximum	0.103350
Minimum	-0.049307
Std. Dev.	0.039924
Skewness	0.754558
Kurtosis	2.575919
Jarque-Bera	3.583529
Probability	0.166666

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.082729	Probability	0.920842
Obs*R-squared	0.221322	Probability	0.895242

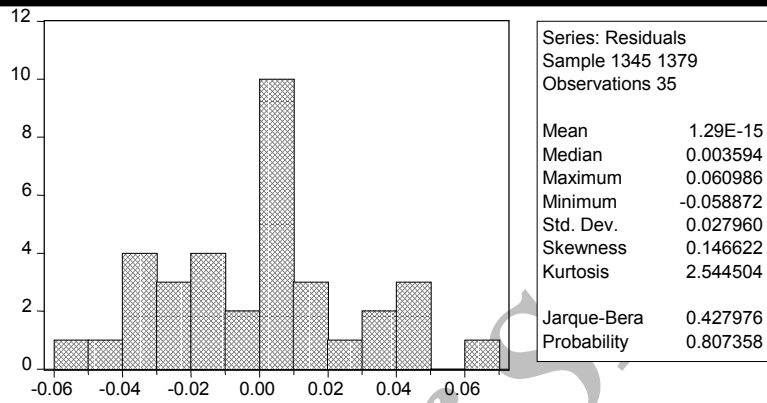
Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/23/03 Time: 15:08

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.010713	0.460359	-0.023270	0.9816
LOG(K/L)	0.000815	0.035921	0.022696	0.9821
LOG(EDU)	-0.002613	0.106792	-0.024472	0.9807
LOG(EDU*GINI)	0.003704	0.218148	0.016979	0.9866
WAR	-0.000147	0.022127	-0.006643	0.9948
FREV	-0.002144	0.027603	-0.077690	0.9387
REV	-0.001777	0.030717	-0.057864	0.9543
RESID(-1)	-0.057035	0.216659	-0.263250	0.7944
RESID(-2)	0.056226	0.200812	0.279995	0.7817
R-squared	0.006323	Mean dependent var		1.32E-15
Adjusted R-squared	-0.299423	S.D. dependent var		0.027960
S.E. of regression	0.031872	Akaike info criterion		-3.837133
Sum squared resid	0.026412	Schwarz criterion		-3.437186
Log likelihood	76.14983	F-statistic		0.020682
Durbin-Watson stat	1.969302	Prob(F-statistic)		0.999997



Archive of SID

بررسی مانایی متغیرهای الگو:

ADF Test Statistic	-2.497869	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(K/L))

Method: Least Squares

Date: 07/19/03 Time: 14:05

Sample(adjusted): 1347 1379

Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(K(-1)/L(-1))	-0.062642	0.025078	-2.497869	0.0182
D(LOG(K(-1)/L(-1)))	0.656166	0.108729	6.034884	0.0000
C	0.890156	0.354043	2.514259	0.0175
R-squared	0.708133	Mean dependent var		0.042240
Adjusted R-squared	0.688675	S.D. dependent var		0.083252
S.E. of regression	0.046452	Akaike info criterion		-3.214306
Sum squared resid	0.064732	Schwarz criterion		-3.078260
Log likelihood	56.03604	F-statistic		36.39330
Durbin-Watson stat	2.169194	Prob(F-statistic)		0.000000

ADF Test Statistic	-3.826191	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(EDU))

Method: Least Squares

Date: 07/19/03 Time: 14:06

Sample(adjusted): 1347 1379

Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(EDU(-1))	-0.028421	0.007428	-3.826191	0.0006
D(LOG(EDU(-1)))	0.064628	0.170510	0.379026	0.7073
C	0.077662	0.015672	4.955419	0.0000
R-squared	0.472449	Mean dependent var		0.043790
Adjusted R-squared	0.437278	S.D. dependent var		0.019638
S.E. of regression	0.014732	Akaike info criterion		-5.511143
Sum squared resid	0.006511	Schwarz criterion		-5.375097
Log likelihood	93.93386	F-statistic		13.43325

Durbin-Watson stat	2.888788	Prob(> statistic)	0.888888
--------------------	----------	-------------------	----------

Archive of SID

ADF Test Statistic	-3.485356	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(EDU*GINI))

Method: Least Squares

Date: 07/19/03 Time: 14:07

Sample(adjusted): 1347 1379

Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(EDU(-1)*GINI(-1))	-0.038810	0.011135	-3.485356	0.0015
D(LOG(EDU(-1)*GINI(-1)))	0.445113	0.137794	3.230280	0.0030
C	0.045189	0.012033	3.755316	0.0007
R-squared	0.730375	Mean dependent var		0.024730
Adjusted R-squared	0.712400	S.D. dependent var		0.020791
S.E. of regression	0.011150	Akaike info criterion		-6.068223
Sum squared resid	0.003730	Schwarz criterion		-5.932176
Log likelihood	103.1257	F-statistic		40.63284
Durbin-Watson stat	2.314319	Prob(F-statistic)		0.000000

Archive SID