

سطح توسعه و نرخ‌های بازدهی تحصیلات

برآوردهایی از داده‌های چندکشور*

نویسنده: راتی رام

● مترجمان: محمد زاهدی

●● حسین کریمی

۱. مقدمه

تخمين نرخهای بازدهی تحصیلات، بخش مهمی از متون مربوط به سرمایه انسانی و توسعه را به خود اختصاص داده است و پژوهشگران بسیاری، برآوردهای نرخ بازده را برای طیف وسیعی از کشورها، بخش‌های اقتصادی، بخش‌های مختلف بازار نیروی کار و سطوح و انواع تحصیلات به دست داده‌اند. برای مثال، جورج ساخاروپولوس، تخمینهای جامعی از نرخ بازده را تدارک دیده و ارتباط بین برآوردهای نرخ بازده تحصیلات و سطح توسعه اقتصادی را مورد بحث قرار داده است.^(۱) اگرچه برای تهییه برآوردهای نرخ بازده انواع گوناگونی از داده‌ها و روشها مورد استفاده قرار گرفته است. لیکن هیچ تلاشی برای حصول یک دیدگاه جهانی در مورد نرخ بازدهی تحصیلات با استفاده از

* Rati Ram. (1996). Level of Development and Rates of Return to Schooling: Some Estimates from Multicountry Data. Economic Development and Cultural Changes. No.4. pp.839-857.

● عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور آباده

●● دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

* اعداد تُک داخل دوکمان، به یادداشتهای پایان مقاله اشاره دارد.

داده‌های چندین کشور، صورت نگرفته است. البته داده‌های درون کشوری از مزایای آشکاری نسبت به داده‌های بین کشوری برخوردارند، لیکن داده‌های نوع دوم نیز از برخی جهات واجد مزیت هستند. برای مثال، اگر کل نیروی کار را در نظر گیریم، تفاوت‌های بین کشورها از نظر متغیرهای سن، تجربه و توانایی، موضوع قابل توجهی نیست و می‌توان از مشخصه‌های نسبتاً ساده‌ای بهره جست. علاوه براین، داده‌های مربوط به چندین کشور، این امکان را فراهم می‌سازد که مقایسه مستقیمی درباره نرخ بازده تحصیلات در گروههای مختلف از کشورهایی که از سطوح مختلف توسعه برخوردارند، صورت پذیرد.^(۲)

هدف اصلی این مطالعه، استفاده از روش تابع درآمدها به منظور برآورد نرخ بازده تحصیلات به کمک داده‌های آموزش نیروی کار و درآمد واقعی چندین کشور است. مطالعات مذکور با توجه به مجموعه داده‌های گردآوری شده در مورد تحصیلات نیروی کار برای شمار بسیاری از کشورها از سوی ساخاروپولوس و آنا ماریا آریاگادا، و همچنین مطالعات اخیر رابت سامرز و آلن هستون، در مورد داده‌های محصول ناخالص داخلی واقعی، که امکان مقایسه کشورها را فراهم نمود، میسر گردید.^(۳) این مقاله ضمن نیل به یک تخمین سراسری (جهانی) از نرخ بازده تحصیلات، الف) تخمینهایی از چند نمونه کشورهای توسعه یافته را با کشورهای کمتر توسعه یافته مقایسه می‌کند، ب) برآوردهای مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد و کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط را مقایسه می‌کند، ج) بررسی می‌نماید که آیا دلیلی برنزوی بودن نرخ بازدهی وجود دارد، د) چگونگی تأثیر پویایی اقتصاد را بر نرخ بازدهی آموزش ارزشیابی می‌نماید، ه) معیاری برای قضاوت در مورد اثر طرح یک متغیر سرمایه در مدل ارائه می‌دهد.

مزایای اصلی مجموعه داده‌ها روشن است. نخست معیارهای درآمدی مورد استفاده در مطالعه امکان مقایسه بین کشورها را به خوبی فراهم می‌سازد، کاری که با ارقام مرسوم حسب دلار آمریکا میسر نیست. دوم، به جای محصول ناخالص داخلی سرانه، تولید ناخالص سرانه کارگران مورد استفاده قرار گرفته است. سوم، متغیر تحصیلات، میزان آموزش (سالهای تحصیل) هر کارگر را در نظر می‌گیرد و به متوسط تحصیلات جمعیت کشور بستگی ندارد. از دیدگاه روش‌شناسی، علاوه برناچیز بودن تفاوت کشورها از نظر متغیرهای سن، تجربه و توانایی کل نیروی کار، اثرهای ثابت خاص یک

کشور با استفاده از متغیرهای مجازی در مدل وارد شده است. از آنجا که داده‌های چند ساله (طولی یا پنل) در مورد تحصیلات نیروی کار برای شمار زیادی از کشورها در دسترس است، معرفی این متغیر امکان‌پذیر گردیده است.

۲. مشخصات مدل، داده‌ها و نتایج اصلی

برای این مطالعه، از تابع عواید (مدل تحصیلات) ارائه شده از سوی یاکوب مینسر استفاده نموده‌ام.^(۴) با توجه به افزودن متغیرهای مجازی به منظور آنکه مقدار این ثابت بتواند در مورد هر کشوری متفاوت باشد، تعریف اقتصاد سنجی مدل، به صورت زیر، نوشته می‌شود:

$$\ln(Y_{i,t}) + a_1 + b_1 S_{i,t} + \sum c_{1i} D_i + u_{1i,t} \quad (1)$$

که در آن:

$Y_{i,t}$: درآمد سرانه واقعی کارگر در کشور i و سال t

$S_{i,t}$: سالهای تحصیلات هر کارگر در همان کشور و همان سال

D_i : متغیر مجازی که برای کشور i (در همه سالها) مقدار ۱ و برای کشورهای دیگر مقدار صفر را اختیار می‌کند.

n : شمار کشورهای موجود در نمونه

\ln : لگاریتم طبیعی متغیر

$u_{1i,t}$: جملات تصادفی یا عوامل پسماند.

منطق مدل را در آغاز، مینسر توضیح داد.^(۵) وی با در نظر گرفتن مجموعه‌ای از فرضهای ساده، با برابر قراردادن ارزش حال عواید ناشی از S سال تحصیل و ارزش حال عواید بدون هیچ‌گونه تحصیلاتی رابطه اساسی مدل را به دست آورد.^(۶) شروعن روزن تعریف دیگری از رابطه به دست آمده را چنان فرمولبندی نمود که سطح تحصیلات چنان انتخاب می‌شود که ثروت جامعه انسانی را به حد اکثر برساند.^(۷) اگر معادله به دست آمده به صورت یک مدل رگرسیونی در نظر گرفته شود، ضریب

متغیر تحصیلات به عنوان نرخ بازدهی S سال تحصیل و جمله ثابت به عنوان لگاریتم عواید بدون هیچ‌گونه تحصیلاتی تعبیر می‌گردد.^(۸)

به منظور شناخت بهتر مسائل می‌توان مدل را به صورت مقطعی به چندین کشور تمییم داد، در این صورت، هر کشور به عنوان یک مشاهده تلقی می‌شود. در این حالت، ضریب S به عنوان متوسط نرخ بازده اجتماعی تحصیلات در کشورهای نمونه تعبیر می‌شود و عبارت ثابت، لگاریتم میانگین عواید سالانه در صورت نبود تحصیلات را در کشورهای مختلف نشان می‌دهد.

ذکر دو نکته در مورد پارامتر اساس b_1 ضروری به نظر می‌رسد. اولاً از آنجا که متغیر وابسته در معادله (۱) لگاریتم درآمد است، افزایش یک واحد یعنی یک سال تحصیلات S به افزایش در حدود $(100 \times b_1)$ درصد درآمد منجر می‌گردد. با توجه به فرض مبنی بر اینکه در حدود $100b_1$ هزینه تحصیلات محسوب می‌شوند. هزینه یک سال تحصیل Y است که به افزایشی معادل $100b_1$ درصدی در Y منجر می‌گردد. از این‌رو، b_1 را می‌توان همان نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در تحصیل S دانست. ثانیاً اگر برآورد (۱) بر مبنای درآمدی یا عواید شخصی باشد، b_1 معیار نرخ بازدهی خصوصی تحصیلات خواهد بود. هر چند اگر تخمین با استفاده از داده‌های جمعی انجام پذیرفته باشد، نظریه مطالعه حاضر، b_1 به صورت نرخ بازدهی اجتماعی تعبیر می‌گردد، زیرا تمام تبعات تحصیلات ببروی درآمد باید در محاسبه تولید کل لحاظ گردد. در هر دو حالت، تفسیر نرخ بازدهی براین فرض استوار است که عواید صرف‌نظر شده، کل هزینه تحصیل را نشان می‌دهد.

اگرچه استخراج مدل جمعی دقیق نیست، لیکن کار با داده‌های سطح کشوری (کلان) برخی مشکلات ناشی از کار با داده‌های خرد را مرتفع می‌سازد.^(۹) از آنجا که هنگام کار با مدل تحصیلات و برآورد آن با برخی مشکلات مواجه می‌شویم، ذکر سه نکته حین بحث در باره این مدل ضروری است.^(۱۰) اول اینکه حذف متغیر مربوط به "توانایی" از معادله (۱) احتمالاً به اریب به سمت بالا در تخمین نرخ بازدهی می‌انجامد. دلیل این امر، وجود کوواریانس مثبت بین آموزش و توانایی است. دوم آنکه در برخی موارد، انتخاب فردی به واسطه ناهمگونی نیروی کارگر و مزیت نسبی اشخاص مختلف با توجه به سطوح متفاوت تحصیلات می‌تواند به اریبی به سمت پایین در تخمین نرخ بازدهی منجر شود. سوم آنکه محاسبه سالمهای سرمایه‌گذاری پس از تحصیل که در معادله (۱) منظور شده است،

می‌تواند مسئله‌ساز باشد. وقتی از داده‌های سطح کشوری (کلان) استفاده می‌کنیم، این مشکلات تا حد زیادی برطرف می‌گردد. وجود تفاوت در متوسط توانایی ذاتی کارگران بین کشورها از هر روش نظاممند یا سیستماتیکی که مورد بررسی قرار گیرد، محتمل به نظر نمی‌رسد. از آنجا که متوسط سطح تحصیلات در هر کشور، بیانگر انتخاب بهینه هر کارگر متوسط، به همان تعبیر که شخص ممکن است از بین سطوح مختلف تحصیل در یک کشور انتخاب کند، نمی‌باشد، بدین روی، مشکل انتخاب نیز تعديل گردیده است. همچنین این مطلب که اختلاف در درآمد متوسط هر کارگر بین کشورها می‌تواند به طور سیستماتیک با سالهای پیش از آموزش و تحصیل مرتبط گردد، مبهم است. به علاوه، همان‌طور که در بخش اول مقاله نیز گفتیم، استفاده از داده‌های سطح کشوری، مقایسه مستقیم تخمینهای نرخ بازدهی گروههای مختلف کشورها را ممکن می‌سازد و چنین تخمینهایی باید به عنوان مکملهای ارزشمندی برای تخمینهای حاصل از داده‌های خرد مدنظر قرار گیرند.

به رغم مزایای داده‌های سطح کشوری، محدودیتهای روش شناختی و مفهومی مدل را نباید از یاد برد. صرف نظر از عدم امکان اخذ استنتاج دقیق، ارائه هزینه فرصت‌های از دست رفته تحصیل بین کشورها نیز بسیار مشکل است. لاحظ کردن متغیرهای مجازی خاص هر کشور به منظور بیان تفاوت میان کشورها از نظر هزینه‌های فرصت از دست رفته و دیگر عوامل مؤثر بر تولید هر کارگر، مفید به نظر می‌رسد. هرچند این متغیرهای مجازی تنها بخشی از مشکلات فراوان را برطرف می‌کنند.

علاوه بر موارد فوق، معادله ساده ارائه شده مناسب وضعیت کنونی نیست و برای داده‌های خرد مناسبتر است. به هر حال، ذکر دو فرض در اینجا ضروری به نظر می‌رسد. از لاحظ نظری، متغیر تحصیل در مدل، میزان تحصیلات سرانه نیروی کار را نشان می‌دهد. گرچه تقریباً هر متغیر تجمعی مربوط به یک کشور به سطح توسعه آن بستگی دارد، همان‌طور که در محصول ناخالص داخلی واقعی سرانه کارگر یا سرانه افراد نیز منعکس گردیده است، لیکن چگونگی تأثیر مستقیم تولید واقعی جاری هر کارگر بر میزان تحصیلات وی نامشخص است. بنابر این، منطقی به نظر می‌رسد که متغیر تحصیلات را به عنوان یک متغیر برونزا یا از پیش تعیین شده بدانیم. برونزا بودن متغیرها در چنین مدلی با استفاده از داده‌ها به طور تجربی تأیید می‌گردد. همان‌گونه که در بخش ۴ مقاله بحث خواهیم کرد، یک آزمون منطقی حاکی از نبود ارتباط معنادار برای معادلات همزمان است.

اطلاعات در مورد متوسط تحصیلات نیروی کار که با ۵ نشان داده شده، از مطالعات ساخاروبولوس و آریاگادا اقتباس شده است.^(۱۱) محصول ناخالص داخلی واقعی کارگر را مجموعه داده‌های تهیه شده توسط سامرز و هستون آورده‌ایم. احتیاط لازم برای اطمینان از اینکه متغیرهای درآمد و تحصیلات برای سالهای یکسانی باشند، به عمل آورده‌ایم. داده‌های کامل مربوط به چندین سال فقط برای ۴۵ کشور در دسترس است و تعداد مشاهدات ۱۰۷ مورد می‌باشد. جدول ۱-الف) بیوست، کشورهای نمونه و سالهای مشاهده برای هریک را ارائه می‌دهد.^(۱۲)

پیش از آنکه به بحث در باره برآوردها پردازیم، ذکر نکاتی در مورد داده‌های سطح - کشوری، نظری درآمد و تحصیلات، مناسب به نظر می‌رسد. این نقاط ضعف، را پژوهشگرانی از قبیل سلطان احمد، ژربرمن و مارک روزنزویگ، آن هستون و سرینی واسان، گوشزد کرده‌اند.^(۱۳) در مورد درآمد، علاوه بر مشکلات همبستگی مربوط به آمار حسابهای ملی، مشکلات شناخته شده دیگری نیز در زمینه مقایسه بین کشورها وجود دارد. مطالعات جامع انجام شده در مورد پژوهه مقایسه‌های بین‌المللی (I.C.P) این مشکلات را تا حدودی کاهش داده، اما کاملاً برطرف نکرده است. در مورد تحصیلات، کاستیهایی مطرح است، از آن جمله: الف) تفاوت بین کشورها از نظر روشهای و کیفیت گزارش داده‌ها به یونسکو که سازمان اصلی گردآوری داده‌های است، ب) تفاوت در ساختارها و کیفیت تحصیلات، ج) نحوه ارائه اطلاعات منتشر شده از سوی یونسکو. وقتی بررسی سطح تحصیلات نیروی کار مدنظر قرار می‌گیرد، به دلیل تفاوت در تعریف کارگر و نیز کیفیت نظامهای گردآوری داده‌های ملی و تفاوت در روشهای برآورد میزان آموزش نیروی کار با مشکلات مضاعفی مواجه می‌شویم. برخی از این مشکلات را به طور سیستماتیک می‌توان به سطح توسعه کشورهای گوناگون مرتبط دانست. بنابراین، در انتخاب منبع اطلاعات و تفسیر برآوردها، دقت و احتیاط ضروری است. به نظر می‌رسد که از میان آنها، داده‌های پایه‌ای مورداستفاده در این مطالعه، بیش از همه در دسترس است. جدول ۱، حاوی نتایج اصلی است. این جدول، برآوردهای دو پارامتر اصلی معادله (۱) را برای کل نمونه و برای زیر مجموعه‌هایی از نمونه شامل کشورهای توسعه یافته، کشورهای کمتر توسعه یافته، کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد و کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط ارائه می‌دهد.^(۱۴) برآوردهای مذکور از چند جنبه شایان توجه برخوردارند.

جدول ۱. برآوردهای مدل تحصیلات ازداده‌های سری مقطعی- زمانی کشورهای گوناگون
معادله (۱) با متغیر مجازی مربوط به کشور و ضریبها ثابت

N	F	R ^۲	S ضریب	عبارت ثابت	
۱۰۷	۳۱/۷۷	۰/۹۳	۰/۱۳۰*	۷/۸۳۰*	کل نمونه
			(۶/۷۵)	(۴۵/۱۳)	
۲۳	۱۳/۸۰	۰/۸۴	۰/۰۸۴*	۹/۲۱۱*	کشورهای توسعه یافته
			(۵/۵۶)	(۴۸/۳۱)	
۸۴	۱۸/۸۷	۰/۸۹	۰/۱۴۹*	۷/۷۷۰*	کشورهای کمتر توسعه یافته
			(۵/۹۴)	(۳۹/۹۶)	
۲۲	۸/۵۰	۰/۷۶	۰/۰۹۰	۶/۱۹۵*	کشورهای کمتر توسعه یافته
			(۱/۳۵)	(۱۷/۷۷)	کم درآمد
۶۲	۹/۷۵	۰/۷۹	۰/۱۶۲*	۷/۷۳۲*	کشورهای کمتر توسعه یافته
			(۶/۱۲)	(۴۰/۹۰)	با درآمد متوسط

مأخذ: اطلاعات مربوط به تحصیلات از:

George Psacharopoulos and Ana Maria Arriagada. (April 1992). The Educational Composition of the Labour Force: An International Update. *Journal of Educational Planning and Administration* 6: 141-59.

و اطلاعات مربوط به محصول ناخالص داخلی واقعی سرانه نیروی کار از:

Robert Summers and Alan Heston. (May 1991). The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. *Quarterly Journal of Economics* 106: 327-68.

توجه: جدول ۱ پیوست، فهرست کشورهای نمونه و سالهای مشاهده مربوط به هر کشور را ارائه می‌کند. شمار کشورها ۴۵ است. تعداد ۴۴ مقدار ثابت مجازی مربوط به مشخصه کشور در کل نمونه وجود دارد و کشور مینا بوتسواناست. به همین ترتیب، ۳۵ مقدار ثابت مجازی مربوط به مشخصه کشور در رگرسیون کشورهای کمتر توسعه یافته است و کشور مینا نیز بوتسواناست. برای کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط، ۲۶ مقدار ثابت مجازی مشخصه کشور داریم و کشور مینا بوتسواناست. برای کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، ۸ مقدار ثابت مجازی مشخصه کشور داریم و کشور مینا آتیوبی است. برای کشورهای توسعه یافته نیز ۸ ثابت مجازی - کشور داریم و کشور مینا استرالیاست. به سبب خلاصه کردن مطلب، پارامترهای تخمینی ثابت‌های مجازی مشخصه کشور ارائه نشده‌اند و در صورت درخواست از مؤلف قابل دریافت هستند. آماره t مربوطه زیر ضریبها در پرانتز آورده شده است.

* برآورد حداقل در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است.

اول آنکه برازش مدل بسیار خوب است. گفتن این نکته که مدلهای ساده‌ای از این نوع می‌تواند در باره تولید واقعی هر کارگر بین طیف وسیعی از کشورها از قدرت توصیفی بالایی برخوردار باشد، آموزنده است. گرچه این مطلب که متغیرهای مجازی خاص هر کشور به بیشتر واقعی شدن برآوردها و بهبود قدرت توضیحی مدلها می‌انجامد، صحت دارد، لیکن حتی بدون وجود این متغیرها نیز برازش مدل مطلوب است.^(۱۵)

دوم، نرخ بازدهی جهانی ۱۳ درصد با متوسط گزارش شده از سوی ساخاروپولوس هماهنگی دارد.^(۱۶)

سوم، بین مقادیر تخمینی نرخ بازدهی کشورهای توسعه یافته و کشورهای کمتر توسعه یافته تفاوت چشمگیری وجود دارد و برآورد مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافته در حدود دو برابر مقادیر مربوط به گروه کشورهای توسعه یافته است.^(۱۷) این الگو با آنچه از سوی ساخاروپولوس ارائه گردیده، مطابقت دارد.^(۱۸) توجیهات چندی در مورد تفاوتها قبل طرح هستند. از آنجا که میانگین تحصیلات نیروی کار در کشورهای کمتر توسعه یافته، بسیار کمتر از ارقام مشابه در کشورهای توسعه یافته است، نزولی بودن بازدهی تحصیلات، بدیهی به نظر می‌رسد.^(۱۹) امکان دیگری نیز وجود دارد و آن اینکه، به دلیل گذار کشورهای کمتر توسعه یافته از مراحل توسعه اقتصادی و متعاقب آن داشتن پویایی اقتصادی بیشتر، مقوله تحصیلات از ارزش بیشتری در این کشورها برخوردار شده باشد. این وضعیت با آنچه تئودور شولتز و فینیس ولچ مطرح ساخته‌اند، هماهنگ است.^(۲۰)

چهارم، بازدهی تحصیلات در کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، بسیار پایین‌تر از بازدهی مربوطه به کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط است. در توضیح این واقعیت می‌توان گفت که درجه پویایی اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط بالاتر بوده و این عامل تأثیرات کاهش بازدهی را خنثی می‌سازد.^(۲۱) امکان دیگری که مطرح است، آن است که بازدهی پایین‌تر در کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، بیانگر کیفیت پایین‌تر تحصیلات در این کشورهاست.

از آنجا که تحقیق بیشتر در زمینه وجود بازدهی نزولی تأثیر مثبت پویایی اقتصادی بر بازدهی تحصیلات جذاب به نظر می‌رسد، اصلاح معادله^(۱) برای لحاظ نمودن امکان تغییر در نرخ بازدهی و فراهم آوردن این امکان که متغیر مربوطه با توجه به سطح تحصیلات و درجه پویایی اقتصاد تغییر کند، مفید و سازنده است. مدلی که امکان تغییر نرخ بازدهی را با توجه به سطح تحصیلات (S) میسر

می‌سازد، به صورت زیر است:

$$\ln(Y_{i,t}) = a_2 + b_2 S_{i,t} + \sum c_{2i} D_i + u_{2i,t} \quad (2)$$

که در آن، $b_2 = b_{21} + b_{22} S_{i,t}$ است، و بنابراین، خواهیم داشت؛

$$\ln(Y_{i,t}) = a_2 + b_{21} S_{i,t} + b_{22} S_{i,t}^2 + \sum c_{2i} D_i + u_{2i,t} \quad (\text{الف})$$

منفی بودن پارامتر b_{22} به همراه مثبت بودن پارامتر b_{21} ، نمایانگر بازدهی نزولی تحصیلات است. فرم مدلی که امکان تغییر در نرخ بازده را با توجه به درجه پویایی اقتصاد فراهم می‌آورد، شبیه مدل (2) است، اما در آن فرض شده که $G_i = b'_{21} + b'_{22} S_{i,t}$ است. نرخ رشد GNP سرانه واقعی در کشور ا در طی دوره ۱۹۶۵-۱۹۸۰ است که به عنوان معیار پویایی اقتصاد در کشور مدنظر قرار می‌گیرد.

مدل تعديل شده را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln(Y_{i,t}) = a'_2 + b'_{21} S_{i,t} + b'_{22} S_{i,t}^2 G_i + \sum c'_{2i} D_i + u'_{2i,t} \quad (\text{ب}2)$$

اگر علامت ضریب (b'_2) جمله اثر متقابل مثبت باشد به معنای اثر مثبت پویایی اقتصاد بر نرخ بازده آموزش خواهد بود. (۲۲)

تخمینهای مربوط به معادله‌های (الف) و (ب) برای کل نمونه و برای زیرگروههای کشورهای کمتر توسعه یافته و کشورهای توسعه یافته در جدول ۲ آورده‌ایم. آشکار است که نزولی بودن نرخهای بازده از حمایت خوبی برخوردار است، زیرا ضریبهای تخمینی S همگی منفی هستند و تخمینهای مربوط به کل نمونه و برای زیرمجموعه کشورهای کمتر توسعه یافته از نظر آماری در هر سطح معقولی معنادار هستند. شاهدی مطلوب حاکی از اثر مثبت پویایی اقتصاد بر نرخ بازده آموزش نیز نسبتاً خوب است. زیرا ضریبهای جمله اثر متقابل همگی مثبت هستند و برآوردهای مربوط به کل نمونه و نیز زیرمجموعه کشورهای کمتر توسعه یافته در سطح ۵ درصد مرسوم از نظر آماری معنادار

(۲۳) هستند.

جدول ۲. برآوردهای مدل تحصیلات از داده‌های سری مقطعی زمانی کشورهای مختلف معادله‌های (۲الف) و (۲ب) با متغیرهای مجازی مربوط به کشورها

N	F	R ^۲	ضریب			جمله ثابت	
			S×G	S ^۲	S		
۱۰۷	۳۶/۳۷	۰/۹۴	...	-۰/۰۱۱*	۰/۲۸۲*	۷/۸۴۱*	معادله (۲الف)
				(-۳/۰۳)	(۵/۷۱)	(۳۸/۸۷)	کل نمونه
۱۰۲	۳۴/۴۳	۰/۹۴	۰/۲۴*	...	۰/۰۴۵	۷/۳۵۴*	معادله (۲ب)
			(۲/۵۶)		(۱/۱۶)	(۲۹/۴۳)	
۲۳	۱۱/۵۰	۰/۸۳	...	-۰/۰۰۱	۰/۱۰۶	۹/۱۰۸*	معادله (۲الف)
				(-۰/۱۷)	(۰/۸۱)	(۱۴/۰۸)	کشورهای توسعه یافته
۲۳	۱۱/۵۷	۰/۸۳	۰/۰۰۶	...	۰/۰۶۹	۹/۲۴۰*	معادله (۲ب)
			(۰/۳۲)		(۱/۴۰)	(۴۲/۶۲)	
۸۴	۲۲/۶۳	۰/۹۱	...	-۰/۰۲۳*	۰/۳۸۹*	۷/۲۶۹*	کشورهای کمتر توسعه یافته
				(-۳/۳۴)	(۵/۱۶)	(۳۱/۴۱)	
۷۹	۱۹/۱۱	۰/۸۹	۰/۰۲۲*	...	۰/۰۶۲	۷/۳۵۲*	معادله (۲ب)
			(۱/۹۵)		(۱/۱۸)	(۲۵/۸۱)	

مأخذ: نرخ رشد محصول ناخالص ملی سرانه برای دوره ۱۹۶۵-۱۹۸۰، ازگزارش توسعه انسانی در سال ۱۹۹۲ برنامه توسعه ملل متحد اخذ شده است.

Human Development Report, 1992. (New York: Oxford University Press, 1992). pp. 174-75, 204-5.

توضیح: مواردی که در جدول ۱ خاطر نشان گردید، در اینجا نیز صادق هستند. داده‌های مربوط به نرخ رشد برای کشورهای شیلی و تایوان در دسترس نبودند، و بنابراین، حجم نمونه معادله (۲ب) به تعداد ۵ مشاهده کمتر از کل نمونه و زیرمجموعه مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافته است. آماره t مربوطه در زیر برآوردها داخل پرانتز آمده است.

* برآورد حداقل در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است.

اگرچه نرخ بازده تخمین زده شده در جدولهای ۱ و ۲ موجه و سودمند به نظر می‌رسند، لیکن شمار کشورهای نمونه ۴۵ کشور است و جالب است بدانیم آیا الگوهای مشاهده شده به دامنه‌های بین‌المللی گسترده‌تر نیز قابل تعمیم است. پی‌جوبی در مورد این پرسش در سطح ساده با استفاده از اطلاعات سری مقطعي در مورد نیروی کار آموزش دیده که از سوی ساخاروبولوس و آریاگادا ارائه شده و شمار بيشتری از کشورها را تحت پوشش قرار می‌دهد، ميسراست، اما اطلاعات برای هر کشور تنها برای یک سال ارائه شده است.^(۲۴) روش است که در اين مورد، امكان استفاده از متغير مجازي خاص هر کشور وجود ندارد و تشخيص مدل به خوبی معادله (۱) نیست. به هر حال، تخمینها همچنان سودمند هستند. براساس معادله (۱) و بدون متغير مجازي خاص هر کشور، جدول ۳ پنج مجموعه از تخمینها در مورد اطلاعات مقطعي از ۸۱ کشور را ارائه می‌دهد.^(۲۵) الگوي گسترده اينجا به الگوي مربوطه به جدول ۱ شبیه است. نرخهای بازده عموماً بالا هستند، نرخ بازده در کشورهای توسعه يافته بسیار كمتر از نرخ مربوط به کشورهای كمتر توسعه يافته است و کشورهای كمتر توسعه يافته به درآمد کم درآمد، از نرخهای بازدهی به شدت كمتر از نرخ مربوط به کشورهای كمتر توسعه يافته با درآمد متوسط برخوردارند. برخی تفاوتها با جدول ۱ نيز ذكر شده‌اند. همچنان که انتظار می‌رفت، برازش‌های جدول ۳ به خوبی جدول ۱ نیست. همچنان نرخهای بازده در سطح جهانی و برای کشورهای كمتر توسعه يافته شاید بيش از حد گزارش شده باشند که به دليل حذف متغير مجازي خاص هر کشور است و تفاوت در جدول ۱ است.

نکات اصلی که از مباحث قبلی حاصل می‌آيند، عبارتند از الف) تخمین نرخ بازده جهانی در جدول ۱ موجه و قابل قبول است. ب) برآوردهای نرخ بازده برای کشورهای كمتر توسعه يافته بيش از نرخ مربوطه کشورهای توسعه يافته است. ج) به نظر می‌رسد که کشورهای كمتر توسعه يافته کم درآمد، از نرخهای بازده آموزش كمتری نسبت به کشورهای كمتر توسعه يافته با درآمد متوسط برخوردارند. د) تأييدی برای نزولي بودن نرخ بازده وجود دارد. ه) به نظر می‌رسد که پويادي اقتصاد، نرخ بازده آموزش را افزایش می‌دهد.

جدول ۳. برآوردهای مدل تحصیلات برای داده‌های سری مقطعی کشورها

N	F	R ²	ضریب S	عبارت ثابت	
۸۱	۱۲۱/۳۵	۰/۶۰	۰/۲۲۳*	۷/۶۲۹*	کل نمونه
			(۱۱/۰۲)	(۵۳/۱۵)	
۱۷	۴/۴۷	۰/۱۸	۰/۰۴۸*	۹/۶۱۷*	کشورهای توسعه یافته
			(۲/۱۱)	(۳۷/۸۹)	
۶۴	۴۵/۲۱	۰/۴۱	۰/۲۲۸*	۷/۵۸۵*	کشورهای کمتر توسعه یافته
			(۶/۷۲)	(۴۰/۲۳)	
۲۱	۰/۲۸	-۰/۰۴	۰/۰۳۳	۷/۶۷۷*	کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد
			(۰/۵۳)	(۳۳/۵۸)	
۴۳	۱۹/۷۹	۰/۳۱	۰/۱۴۹*	۸/۳۰۲*	کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط
			(۴/۴۵)	(۳۹/۳۲)	

مأخذ: اطلاعات مربوط به میانگین سالهای تحصیلات نیروی کار از:

George Psacharopoulos and Ana Maria Arriagada. (April 1992). The Educational Composition of the Labour Force: An International Update. *Journal of Educational Planning & Administration* 6 : 141-59.

و اطلاعات مربوط به سرانه محصول ناخالص داخلی واقعی عامل کار از:

Robert Summers and Alan Heston. (May 1991). The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. *Quarterly Journal of Economics* 106: 327-68.

توضیح: جدول ۱-ب پیوست، کشورهای نمونه را رایه می‌کند، آماره t مربوطه داخل پرانتز زیر برآوردها آمده است.

* برآورد حداقل در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است.

از آنجا که تخمینهای دیگری نیز به تازگی در باره موجودی سرمایه انسانی ارائه شده است، پرسش از اینکه اگر داده‌های مربوط به تحصیلات چیزی جز اطلاعاتی باشد که ساختار پولوس و

آریاگادا به کار برده‌اند، آیا الگوهای ذکر شده به آنچه مشاهده شده است شبیه خواهند بود، پرسش بجایی است.^(۲۶) در اینجا ذکر دو نکته مناسب است. نخست اینکه ساخاروپولوس و آریاگادا، متوسط سالهای تحصیلات هر کارگر را در هر کشور بر اساس داده‌های سرشماری ملاک قرار داده‌اند. تقریباً تمام تخمینهای دیگر برای کل جمعیت بزرگسالان است و بر اساس روش‌های گوناگون تخمین موجودی سرمایه انسانی به دست آمده‌اند. از این‌رو، داده‌های ساخاروپولوس و آریاگادا برای تخمین مدل‌های تحصیلات ارائه شده در این مقاله مناسبتر به نظر می‌رسند.^(۲۷) دوم اینکه شواهد تجربی حاصل از برخی مقایسه‌های سریع، حاکی از آن است که هر چند نرخ بازده تخمینی حاصل از داده‌های ساخاروپولوس و آریاگادا بیشتر موجه به نظر می‌رسد، الگوهای گسترده‌تر ارائه شده در جدولهای ۱ تا ۳، در مورد سایر مجموعه‌های آماری نیز شبیه به آنها هستند.^(۲۸) به نظر می‌رسد که یک مقایسه بی‌کم و کاست در مورد برآوردهای نرخ بازده با توجه به مجموعه‌های مختلف داده‌های سطح تحصیلات زمینه‌ای پریار برای مطالعات بعدی باشد. ژر برمان و مارک روزنزویگ، گام مهمی در این زمینه برداشته‌اند.^(۲۹)

۳. مقایسه‌هایی با دیگر مطالعات

تخمینهای جدولهای ۱ تا ۳ را می‌توان به صورتی گسترده با نتایج گزارش شده مطالعات در مورد ارتباط بین آموزش و تولید یا رشد اقتصادی در مقیاس جمعی (کلان) و مطالعات سطح خرد در مورد نرخ بازده تحصیلات، مورد مقایسه قرار داد.

در سطح کلان و در یک مطالعه قبلی، آن کروگر، اهمیت تفاوت در سرمایه انسانی را در تفسیر تفاوت‌های موجود در درآمد سرانه کشورهای مختلف اندازه گرفت و عنوان نمود که تفاوت در مورد میانگین سالهای تحصیلات ۲۰ تا ۳۰ درصد تفاوت در درآمد سرانه میان ایالات متحده و اغلب کشورهای نمونه را توجیه می‌نماید.^(۳۰) در این اواخر، مطالعات چندی در این زمینه انجام یافته است. برای مثال، آل.جی. لائو، دی. تی. جمیسون و لاوت، تابع تولید کل برای کشورهای در حال توسعه را تخمین زده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که "آموزش یک عامل تعیین کننده مهم در تولید کل و بهره‌وری است، اما میزان اثر آن در کشورها و نواحی مختلف به شکل شایان توجهی متفاوت است.^(۳۱) پل

روم، ارتباط میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را کشف کرد و خاطر نشان ساخت که تغییر در (نرخ) باسادی اثر غیرمستقلی بر رشد تولید (سرانه) ندارد، اما سطح باسادی اولیه به توجیه نرخ سرمایه‌گذاری کمک می‌کند.^(۳۲) روپرت بارو، یک مدل رشد محصول ناخالص داخلی سرانه برای اطلاعات مقطعی ۹۸ کشور طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۵ را تخمین زد و دریافت که رشد محصول ناخالص داخلی واقعی سرانه، ارتباط مثبتی با سرمایه انسانی اولیه دارد. نرخ مشارکت در تحصیل در سال ۱۹۶۰ به عنوان نماینده سرمایه انسانی اولیه انتخاب شده بود.^(۳۳) گریگوری منکیو، دیوید رومر و دیوید ویل، مدل ستی سولو را بسط دادند و اظهار داشتند که شواهد تجربی افزودن سرمایه انسانی به آن را مورد تأیید قرار می‌دهد. آنجا نماینده سرمایه انسانی متوسط درصد جمعیت در سن کار در مدارس متوسطه طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۵ است.^(۳۴) به تازگی، ژر برمن، به طور مشروح، اهمیت سرمایه‌گذاری بر سرمایه انسانی را با اشاره‌ای خاص در مورد وضعیت آمریکای لاتین توضیح داد.^(۳۵) اگر چه مقایسه‌های مستقیم امری ساده نیست، لیکن نتایجی که در این زمینه وجود دارد، از هماهنگی گسترده‌ای با مطالعات سطح کلان در مورد ارتباط بین سرمایه انسانی و عملکرد اقتصاد برخوردارند.

مقایسه‌ای از نتایج گزارش شده در جدولهای ۱ و ۲، با آنچه که از مطالعات در مورد نرخ بازده در سطح خرد حاصل آمده، مهم به نظر می‌رسد. مطالعات مشهوری از این دست وجود دارند. ساخاروبولوس مجموعه شایان توجهی از تخمینهای مربوط به نرخ بازده را که در اغلب این مطالعات ذکر شده‌اند، گردآوری نموده است.^(۳۶) به طور مشخص، جدیدترین مجموعه تنظیم شده از سوی او، پایگاه داده‌های غنی و قابل ملاحظه‌ای در مورد چنین مقایسه‌هایی را دربردارد.^(۳۷) او گذشته از مروری بر روش شناسیها و مباحثات، مجموعه‌ای دایرةالمعارف گونه از بیش از ۵۰۰ مجموعه نرخ بازده تخمین زده شده را براساس کشور، روش تخمین، سطح و نوع آموزش، جنسیت، بخش اقتصادی و سال، تدارک دیده و الگوهایی جهانی و نرخهای متوسطی را تلخیص کرده است. از آنجا که تخمینهای جدول ۱ مطالعه حاضر، بیانگر نرخهای متوسط بازده برای گروه محدودی از کشورها هستند، تنها امکان مقایسه‌ای محدود به کمک نتایج در سطح خرد میسر است. به هر حال، طیف متنوعی از مقایسه‌ها معنادار به نظر می‌رسند.

نخست، ساخاروپولوس، الگویی در مورد نزولی بودن نرخ بازده آموزش بین سطوح آموزش، بین گروههای کشورها که بر اساس درآمد سرانه طبقه‌بندی شده‌اند و در طی زمان را توصیف می‌کند.^(۳۸) تخمینهای جدولهای ۱ و ۲ با چنین الگویی سازگارند، زیرا تخمینهای نرخ بازده در کشورهای کمتر توسعه یافته کاملاً بالاتر و بیشتر از نرخهای مربوط به کشورهای توسعه یافته در جدول ۱ هستند و تمام جملات مربوط به مجدور تحصیلات در جدول ۲ از ضریب‌هایی منفی برخوردارند.

دوم، متوجههای جهانی و منطقه‌ای او به روش مینسری را می‌توان به منظور قضاوت در مورد میزان قوام و استحکام دو مجموعه با تخمینهای جدول ۱ مقایسه نمود.^(۳۹) نرخ متوسط بازده جهانی‌ای که ساخاروپولوس نشان می‌دهد، ۱۰/۱ درصد است. متوسط مربوط به نمونه جهانی جدول ۱ برابر ۱۳ درصد است که به نسبت به عدد مربوطه او نزدیک است.^(۴۰) میانگین او برای کشورهای با درآمد بالا و کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، به ترتیب، ۶/۶ درصد و ۸/۶ درصد است. این نرخها با برآوردهای ۸/۴ درصد در جدول ۱ برای گروه کشورهای توسعه یافته، هماهنگی و همخوانی دارد. نرخ متوسط او برای گروه کشورهای کم درآمد، ۱۱/۲ درصد است، در حالی که این نرخ در جدول ۱، ۹ درصد است و انسجام گسترده‌ای میان این دو وجود دارد. میانگین او برای کشورهای با درآمد کمتر از متوسط و بیشتر از متوسط، به ترتیب، ۱۱/۷ درصد و ۷/۸ درصد است، اما تخمین برای کشورهای با درآمد متوسط در جدول ۱، ۱۶/۲ درصد است. به نظر می‌رسد که اختلاف ناشی از تفاوت در نمونه‌ها و طبقه‌بندیها باشد.

مقایسه‌ای میان تخمینهای جدول ۱ با متوجههای سطح خرد مینسری که ساخاروپولوس گزارش کرده است نیز می‌تواند تا حدودی آثار خارجی آموزش را روشن سازد. اگر در بخش دوم این مقاله توضیح دادم تخمینهای مینسری بر اساس داده‌های سطح خرد منافع خصوصی را منعکس می‌سازند، حال آنکه موارد ارائه شده در جدول ۱ را می‌توان منافع اجتماعی دانست چرا که احتمالاً تولید کل شامل تمام موارد تبعات آموزش بر درآمد نیز هست. همچنین، آن گونه که در بخش دوم خاطر نشان ساختم، فرض روش مینسری بر آن است که درآمدهای صرف نظر شده، تنها شامل هزینه تحصیلات است و هزینه‌های غیرفرصتی برابر صفر فرض شده است. بنابراین، اگر تحصیلات نسبت به درآمد یا تولید دارای تبعات مثبتی باشد، روش مینسری باید به ارائه تخمینهای بالاتری از

نرخ اجتماعی بازده در مورد داده‌های جمعی به نسبت تخمین نرخ بازده خصوصی حاصل از داده‌های سطح خرد بینجامد.

در سطحی وسیعتر، متوسط جهانی در اثر تدوین شده از سوی ساخاروپولوس $10/1$ درصد است که کمتر از تخمین 13 درصد در جدول 1 است. همچنین متوسط مربوط به کشورهای توسعه یافته در جدول 1 ، برابر $8/4$ درصد بیشتر از رقم $6/8$ درصد ارائه شده از سوی او برای گروه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و رقم $6/6$ درصد برای گروه کشورهای پردرآمد است. مقایسه اعداد برای دیگر گروهها، به دلیل تفاوت در میزان پوشش اطلاعات و تفاوت طبقه‌بندیها، کار دشواری است. بنابراین، اگرچه آزمون را می‌توان تنها به عنوان دلالت و نتیجه‌ای غیرقطعی به کار بست، اما این مقایسه‌ها حاکی از آن نیست که نرخ بازده اجتماعی آموزش کمتر از نرخ بازده خصوصی آن است. به هر حال، بازده اجتماعی اندکی بیشتر بوده و حاکی از تبعات مثبت آموزش است. مقایسه‌هایی که ساخاروپولوس خود براساس تخمینهای حاصل از "روش کامل" انجام داده است، نشان می‌دهد که در بیشتر موارد، نرخهای بازده اجتماعی کمتر است. به هر حال، از آنجا که یارانه‌های دولتی شایان توجهی به تمام سطوح آموزش تعلق می‌گیرد و دست یافتن به تبعات آموزش در سطح داده‌های خرد کار دشواری است، در تفسیر این مقایسه‌ها، باید احتیاط کرد.

۴. برخی ملاحظات روش شناختی دیگر

طرح متغیر مجازی در معادلات (1) و (2) به منظور کشف تفاوت‌های خاص ناشی از کشور در تأثیر "دیگر" متغیرها بر تولید واقعی نیروی کار، به اطمینان خاطر بیشتر می‌انجامد. بدین ترتیب، تطابق و هماهنگی گسترده‌ای میان نتایج جدولهای 1 تا 3 و دیگر تخمینهای گزارش شده از سوی ساخاروپولوس و پژوهشگران دیگر باید وجود داشته باشد. هر چند ممکن است همچنان نگران نبود برخی متغیرهایی باشیم که بر تولید سرانه نیروی کار در کشورهای مختلف اثر می‌گذارند. عاملی که به سادگی به ذهن متبادر می‌گردد، عامل سرمایه است. اگرچه داده‌ها در مورد ذخیره سرمایه، حتی در کشورهای توسعه یافته، به ندرت در دسترس است، سامرز و هستون تخمینهایی در مورد سرانه ذخیره سرمایه برای چند کشور تخمین زده‌اند که قضاوتی مقدماتی در مورد انحراف ممکن در

الگوهای نرخ بازده مشاهده شده به سبب حذف متغیر سرمایه را میسر می‌سازد. بدین منظور، شکل اصلاح شده معادله (۱) را که در پی می‌آید، می‌توان به کار برد.

$$\ln(Y_i) = a_3 + b_3 S_i + c_3 \ln(K_i) + a_{33} LDC_i + b_{33} (S_i \times LDC_i) + u_{3i}$$

که در آن، K_i سرانه موجودی سرمایه عامل کار است. LDC_i یک متغیر مجازی است که مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کند، به گونه‌ای که برای کشورهای در حال توسعه، مقدار آن یک و برای کشورهای توسعه یافته، صفر است و $S \times LDC$ شبیه متغیر مجازی است و برابر حاصل S و LDC است. از آنجا که فقط اطلاعاتی در مورد چند کشور فراهم است و اطلاعات در مورد سالهای مختلف در همه کشورها موجود نیست، متغیرهای مجازی مربوط به کشورها را نمی‌توان مورد لحاظ قرار داد. همچنین تعداد مشاهدات اندک است و نمی‌توان رگرسیونهای جداگانه‌ای را برای کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته برآش کرد. بنابراین، عرض از مبدأ مجازی (LDC) و شبیه متغیر مجازی ($S \times LDC$) مورد لحاظ قرار گرفته‌اند تا عبارت ثابت و ضریب S در دو گروه مورد نظر کشورها بتواند متفاوت باشد.

جدول ۴، تخمینهای مربوط به معادله (۳) را برای بزرگترین نمونه که شامل ۲۲ مشاهده از داده‌های مقطعی مجموعه مورد لحاظ در جدول ۳ است، ارائه می‌دهد. تخمینهای هم بدون متغیر $\ln(K)$ و هم با متغیر $\ln(K)$ ارائه شده‌اند، و بنابراین، اثر حذف متغیر سرمایه را مستقیماً می‌توان ملاحظه نمود. نتایج تخمینهای حاکی از آن است که با وجود این واقعیت که ضریب متغیر سرمایه معنادار بوده و مقدار آن نیز بزرگ است، افزودن یا حذف این متغیر، تأثیری اندک بر تخمینهای نرخ بازده برای گروه مینا دارد. همچنین با وجود تفاوت در نمونه‌ها، تخمینهای مربوط به نرخ بازده برای گروه کشورهای توسعه یافته (گروه مینا) در جدول ۴ با تخمینهای مربوطه در جدول ۳ تقریباً برابرند. البته افزودن متغیر سرمایه، ضریب $S \times LDC$ را که بیانگر تفاوت‌های کشورهای توسعه یافته و کمتر توسعه یافته در زمینه تخمینهای نرخ بازده است، به شدت تنزل می‌دهد. هر چند به نظر می‌رسد که چنین ضعفهایی، حاکی از کوچک و غیرمعمول بودن نمونه‌ای است که تخمینهای از آن حاصل آمده‌اند.

جدول ۴. برآوردهای معادله^(۳) بالحاظدادشتن متغیر سرمایه سرانه عامل کار و بدون آن نمونه مقطعی با مقدار ثابت شیبها متفاوت برای کشورهای کمتر توسعه یافته و کشورهای توسعه یافته

N	F	R^2	IDC	ضریب			عبارت ثابت	
				S×LDC	ln(K)	S		
۲۲	۱۰۸/۶۳	۰/۹۴	-۲/۸۳۶*	۰/۲۵۱*	...	۰/۰۴۷	۹/۶۳۳*	بدون ln(K)
۲۲	۱۰۹/۲۲	۰/۹۵	-۱/۳۹۴*	۰/۱۳۱*	۰/۳۲۷*	۰/۰۵۷	۶/۱۲۱*	شامل ln(K)

مأخذ: اطلاعات مربوط به سرانه سرمایه عامل کار (K) از:

Robert Summers and Alan Heston, "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", Quarterly Journal of Economics 106 (May 1991): 327-68.

اطلاعات مربوط به میانگین سالهای تحصیلات نیروی کار (S) و سرانه محصول ناخالص داخلی نیروی کار از همان مأخذ جدول ۳ اخذ شده‌اند.

توضیح: LDC و S×LDC متغیرهای مجازی هستند که امکان تغییر عبارت ثابت و ضریب S براساس حضور کشور در گروه کشورهای توسعه یافته و کمتر توسعه یافته را میسر می‌سازند، کشورهای توسعه یافته به عنوان گروه مینا در نظر گرفته شده‌اند. نمونه، شامل استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، شیلی، دانمارک، فنلاند، فرانسه، جمهوری فدرال آلمان، یونان، هند، اسرائیل، ایتالیا، ژاپن، کنیا، کره جنوبی، نروژ، فیلیپین، اسپانیا، سوئد، بریتانیا (انگلستان و ولز) و ایالات متحده آمریکاست. آماره t مربوطه داخل پرانتز زیر ضریبهای برآورد شده آمده است.

* برآوردها حداقل در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار هستند.

سرابجام چنان که همواره ذکر شده است، هر چند میزان تحصیلات نیروی کار شاید به دلایلی معقول به عنوان عاملی مرتبط بروزنا به جای تولید سرانه جاری نیروی کار مطرح شده است، شایسته است که یک آزمون خطای تشخیص برای ارزیابی تجربی از آن جنبه به عمل آید. جیمز رمزی، آزمون (RESET) را برای این منظور پیشنهاد می‌کند.^(۴۱) ساده‌ترین شکل آزمون، محاسبه توان دوم مقدار پیش‌بینی شده متغیر وابسته از رگرسیون اولی و افزودن آن به عنوان متغیر دیگری به مدل

است. فرض صفر "نیو خطا تشخیص" با تعیین اینکه آیا ضریب تخمینی برای متغیر افزوده شده (توان دوم مقادیر پیش بینی شده متغیر وابسته) به شکلی معنادار از صفر متمایز است، مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای مدل نمونه کامل جدول ۱ آماره t مربوطه برابر $-1/21$ است، و این رو، تخمین از معنادار بودن آماری لازمه در هیچ سطحی برخوردار نیست.^(۴۲) بنابراین، شایسته است نتیجه‌گیری کنیم که شواهد ناچیزی در حمایت از وجود هرگونه خطا تشخیص عمده در معادله (۱) به سبب حذف متغیری مرتبط یا به سبب بازخور ممکن ناشی از متغیر وابسته در دسترس است.

۵. نتیجه‌گیری

من با استفاده از اطلاعات چند کشور درباره درآمد واقعی سرانه نیروی کار و متوسط آموزش نیروی کار مدل‌های مینسرسی ساده تحصیلات را پس از افزودن متغیرهای مجازی مربوط به کشورها برآورد نمودم. برآوردهایی از نرخ بازده تحصیلات برای کل نمونه و نیز برای چندین زیرمجموعه از نمونه که براساس تفاوت در سطح توسعه تمیز داده شده بودند، به دست آوردم. همچنین کوشیدم تا قضاوت مستقیمی در این مورد که آیا شاهدی ملموس از نزولی بودن نرخ بازدهی تحصیلات وجود دارد و آیا پویایی اقتصاد اثر مثبتی بر این بازده دارد یا نه، انجام دهم. صرف نظر از نبود دلالتی بروجود خطای تشخیص قابل ملاحظه، با استفاده از هفت مشاهده می‌توان خلاصه‌ای از نتایج اصلی را در اختیار داشت. نخست، این مدل‌های ساده از برازش بسیار خوبی برخوردارند و به نظر می‌رسد، از آنچه در مطالعات دیگر که با استفاده از معادله‌های رگرسیونی پیچیده‌تر صورت گرفته، بهتر باشد. دوم، نرخ بازده جهانی در حدود ۱۳ درصد است، این رقم با آنچه ساخاروپولوس و پژوهشگران دیگر گزارش کرده‌اند، مطابقت دارد. سوم، به نظر می‌رسد نرخ بازدهی تحصیلات در کشورهای توسعه یافته، از این نرخ در کشورهای کمتر توسعه یافته کمتر باشد، این مطلب نیز با الگویی که در مطالعات دیگر مورد اشاره قرار گرفته، مطابقت دارد. چهارم، برآوردهای نرخ بازده برای گروه کشورهای کم درآمد در میان کشورهای کمتر توسعه یافته، کمتر از کشورهای با درآمد متوسط در همین گروه به نظر می‌رسد. پنجم، هر چند به نظر می‌رسد که تخمینهای مربوط به کشورهای توسعه یافته، کشورهای کمتر توسعه یافته

کم درآمد و کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط الگویی منحنی گونه را ارائه می‌دهد، لیکن تصویر عمومی حکایت از نزولی بودن نرخ بازده تحصیلات دارد. سرانجام، برخی کاوشهای مقدماتی دلالت بر آن دارند که الگوهای گسترده درمورد برآوردهای نرخ بازدهی احتمالاً تحت تأثیر افزودن یا حذف متغیر سرانه موجودی سرمایه به ازای عامل کار قرار نمی‌گیرد.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست الف

جدول ۱ - الف) کشورهای نمونه که در جدولهای ۱ و ۲ مبنای قرار گرفته‌اند

کشور	سالهای مشاهده	کشور	سالهای مشاهده
کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط		کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد	
پاناما	۱۹۷۰ و ۱۹۸۰	مصر	۱۹۶۰ و ۱۹۷۶ و ۱۹۸۶
پاراگوئه	۱۹۷۲ و ۱۹۸۲	اتیوبی	۱۹۷۸ و ۱۹۸۴
پرو	۱۹۶۱ و ۱۹۸۱	هندوراس	۱۹۶۱ و ۱۹۷۴ و ۱۹۸۹
پرتقال	۱۹۸۱ و ۱۹۸۷	هندوستان	۱۹۶۱ و ۱۹۸۱
سنگاپور	۱۹۷۴ و ۱۹۸۰	اندونزی	۱۹۷۸ و ۱۹۸۰ و ۱۹۸۸
کره جنوبی	۱۹۶۹ و ۱۹۸۰	نیجریه	۱۹۶۳ و ۱۹۶۷
اسپانیا	۱۹۸۱ و ۱۹۸۷	پاکستان	۱۹۷۵ و ۱۹۸۱
سوریه	۱۹۶۰ و ۱۹۷۵	سریلانکا	۱۹۶۳ و ۱۹۷۱ و ۱۹۸۱
تایوان	۱۹۸۰ و ۱۹۸۳ و ۱۹۸۸	زامبیا	۱۹۶۳ و ۱۹۷۹
تایلند	۱۹۶۰ و ۱۹۷۴ و ۱۹۸۰	کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط	
تونس	۱۹۷۵ و ۱۹۸۵	الجزایر	۱۹۷۷ و ۱۹۸۵
اوروگوئه	۱۹۶۳ و ۱۹۷۵	آرژانتین	۱۹۶۰ و ۱۹۸۰
ونزوئلا	۱۹۷۹ و ۱۹۸۲	بوتسوانا	۱۹۷۱ و ۱۹۸۴
کشورهای توسعه یافته		برزیل	۱۹۶۰ و ۱۹۸۰
استرالیا	۱۹۸۱ و ۱۹۸۷	شیلی	۱۹۶۹ و ۱۹۸۱
بلژیک	۱۹۷۰ و ۱۹۷۷ و ۱۹۸۶	کلمبیا	۱۹۵۱ و ۱۹۶۴ و ۱۹۷۳ و ۱۹۷۸
کانادا	۱۹۶۹ و ۱۹۸۱ و ۱۹۸۷	یونان	۱۹۶۱ و ۱۹۷۱ و ۱۹۸۱
دانمارک	۱۹۸۱ و ۱۹۸۳	گواتمالا	۱۹۶۴ و ۱۹۷۳
ژاپن	۱۹۶۹ و ۱۹۷۹	هنگکنگ	۱۹۸۱ و ۱۹۸۸
هلند	۱۹۶۷ و ۱۹۷۵ و ۱۹۸۷	اردن	۱۹۷۵ و ۱۹۸۷
نروژ	۱۹۸۰ و ۱۹۸۷	مالزی	۱۹۶۷ و ۱۹۸۰ و ۱۹۸۶
سویس	۱۹۸۰ و ۱۹۸۸	موریس	۱۹۷۲ و ۱۹۸۳
ایالات متحده	۱۹۵۰ و ۱۹۶۹ و ۱۹۸۱ و ۱۹۸۸	مغرب	۱۹۷۱ و ۱۹۸۲ و ۱۹۸۴
		مکزیک	۱۹۷۰ و ۱۹۷۷

توضیح: کل تعداد کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد ۹ کشور، کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط ۲۷ و کشورهای توسعه یافته ۶ مورد است. تعداد مشاهدات برای کمتر توسعه یافته کم درآمد ۲۲ مورد، کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط ۶۲ و توسعه یافته ۲۳ بوده است.

پیوست ب

جدول ۱ - ب) کشورهای نمونه که در جدول ۳ مبنای عمل قرار گرفته‌اند

توسعه یافته (۱۷)	کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط (۴۳)	کمتر توسعه یافته کم درآمد (۲۱)
استرالیا	مکزیک	الجزایر
اتریش	مراکش	آرژانتین
بلژیک	نیکاراگوئه	باربادوس
کانادا	پاناما	بولیوی
دانمارک	پاراگوئه	بوتسوانا
فنلاند	پرو	برزیل
فرانسه	فیلیپین	کامرون
جمهوری فدرال آلمان	پرتغال	شیلی
ایتالیا	سنگال	کلمبیا
ژاپن	سنگاپور	کاستاریکا
هلند	کره جنوبی	اکوادور
زلاند نو	اسپانیا	فیجی
نروژ	سوازیلند	یونان
سوئد	سوریه	گواتمالا
سویس	تایوان	هنگ کنگ
بریتانیا (انگلستان و ولز)	تایلند	ایران
ایالات متحده آمریکا	ترینیداد و توباگو	اسرائیل
	تونس	ساحل عاج
	اوروگوئه	جامائیکا
	ونزوئلا	اردن
	یمن	مالزی
		موریس

یادداشت‌ها

1. George Psacharopoulos, Returns to Education: An International Comparison (San Francisco: Jossey-Bass, 1973). "Returns to Education: AN Updated International Comparison", Comparative Education 17 (1981): 321-41, "Returns to Education: A Further International Update and Implications", *Journal of Human Resources* 20 (Fall 1985): 583-604, and "Returns to Investment in Education: A Global Update", World Bank Policy Research Wroking Paper No. WPS 1067 (World Bank, Washington, D.C., January 1993).

۲. ساخاروپولوس نیز چنین مقایسه‌هایی را ارائه نموده است.

Returns to Education, "Returns to Education: An Updated International Comparison," "Returns to Education: A Further International Update and Implications," and "Returns to Investment in Education: A Global Update.

هر چند تلفیق‌هایی از این دست، تحت تأثیر تفاوت در نمونه زیر پوشش و کیفیت برآوردهای نرخ بازده برای کشورهای مختلف قرار می‌گیرد. برآوردهای ارائه شده در این مقاله را باید به عنوان مکمل مفیدی برای تلفیق و مقایسه‌های حاصل از مطالعات درون کشوری قلمداد نمود.

3. George Psacharopoulos and Ana Maria Arriagada, "The Educational Composition of the Labour Force: An International Update", *Journal of Education Planning and Administration* 6 (April 1992): 141-59; Robert Summers and Alan Heston. "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988," *Quarterly Journal of Economics* 106 (May 1991): 327-68.

4. Jacob Mincer, *Schooling, Experience, and Earnings* (New York: National Bureau of Economic Research, 1974).

5. Ibid., pp.8-11.

۶ همچنین نگاه کنید به:

Robert Willis, "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions," in *Handbook of Labor Economics*, ed. Orley Ashenfelter and Richard Layard (New York: North-Holland, 1986), 1:525-602, esp. pp.550-51.

او خاطر نشان می‌سازد که تابع مینسری را می‌توان به عنوان لگاریتم نرمال تابع تولید سرمایه انسانی برای افراد تعبیر نمود. آن گاه، اگر تحصیلات به عنوان عاملی بروزرا در نظر گرفته شود، ضریب S در معادله‌ای رگرسیونی نظیر معادله (۱) برآورده از مقدار متوسط پارامتر نرخ بازدهی را در جمعیت ارائه خواهد داد.

7. Sherwing Rosen, "Human Capital," in *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, ed. John Eatwell, Murray Milgate, and Peter Newman (New York: Stockton, 1987), 2:681-90, esp. pp.683-84.

۸. جنبه‌های دیگری از مدل نیز وجود دارند. برای مثال، می‌توان ضریب تحصیلات را به عنوان نرخ بهره (یا تنزیل) در نظر گرفت. همچنین تفسیر وزن (صفحه ۶۸۴) دلالت بر آن دارد که ارزش حال درآمدهای آتی تنزیل شده برای تمام سطوح تحصیلی یکسان است، و بنابراین، افراد نسبت به مقادیر مختلف سرمایه‌گذاری بر تحصیلات بی‌تفاوت هستند. به دیگر سخن، ثروت انسانی برای همه افراد به یک اندازه است.

۹. برخی از مهمترین مشکلات به روشنی از سوی گریلچز مورد بحث قرار گرفته‌اند:

Zvi Griliches, "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems," *Econometrica* 45 (January 1977): 1-22.

مسائل دیگری نیز در مورد تشخیص از سوی ویلیس مورد بحث واقع گردیده‌اند. شولتز یکی از بهترین مباحث در زمینه مطالب مفهومی و روش شناسی را تهیه کرده است:

T. Paul Schultz., "Education Investments and Returns," in *Handbook of Development Economics*, ed. Hollis Chenery and T.N. Srinivasan (New York: North-Holland, 1988), 1:577-82.

۱۰. جنبه‌های دیگری از این مدلها نیز در متون مربوط به این بحث مورد توجه قرار گرفته‌اند. برای مثال، مطالعه پیشین جیمز هکمن و سولسون پولاچک از فرم نیمه لگاریتمی مدل حمایت می‌کند:

"Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings Schooling Relationship,"
Journal of the American Statistical Association 69 (June 1974): 350-54.

علاوه بر ویلیس و شولتز، برخی مطالعات جدید، از جمله

C.R.S. Dougherty and E. Jimenez., "The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications," *Economics of Education Review* 10 (June 1991): 85-98: and Noel Gaston and Jaime Tenjo, "Educational Attainment and Earnings Determination in Colombia," *Economic Development and Cultural Change* 41 (October 1992): 125-39.

۱۱. نگاه کنید به:

Psacharopoulos and Arriagada, "The Educational Composition of the Labour Force: An International Update."

همچنین مطالعه قدیمی‌تری نیز وجود دارد:

George Psacharopoulos and Ana Maria Arriagada, "The Educational Composition of the Labour Force: An International Comparison," *International Labour Review* 125 (September-October 1986): 561-74.

تخمینهایی که در اینجا ارائه شده، بر مبنای مطالعه جدیدتر است که بیشتر روزآمد بوده و شمار بیشتری از کشورها را دربرمی‌گیرد. برآوردهایی که بر مبنای داده‌های سال ۱۹۸۶ ایشان است، بسیار شبیه این نتایج بوده و از طریق تماس با نگارنده قابل وصول است.

۱۲. نمونه به استثنای چین و کویت که آشکارا مواردی غیرمعمول به شمار می‌روند، شامل همه کشورها و سالهایی است که داده‌های آن در آثار زیر در دسترس بوده است:

Psacharopoulos and Arriagada, "The Educational Composition of the Labour Force: An International Update"; and Summers and Heston.

13. Sultan Ahmad, "Improving Inter-Spatial and Inter-Temporal Comparability of National Accounts," *Journal of Development Economics* 44 (June 1994): 53-75; Jere R.Behrman and Mark R. Rosenzweig, "Caveat Emptor: Cross-Country Data on Education and the Labor Force," *Journal of Development Economics* 44 (June 1994): 147-71; Alan Heston, "A Brief Review of Some Problems in Using National Accounts Data in Level of Output Comparisons and Growth Studies," *Journal of Development Economics* 44 (June 1994): 29-52; T.N. Srinivasan, "Data Base for Development Analysis: An Overview," *Journal of Development Economics* 44 (June 1994): 3-27.

۱۴. در نظر گرفتن کشورها در گروه کم درآمدها بر اساس مأخذ زیر است:

World Bank, *World Tables 1992* (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1992), pp.684-85.

نیز کشورهایی که ساخاروپولوس و آریاکادا در

("The Educational Composition of the Labour Force: An International Updat" [n.3 above])

آنها را به عنوان کشورهای توسعه یافته با اقتصاد مبتنی بر بازار خوانده‌اند، در گروه DC قرار داده شده و بقیه در گروه کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط جای گرفته‌اند.

۱۵. برای مثال R^2 تغییر مجازی در سطر اول جدول ۱ آمده، بدون متغیر مجازی $0/59$ است و به رقم مربوطه در سطر ۱ جدول ۳ شبیه است.

16. Psacharopoulos, "Returns to Investment in Education" (n.1 above).

۱۶. وقتی یک عبارت تحصیلات میان کشورهای کمتر توسعه یافته (متغیر مجازی شیب) به مدل با نمونه کامل جدول ۱ افزوده شود، تخمینهای نرخ بازده برای کشورهای کمتر توسعه یافته $0/6$ درصد بیش از گروه کشورهای توسعه یافته (که گروه مبنای است) خواهد شد و فرض صفر برابر نرخ بازده بین کشورهای توسعه یافته و کشورهای کمتر توسعه یافته در سطح احتمال ۱۵ درصد رد می‌شود. وقتی عرض از مبدأ و متغیر مجازی شیب برای گروه کشورهای کمتر توسعه یافته به مدل

مقطعی جدول ۳ افزوده شود، متغیر مجازی شب برای کشورهای کمتر توسعه یافته نشان می‌دهد که تفاوت نرخ بازده در بین دو گروه کشورهای توسعه یافته و کمتر توسعه یافته وجود داشته و از نظر آماری در سطح ۵ درصد شایان توجه است.

18. Psacharopoulos, "Returns to Investment in Education," p.13.

بخش سوم متن، مقایسه‌های مشروختی را دربردارد.

19. Psacharopoulos and Arriagada, ("The Educational Composition of the Labour Force: An International Update," pp.143-49).

مؤلفان خاطر نشان می‌سازند که متوسط تحصیلات عامل کار برای کشورهای توسعه یافته با اقتصاد مبتنی بر بازار، ۱۰/۹ سال است در حالی که میانگین برای کشورهای کمتر توسعه یافته در بیشتر مناطق بسیار کمتر از این است. برای مثال، میانگین برای کشورهای غرب آفریقا ۱/۸ سال، برای جنوب آسیا ۲/۲ سال و برای شرق آسیا، خاورمیانه و شمال آفریقا ۳/۸ سال است.

20. T.W. Schultz., "The Value of the Ability to Deal with Disequilibria," *Journal of Economic Literature* 13 (September 1975): 827-46; Finis Welch "Education in Production," *Journal of Political Economy* 78 (1970): 35-59.

۲۱. میانگینهای غیرمزون نمونه برای تحصیلات در کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد و درآمد متوسط، به ترتیب، ۳/۳۹ و ۵/۲۵ سال است. نماینده پویایی اقتصاد، نرخ رشد سالانه محصول ناخالص ملی سرانه G طی دوره ۱۹۶۵-۱۹۸۰ است و میانگینهای غیرمزون برای آن متغیر، به ترتیب، ۲/۲۳ درصد و ۴/۳۸ درصد برای کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد و با درآمد متوسط است.

۲۲. معادله‌های (۲)الف و (۲)ب را می‌توان به عنوان معادله‌های اکتشافی تشخیص دانست که مقدمتاً قصد آن قضاؤت در این باره است که آیا شاهدی دال بر بازدههای نزولی وجود دارد و آیا پویایی اقتصاد تأثیرات مثبتی بر نرخهای بازده آموزش دارد. روشن است که ضریبهای S در معادله‌های (۲)الف و (۲)ب برآوردهایی از نرخ بازده ارائه نمی‌دهد. حال نرخهای بازده تغییر می‌کند و در معادله (۲)الف عامل S_i و در معادله (۲)ب عامل b_i آنها را ارائه

می‌دهد. براساس میانگینهای غیرموزون نمونه برای S، ۵/۹۵ و برای G، ۳/۵۷ است، میانگین نرخهای بازده که از تخمینهای جدول ۲ برای (۲ الف) و (۲ ب) حاصل آمده، برای کل نمونه، به ترتیب، ۱۴۶٪ و ۱۳۱٪ است. این ارقام کاملاً به برآورد جدول ۱ (یعنی ۱۳۰٪) نزدیک است.^{۲۳} به رغم اینکه از نماینده‌ای ساده برای درجهٔ پویایی اقتصاد استفاده شده، باز هم نتایج شایسته به نظر می‌رسند. توجه داشته باشید که تعداد مشاهدات برای کشورهای توسعه یافته،^{۲۴} مورد است.

24. Psacharopoulos and Arriagada. "The Educational Composition of the Labour Force: An International Update"(n.3 above), pp.143-49.

۲۵. جدول ۱-ب پیوست، فهرست کشورهای نمونه را رایه کرده است. سال مشاهده گاه متفاوت است، لیکن در بسیاری موارد، مربوط به اوخر دهه ۱۹۷۰ و آغاز دهه ۱۹۸۰ است. کشورهایی که در "The Educational Composition of the Labour Force:(آریاگادا و ساخاروپولوس)" و سامرزو هستون (یادداشت شماره ۳) اطلاعات کاملی برای آنها وجود دارد، مورد لحاظ قرار گرفته‌اند. تنها استثناء، دو کشور مهم صادرکننده نفت (بحرين و کویت)، چین و کشورهای اروپای شرقی هستند که آشکارا ساختارهای تولید آنها غیرمعمول است.

۲۶. برآوردهای دیگر که آنجا اضافه شده‌اند، عبارتند از:

Robert Barro and J.Lee. "International Comparisons of Educational Attainment, 1960-1985" (Harvard University, Cambridge Mass., 1992, mimeographed); G.A. Kyriacou. "Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis" (New York University, New York, 1992, mimeographed); Vikram Nehru, Eric Swanson, and Ashutosh Dubey, "A New Database on Human Capital Stock: Sources, Methodology, and Results," World Bank Policy Research Working Paper No.WPS 1124 (World Bank, Washington, D.C., April 1993); and United Nations Development Programme (UNDP), *Human Development Report 1992* (New York: UNDP, 1992).

۲۷. به حال، چنانکه یکی از داوران تیزین مقاله نیز یادآوری کرده است، مقایسه میان مفهوم کارگر در کشورهای مختلف، کار دشواری است، همچنین تحصیلات کسانی که از زمرة نیروی کار نیستند نیز ممکن است بر تولید کل اثر گذارد.

۲۸. از میان دیگر مجموعه داده‌های گردآوری شده، اثر نهرو، سواسون و دابی، مشروخترین به شمار می‌روند. به منظور تمرکز امر بر مقایسه داده‌های مربوط به تحصیلات، از برآوردهای معادله (۱) برای ۹۵ مشاهده‌ای که در کارهای ساخاروپولوس و آریاگادا (The Educational Composition of the Labour Force: An International Update) و گردآوریهای نهرو، سواسون و دابی مشترک بوده‌اند، بهره‌گیری شده است. مقایسه‌های زیر، نشان می‌دهد که برآوردهای (نرخ بازده) براساس داده‌های تحصیلات از این دو منبع با دیگر متغیرها مشابه است.

داده‌های ساخاروپولوس	داده‌های نهرو، سواسون و دابی	و آریاگادا	کل نمونه (N=۹۵)
۰/۲۸۶	۰/۱۱۹		
۰/۲۳۷	۰/۵۶۶		کشورهای توسعه یافته (N=۲۰)
۰/۲۸۸	۰/۱۳۶		کشورهای کمتر توسعه یافته (N=۷۵)
۰/۲۳۵	۰/۰۷۹		کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد (N=۲۱)
۰/۳۰۵	۰/۱۴۶		کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط (N=۵۴)

الگوی گسترده در هر دو مجموعه یکسان هستند، اما برآوردهای حاصل از داده‌های نهرو، سواسون و دابی به نظر می‌رسند که نرخهای بازده را بیش از حد بیان کرده و در آنها فاصله کشورهای توسعه یافته و کمتر توسعه یافته کمتر است. من همچنین مقایسه‌ای میان برآوردهای ۸۰ مشاهده که در داده‌های مقطعی ساخاروپولوس و آریاگادا (جدول ۳) و گزارش توسعه انسانی برنامه توسعه ملل متحده در سال ۱۹۹۲ مشترک بود، انجام داده‌ام. سالهای آموزش بزرگسالان و محصول ناخالص داخلی واقعی سرانه در این گزارش به جای تحصیلات و داده‌های جدول ۳ به کار برده شد. این مقایسه نیز عنوان می‌دارد که الگوهای برآوردها در دو مجموعه شبیه یکدیگر است، اما نرخ بازده برای کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد کمتر از نرخ مربوطه برای کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط نیست. این برآوردها براساس داده‌های گزارش توسعه انسانی در سال ۱۹۹۲ است.

داده‌های نهرو، سواسون و دابی برای مقایسه اثر مثبت پویایی اقتصاد بر بازدهی تحصیلات نیز به کار برده شدند. داده‌های گزارش توسعه انسانی برنامه توسعه ملل متحده در سال ۱۹۹۲ نیز بر بازدهی نزولی و اثر مثبت پویایی اقتصاد صحه می‌گذارد. برای کسب جزئیات بیشتر با مؤلف تماس بگیرید.

29. Jere R. Behrman and Mark R. Rosenzweig, "Adult Schooling Stocks: Comparisons among Aggregate Data Series" (University of Pennsylvania, Philadelphia, July 1993, mimeographed).

مقایسه‌ای حدودی محدودتر نیز از سوی لائو، جمیسون و لوآ، انجام گرفته است.

"Education and productivity in Developing Countries: An Aggegate Production Function Approach" (Stanford University, Stanford, Calif, December 1990, mimeographed).

30. Anne O.Krueger, "Factor Endowments and Per Capita Income Differences among Countries," *Economic Journal* 78 (September 1968): 641-59.

31. Lau, Jamison, and Louat.

32. Paul Romer, "Human Capital and Growth: Theory and Evidence," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 32 (1990): 251-86.

33. Robert J. Barro, "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics* 106 (May 1991): 407-43.

34. N.Gregory Mankiw, David Romer, and David N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 107 (May 1992): 407-37.

35. Jere R. Behrman, "Investing in Human Resources," in *Economic and Social Progress in Latin America; 1993 Report* (Baltimore: Johns Hopkins University Press for the Inter-American Development Bank, 1993), pp.187-255.

36. Psacharopoulos, *Returns to Education* (n.1 above), "Returns to Education: An Updated International Comparison" (n.1 above), "Returns to Education: A Further International Update and Implications" (n.1 above), and "Returns to Investment in Education: A Global Update" (n.1 above).

37. Psacharopoulos, "Returns to Investment in Education."
38. Ibid., pp.7-13.
۳۹. متوسطهای سطح خرد روش مینسری در جدولهای ۳ و ۴ (صفحات ۱۲ و ۱۳) مأخذ پیشین آورده شده‌اند. این نتایج از جدول ۲-الف صفحات ۴۳-۴۲ اثر ساخاروپولوس اخذ شده‌اند. توجه داشته باشد که این متوسط براساس جدیدترین برآوردهای نرخ بازده برای ۶۲ کشور است، حال آنکه برآوردهای جدول ۱ مطالعه حاضر، براساس ۱۰۷ مشاهده از ۴۵ کشور است. به هر حال، از آنجا که مقایسه‌ها برای گروههای نسبتاً وسیعی (نمونه‌های بزرگی) انجام شده‌اند، معنادار هستند.
۴۰. برآورد نرخ جهانی بازدهی در جدول ۳ بسیار از رقم مربوطه جدول ۱ بیشتر است. اما برآوردهای مربوط به کشورهای توسعه یافته و کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، کمتر از ارقام مربوطه در جدول ۱ است. در مجموع، برآوردهای جدول ۱ بهتر از نتایج جدول ۳ به نظر می‌رسند و این مطلب حکایت از مزیت لحاظ کردن عرض از مبدأ مجازی مربوط به ویژگی کشور دارد.
۴۱. این آزمون در اثر زیر توضیح داده شده است.

James B. Ramsey and Peter Schmidt, "Some Further Results on the Use of OLS and BLUS Residuals in Specification Error Tests," *Journal of the American Statistical Association* 71 (1976): 389-90.

۴۲. جزئیات بیشتر در مورد آزمون را می‌توانید از مؤلف دریافت نمایید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$i= \gamma \quad n \quad i= \gamma \quad n$ $i= \gamma \quad n \quad i= \gamma \quad n$ $i= \gamma \quad n \quad i= \gamma \quad n$ $i= \gamma \quad n \quad i= \gamma \quad n$ 

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی