مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۴۳ و ۴۴، ص. ۱۴۹-۱۷۹.

سطح توسعه و نرخ‌های بازدهی تحصیلات
برآوردهایی از داده‌های چند کشور *

نویسنده: راتی رام
مترجمان : محمد زاهدی●
حسین کریمی●●

۱. مقدمه

تخمین 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 تهیه 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.

داده‌هـای چـندین کشـور، صـورت نگـرفته است. البـته داده‌هـای درون کشـوری از مـزایـای 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 فراهـم مـی‌سازد کـه مـقایسه مستقیمی در باره 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 تـوجه بـه 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 رابرت سامرز و آلن هسـتون، در مـورد 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 نمونهٔ کشورهای توسعه یافته را با کشورهای کمتر توسعه یافته مقایسه می‌کند، ب) برآوردهای مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافتهٔ کم‌درآمد و کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد مـتوسط را مقایسه می‌کند، ج) بررسی می‌نماید که آیا دلیلی برنزولی 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 نـاخالص سـرانـه کـارگران مـورد 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:

$$\mathrm{Ln}\,(Y_{i,t}) + a_1 + b_1\, S_{i,t} + \sum c_{1i} D_i + u_{1i,t} \qquad (1)$$

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) شروین روزن تعریف دیگری از رابطه به دست آمده را چنان فرمولبندی نمود که سطح تحصیلات چنان انتخاب می‌شود که ثروت جامعه انسانی را به حداکثر 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 تعمیم 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 ($۱۰۰\times b_1$) درصد درآمد منجر می‌گردد. با توجه به فرض مینسر، درآمد یا عواید صرف نظر شده تنها هزینهٔ تحصیلات محسوب می‌شوند. هزینه یک سال تحصیل Y است که به افزایشی معادل $۱۰۰b_1$ درصدی در Y منجر می‌گردد. از این‌رو، b_1 را می‌توان همان نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در تحصیل S دانست. ثانیاً اگر برآورد (۱) برمبنای درآمدی یا عواید شخصی باشد، b_1 معیار نرخ‌بازدهی‌خصوصی‌تحصیلات‌خواهدبود. هرچنداگر تخمین‌با استفاده‌ازداده‌های جمعی انجام پذیرفته باشد، نظیر مطالعه حاضر، b_1 به صورت نرخ بازدهی اجتماعی تعبیر می‌گردد، زیرا تمام تبعات تحصیلات برروی 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 بارهٔ این مدل ضروری است.(۱۰) اول اینکه حذف متغیر مربوط به "توانایی" از معادلهٔ (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 واسطهٔ 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 سالهای سرمایه‌گذاری پس از تحصیل که در معادلهٔ (۱) منظور شده است،

می‌تواند مسئله‌ساز باشد. وقتی از داده‌های سطح کشوری (کلان) استفاده می‌کنیم، این مشکلات تا حد زیادی برطرف می‌گردند. 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 تعدیل 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، مقایسهٔ مستقیم تخمینهای نرخ بازدهی گروههای مختلف کشورها را ممکن می‌سازد و چنین تخمینهایی باید به عنوان مکملهای ارزشمندی برای تخمینهای حاصل از داده‌های خرد مد نظر قرار گیرند.

به‌رغم 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. لحاظ کردن متغیرهای مجازی خاص هر کشور به منظور بیان تفاوت میان کشورها از نظر هزینه‌های فرصت از دست رفته و دیگر عوامل مؤثر برتولید هر کارگر، مفید به نظر می‌رسد. هرچند این متغیرهای مجازی تنها بخشی از مشکلات فراوان را برطرف می‌کنند.

علاوه بر موارد فوق، معادله سادهٔ ارائه شده مناسب وضعیت کنونی نیست و برای داده‌های خرد مناسبتر است. به هرحال، ذکر دو فرض در اینجا ضروری به نظر می‌رسد. از لحاظ نظری، متغیر تحصیل در مدل، میزان تحصیلات سرانه نیروی کار را نشان می‌دهد. گرچه تقریباً هر متغیر تجمعی مربوط به یک کشور به سطح توسعهٔ آن بستگی دارد، همان طور که در محصول ناخالص داخلی واقعی سرانه کارگر یا سرانه افراد نیز منعکس گردیده است، لیکن چگونگی تأثیر مستقیم تولید واقعی جاری هر کارگر برمیزان تحصیلات وی نامشخص است. بنابر این،منطقی‌به‌نظر 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 اریب معنادار برای معادلات همزمان است.

اطلاعات در مورد متوسط تحصیلات نیروی کار که با S_i نشان داده شده، از مطالعات ساخاروپولوس و آریاگادا اقتباس شده است.(۱۱) محصول ناخالص داخلی واقعی کارگر را مجموعهٔ 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) پیوست، کشورهای نمونه و سالهای مشاهده برای هریک را ارائه می‌دهد.(۱۲)

پیش از آنکه به بحث در بارهٔ برآوردها بپردازیم، ذکر نکاتی در مورد داده‌های سطح – کشوری، نظیر درآمد و تحصیلات، مناسب به نظر می‌رسد. این نقاط ضعف، را پژوهشگرانی از قبیل سلطان احمد، ژر برمن و مارک روزنزویگ، آلن هستون و سرینی‌واسان، گوشزد کرده‌اند.(۱۳) در مورد درآمد، علاوه برمشکلات همبستگی مربوط به آمار حسابهای ملی، مشکلات شناخته شده دیگری نیز در زمینه مقایسهٔ بین کشورها وجود دارد. مطالعات جامع انجام شده در مورد پروژه 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 روشها و کیفیت گزارش داده‌ها به یونسکو که سازمان اصلی گردآوری داده‌هاست، ب) تفاوت در ساختارها و کیفیت تحصیلات، ج) نحوهٔ ارائه اطلاعات منتشر شده از سوی یونسکو. وقتی بررسی سطح تحصیلات نیروی کار مد نظر 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 نظرمی‌رسدکه‌ازمیان‌آنها، داده‌های‌پایه‌ای‌مورداستفاده‌دراین مطالعه، بیش از همه در دسترس است.

جدول ۱، حاوی نتایج اصلی است. این جدول، برآوردهای دو پارامتر اصلی معادلهٔ (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 تحصیلات‌ازداده‌های‌سری‌مقطعی-زمانی‌کشورهای‌گوناگون معادلهٔ (۱) با متغیر مجازی مربوط به کشور و ضریبهای ثابت

	عبارت‌ثابت	ضریب S	R^2	F	N
کل نمونه	۷/۸۳۰*	۰/۱۳۰*	۰/۹۳	۳۱/۷۷	۱۰۷
	(۴۵/۱۳)	(۶/۷۵)			
کشورهای توسعه‌یافته	۹/۲۱۱*	۰/۰۸۴*	۰/۸۴	۱۳/۸۰	۲۳
	(۴۸/۳۱)	(۵/۵۶)			
کشورهای‌کمترتوسعه‌یافته	۷/۷۷۰*	۰/۱۴۹*	۰/۸۹	۱۸/۸۷	۸۴
	(۳۹/۹۶)	(۵/۹۴)			
کشورهای‌کمترتوسعه‌یافته کم‌درآمد	۶/۱۹۵*	۰/۰۹۰	۰/۷۶	۸/۵۰	۲۲
	(۱۷/۷۷)	(۱/۳۵)			
کشورهای‌کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط	۷/۷۳۲*	۰/۱۶۲*	۰/۷۹	۹/۷۵	۶۲
	(۴۰/۹۰)	(۶/۱۲)			

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 مبنا بوتسواناست. به همین ترتیب، ۳۵ مقدار ثابت مجازی مربوط به مشخصه کشور در رگرسیون کشورهای کمتر توسعه یافته است و کشور مبنا نیز بوتسواناست. برای کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط، ۲۶ مقدار ثابت مجازی مشخصه کشور داریم و کشور مبنا بوتسواناست. برای کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، ۸ مقدار ثابت مجازی مشخصه کشور داریم و کشور مبنا اتیوپی است. برای کشورهای توسعه یافته نیز ۸ ثابت مجازی – کشور داریم و کشور مبنا استرالیاست. به سبب خلاصه کردن مطلب، پارامترهای تخمینی ثابتهای مجازی مشخصه کشور ارائه نشده‌اند و در صورت درخواست از مؤلف قابل دریافت هستند. آمارهٔ *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 بارهٔ 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 قابل 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 کم‌درآمد، بیانگر کیفیت پایین‌تر تحصیلات در این کشورهاست.

از آنجا که تحقیق بیشتر در زمینه وجود بازدهی نزولی تأثیر مثبت پویایی اقتصادی بربازدهی تحصیلات جذاب به نظر می‌رسد، اصلاح معادلهٔ (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:

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

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

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

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 (۲) است، اما در آن فرض شده که $b = b'_{21} + b'_{22} G_i$ است. G_i نرخ رشد GNP سرانه واقعی در کشور i در طی دوره ۱۹۶۵–۱۹۸۰ است که به عنوان معیار پویایی اقتصاد در کشور مدنظر قرار می‌گیرد.

مدل تعدیل شده را می‌توان به صورت زیر نوشت:

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

اگر علامت ضریب (b'_{22}) جمله اثر متقابل مثبت باشد به معنای اثر مثبت پویایی اقتصاد بر نرخ بازده آموزش خواهد بود.(۲۲)

تخمینهای مربوط به معادله‌های (۲الف) و (۲ب)، برای کل نمونه و برای زیر گروههای 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^2 همگی منفی هستند و تخمینهای مربوط به کل نمونه و برای زیر مجموعه کشورهای کمتر توسعه یافته از نظر آماری در هر سطح معقولی معنادار هستند. شاهدی مطلوب حاکی از اثر مثبت پویایی اقتصاد برنرخ بازده آموزش نیز نسبتاً خوب است. زیرا ضریبهای جملهٔ اثر متقابل همگی مثبت هستند و برآوردهای مربوط به کل نمونه و نیز زیرمجموعهٔ کشورهای کمتر توسعه یافته در سطح ۵ درصد مرسوم از نظر آماری معنادار

هستند.(۲۳)

جدول ۲. برآوردهای مدل تحصیلات از داده‌های‌سری‌مقطعی-زمانی‌کشورهای مختلف معادله‌های (۲الف) و (۲ب) بامتغیرهای مجازی مربوط به کشورها

		ضـــــــریـــــب				R^2	F	N
		جملهٔ‌ثابت	S	S^2	S×G			
کل‌نمونه	معادلهٔ(۲الف)	۷/۸۴۱ *	۰/۲۸۲*	-۰/۰۱۱*	...	۰/۹۴	۳۶/۳۷	۱۰۷
		(۳۸/۸۷)	(۵/۷۱)	(-۳/۰۳)				
	معادلهٔ(۲ب)	۷/۳۵۴*	۰/۰۴۵	...	۰/۲۴*	۰/۹۴	۳۴/۴۳	۱۰۲
		(۲۹/۴۳)	(۱/۱۶)		(۲/۵۶)			
کشورهای توسعه‌یافته	معادلهٔ(۲الف)	۹/۱۰۸*	۰/۱۰۶	-۰/۰۰۱	...	۰/۸۳	۱۱/۵۰	۲۳
		(۱۴/۰۸)	(۰/۸۱)	(-۰/۱۷)				
	معادلهٔ(۲ب)	۹/۲۴۰*	۰/۰۶۹	...	۰/۰۰۶	۰/۸۳	۱۱/۵۷	۲۳
		(۴۲/۶۲)	(۱/۴۰)		(۰/۳۲)			
کشورهای‌کمتر توسعه یافته	معادلهٔ(۲الف)	۷/۲۶۹*	۰/۳۸۹*	-۰/۰۲۳*	...	۰/۹۱	۲۲/۶۳	۸۴
		(۳۱/۴۱)	(۵/۱۶)	(-۳/۳۴)				
	معادلهٔ(۲ب)	۷/۳۵۲*	۰/۰۶۲	...	۰/۰۲۲*	۰/۸۹	۱۹/۱۱	۷۹
		(۲۵/۸۱)	(۱/۱۸)		(۱/۹۵)			

مأخذ: نرخ رشد محصول ناخالص ملی سرانه برای دورهٔ ۱۹۶۵-۱۹۸۰، از*گزارش 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 معادلهٔ (۲ب) به تعداد ۵ مشاهده کمتر از کل نمونه و زیرمجموعه مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافته است. آمارهٔ 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. پی‌جویی در مورد این پرسش در سطح ساده با استفاده از اطلاعات سری مقطعی در مورد نیروی کار آموزش دیده که از سوی ساخاروپولوس و آریاگادا ارائه شده و شمار بیشتری از کشورها را تحت پوشش قرار می‌دهد، میسر است، اما اطلاعات برای هر کشور تنها برای یک سال ارائه شده است.(۲۴) روشن است که در این مورد، امکان استفاده از متغیر مجازی خاص هر کشور وجود ندارد و تشخیص مدل به خوبی معادله (۱) نیست. به هرحال، تخمینها همچنان سودمند هستند. براساس معادله (۱) و بدون متغیر مجازی خاص هر کشور، جدول ۳ پنج مجموعه از تخمینها در مورد اطلاعات مقطعی از ۸۱ کشور را ارائه می‌دهد.(۲۵) الگوی گسترده اینجا به الگوی مربوطه به جدول ۱ شبیه است. نرخهای بازده عموماً بالا هستند، نرخ بازده در کشورهای توسعه یافته بسیار کمتر از نرخ مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافته است و کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، از نرخهای بازدهی به شدت کمتر از نرخ مربوط به کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط برخوردارند. برخی تفاوتها با جدول ۱ نیز ذکر شده‌اند. همچنان که انتظار می‌رفت، برازشهای جدول ۳ به خوبی جدول ۱ نیست. همچنین نرخهای بازده در سطح جهانی و برای کشورهای کمتر توسعه یافته شاید بیش از حد گزارش شده باشند که به دلیل حذف متغیر مجازی خاص هر کشور است و تفاوت در جدول ۱ است.

نکات اصلی که از مباحث قبلی حاصل می‌آیند، عبارتند از الف) تخمین نرخ بازده جهانی در جدول ۱ موجه و قابل قبول است. ب) برآوردهای نرخ بازده برای کشورهای کمتر توسعه یافته بیش از نرخ مربوطه کشورهای توسعه یافته است. ج) به نظر می‌رسد که کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد، از نرخهای بازده آموزش کمتری نسبت به کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط برخوردارند. د) تأییدی برای نزولی بودن نرخ بازده وجود دارد. ه) به نظر می‌رسد که پویایی اقتصاد، نرخ بازده آموزش را افزایش می‌دهد.

جدول ۳. برآوردهای مدل تحصیلات برای داده‌های سری مقطعی کشورها

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

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 ارائه می‌کند، آمارهٔ 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 بارهٔ موجودی سرمایه انسانی ارائه شده است، پرسش از اینکه اگر داده‌های مربوط به تحصیلات چیزی جز اطلاعاتی باشد که ساخاروپولوس 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 هرکارگر را در هر کشور براساس داده‌های سرشماری ملاک قرار داده‌اند. تقریباً تمام تخمینهای دیگر برای کل جمعیت بزرگسالان است و براساس 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 پربار 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، ال.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

رومر، ارتباط میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را کشف کرد و خاطر نشان ساخت که تغییر در (نرخ) باسوادی اثر غیرمستقلی بر رشد تولید (سرانه) ندارد، اما سطح باسوادی اولیه به توجیه نرخ سرمایه‌گذاری کمک می‌کند.(۳۲) روبرت بارو، یک مدل رشد محصول ناخالص داخلی سرانه برای اطلاعات مقطعی ۹۸کشور طی دورهٔ 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 سنتی سولو را بسط دادند و اظهار داشتند که شواهد تجربی افزودن سرمایه انسانی به آن را مورد تأیید قرار می‌دهد. آنجا نمایندهٔ سرمایه انسانی متوسط درصد جمعیت در سن کار در مدارس متوسطه طی دورهٔ 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 بامطالعات 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. ساخاروپولوس 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 مطالعهٔ 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 براساس 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 مجذور تحصیلات در جدول ۲ از ضریبهایی منفی برخوردارند.

دوم، متوسطهای 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 نمونهٔ 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 ۶/۸ 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 متوسطهای 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 براساس 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 ۱۰/۱ درصد است که کمتر از تخمین ۱۳ درصد در جدول ۱ است. همچنین متوسط مربوط به کشورهای توسعه یافته در جدول ۱، برابر ۸/۴ درصد بیشتر از رقم ۶/۸ درصد ارائه شده از سوی او برای گروه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و رقم ۶/۶ درصد برای گروه کشورهای پردرآمد است. مقایسهٔ 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 بر اساس 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 (۱) و (۲) به منظور کشف تفاوتهای خاص ناشی از کشور در تأثیر "دیگر" متغیرها بر تولید واقعی نیروی کار، به اطمینان خاطر بیشتر می‌انجامد. بدین‌ترتیب، تطابق و هماهنگی گسترده‌ای میان نتایج جدولهای ۱ تا ۳ 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. بدین‌منظور، 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×LDC شیب 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 همهٔ 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 برازش کرد. بنابراین، عرض از مبدأ مجازی (LDC) و شیب متغیر مجازی (S×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 معادلهٔ (۳) را برای بزرگترین نمونه که شامل ۲۲ مشاهده از داده‌های مقطعی مجموعه مورد لحاظ در جدول ۳ است، ارائه می‌دهد. تخمینها 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 تخمینها، 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 مبنا دارد. همچنین با وجود تفاوت در نمونه‌ها، تخمینهای مربوط به نرخ بازده برای گروه کشورهای توسعه یافته (گروه مبنا) در جدول ۴ با تخمینهای مربوطه در جدول ۳ تقریباً برابرند. البته افزودن متغیر سرمایه، ضریب S×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 تخمینها از آن حاصل آمده‌اند.

جدول ۴. برآوردهای معادلهٔ(۳)بالحاظداشتن‌متغیرسرمایه‌سرانه‌عامل‌کار وبدون‌آن نمونه مقطعی با مقدار ثابت شیبهای متفاوت برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته و کشورهای توسعه‌یافته

	عبارت‌ثابت	ضریـــب			lDC	R^2	F	N
		S	ln(K)	S×LDC				
بدون ln(K)	۹/۶۳۳*	۰/۰۴۷	...	۰/۲۵۱*	−۲/۸۳۶*	۰/۹۴	۱۰۸/۶۳	۲۲
	(۳۱/۱۹)	(۱/۶۶)		(۶/۷۶)	(−۷/۸۳)			
شامل ln(K)	۶/۱۲۱*	۰/۰۵۷*	۰/۳۲۷*	۰/۱۳۱*	−۱/۳۹۴*	۰/۹۵	۱۰۹/۲۲	۲۲
	(۴/۴۴)	(۲/۲۸)	(۲/۶)	(۲/۳۳)	(−۲/۱۸)			

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 مبنا 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 ویلز) و ایالات متحده آمریکاست. آمارهٔ t مربوطه داخل پرانتز زیر ضریبهای برآورد شده آمده است.

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

سرانجام چنان که همواره ذکر شده است، هر چند میزان تحصیلات نیروی کار شاید به دلایلی معقول به عنوان عاملی مرتبط برونزا 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 رمـزی، آزمون (RESET) را برای این منظور پیشنهاد می‌کند.(۴۱) ساده‌ترین شکل آزمون، محاسبه توان دوم مقدار پیش بینی شدهٔ متغیر وابسته از رگرسیون اولی و افزودن آن به عنوان متغیر دیگری به مدل

است. فرض صفر "نبود خطای 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 آمارهٔ t مربوطه برابر ۱/۲۱– است، و از 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 خطای 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 دربارهٔ درآمد واقعی سرانه نیروی کار و متوسط آموزش نیروی کار مدلهای مینسری ساده تحصیلات را پس از افزودن متغیرهای مجازی مربوط بـه کشـورها بـرآورد 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 بر وجود 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 آنـچه 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.

پیوست الف

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

کشور	سالهای مشاهده	کشور	سالهای مشاهده
کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد		*کشورهای کمترتوسعه‌یافته با درآمد متوسط*	
مصر	۱۹۸۶ و ۱۹۷۶ و ۱۹۶۰	پاناما	۱۹۸۰ و ۱۹۷۰ و ۱۹۶۰
اتیوپی	۱۹۸۴ و ۱۹۷۸	پاراگوئه	۱۹۸۲ و ۱۹۷۲
هندوراس	۱۹۸۹ و ۱۹۷۴ و ۱۹۶۱	پرو	۱۹۸۱ و ۱۹۶۱
هندوستان	۱۹۸۱ و ۱۹۶۱	پرتقال	۱۹۸۷ و ۱۹۸۱
اندونزی	۱۹۸۸ و ۱۹۸۰ و ۱۹۷۸	سنگاپور	۱۹۸۰ و ۱۹۷۴
نیجریه	۱۹۶۷ و ۱۹۶۳	کره جنوبی	۱۹۸۰ و ۱۹۶۹
پاکستان	۱۹۸۱ و ۱۹۷۵	اسپانیا	۱۹۸۷ و ۱۹۸۱
سریلانکا	۱۹۸۱ و ۱۹۷۱ و ۱۹۶۳	سوریه	۱۹۷۵ و ۱۹۶۰
زامبیا	۱۹۷۹ و ۱۹۶۳	تایوان	۱۹۸۸ و ۱۹۸۳ و ۱۹۸۰
کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط		تایلند	۱۹۸۰ و ۱۹۷۴ و ۱۹۶۰
الجزایر	۱۹۸۵ و ۱۹۷۷	تونس	۱۹۸۵ و ۱۹۷۵
آرژانتین	۱۹۸۰ و ۱۹۶۰	اوروگوئه	۱۹۷۵ و ۱۹۶۳
بوتسوانا	۱۹۸۴ و ۱۹۷۱	ونزوئلا	۱۹۸۲ و ۱۹۷۹
برزیل	۱۹۸۰ و ۱۹۶۰	*کشورهای توسعه یافته*	
شیلی	۱۹۸۱ و ۱۹۶۹	استرالیا	۱۹۸۷ و ۱۹۸۱
کلمبیا	۱۹۷۸و۱۹۷۳و۱۹۶۴و۱۹۵۱	بلژیک	۱۹۸۶ و ۱۹۷۷ و ۱۹۷۰
یونان	۱۹۸۱ و ۱۹۷۱ و ۱۹۶۱	کانادا	۱۹۸۷ و ۱۹۸۱ و ۱۹۶۹
گواتمالا	۱۹۷۳ و ۱۹۶۴	دانمارک	۱۹۸۳ و ۱۹۸۱
هنگ‌کنگ	۱۹۸۸ و ۱۹۸۱	ژاپن	۱۹۷۹ و ۱۹۶۹
اردن	۱۹۸۷ و ۱۹۷۵	هلند	۱۹۸۷و۱۹۷۵و۱۹۶۷
مالزی	۱۹۸۶ و ۱۹۸۰ و ۱۹۶۷	نروژ	۱۹۸۷ و ۱۹۸۰
موریس	۱۹۸۳ و ۱۹۷۲	سویس	۱۹۸۸ و ۱۹۸۰
مغرب	۱۹۸۶ و ۱۹۸۲ و ۱۹۷۱	ایالات‌متحده	۱۹۸۸و۱۹۸۱و۱۹۶۹و۱۹۵۰
مکزیک	۱۹۷۷ و ۱۹۷۰		

توضیح: کل تعداد کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد ۹ کشور، کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط ۲۷ و کشورهای توسعه یافته ۹ 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

کمتر توسعه یافته کم درآمد (۲۱)	کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط (۴۳)		توسعه یافته (۱۷)
افغانستان	الجزایر	مکزیک	استرالیا
بنگلادش	آرژانتین	مراکش	اتریش
مصر	باربادوس	نیکاراگوئه	بلژیک
اتیوپی	بولیوی	پاناما	کانادا
یونان	بوتسوانا	پاراگوئه	دانمارک
هائیتی	برزیل	پرو	فنلاند
هندوراس	کامرون	فیلیپین	فرانسه
هندوستان	شیلی	پرتقال	جمهوری فدرال آلمان
اندونزی	کلمبیا	سنگال	ایتالیا
کنیا	کاستاریکا	سنگاپور	ژاپن
لسوتو	اکوادور	کره جنوبی	هلند
لیبریا	فیجی	اسپانیا	زلاند نو
مالاوی	یونان	سوازیلند	نروژ
مالی	گواتمالا	سوریه	سوئد
موزامبیک	هنگ کنگ	تایوان	سویس
نیجریه	ایران	تایلند	بریتانیا (انگلستان و ویلز)
پاکستان	اسرائیل	ترینیداد و توباگو	ایالات متحده آمریکا
رواندا	ساحل‌عاج	تونس	
سریلانکا	جامائیکا	اوروگوئه	
سودان	اردن	ونزوئلا	
زامبیا	مالزی	یمن	
	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 برونزا در نظر گرفته شود، ضریب S در معادله‌ای رگرسیونی نظیر معادلهٔ (۱) برآوردی 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 روزن (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 همهٔ 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. Srinivaasan (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 مطالعهٔ 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، برمبنای مطالعهٔ جدیدتر است که بیشتر روزآمد بوده و شمار بیشتری از کشورها را دربرمی‌گیرد. برآوردهایی که برمبنای 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 همهٔ 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 آریاگادا 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 تعدیل شده برای کل نمونه که در سطر اول جدول ۱ آمده، بدون متغیر مجازی ۰/۵۹ است و به رقم مربوطه در سطر ۱ جدول ۳ شبیه است.

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

۱۷. 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 ۰/۶ درصد بیش از گروه کشورهای توسعه یافته (که گروه مبناست) خواهد شد و فرض صفر برابری 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 شیب 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 مشروحتری 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 غیرموزون نمونه برای تحصیلات در کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد و درآمد متوسط، به ترتیب، ۳/۳۹ و ۵/۲۵ سال است. نمایندهٔ پویایی اقتصاد، نرخ رشد سالانه محصول ناخالص ملی سرانه G طی دورهٔ ۱۹۶۵–۱۹۸۰ است و میانگینهای غیرموزون 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 قضاوت 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 معادلهٔ (۲ الف) عامل $b_{21} + 2b_{22}S_i$ و در معادلهٔ (۲ ب) عامل $b'_{21} + b'_{22}G_i$ 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، ۰/۱۴۶ و ۰/۱۳۱ است. این ارقام کاملاً به برآورد جدول ۱ (یعنی ۰/۱۳۰) 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، ۲۳ 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 ارائه کرده است. سال مشاهده گاه متفاوت است، لیکن در بسیاری موارد، مربوط به اواخر دهه ۱۹۷۰ و آغاز دهه ۱۹۸۰ است. کشورهایی که در اثر ساخاروپولوس و آریاگادا ("The Educational Composition of the Labour Force: An International Update") و سامرز و هستون (یادداشت شمارهٔ ۳) اطلاعات کاملی برای آنها وجود دارد، مورد لحاظ قرار گرفته‌اند. تنها استثنا، دو کشور مهم صادرکنندهٔ نفت (بحرین 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 هر حال، چنانکه یکی از داوران تیزبین مقاله نیز یادآوری کرده است، مقایسه میان مفهوم کارگر در کشورهای مختلف، کار دشواری است، همچنین تحصیلات کسانی که از زمره نیروی کار نیستند نیز ممکن است بر تولید کل اثر گذارد.

۲۸. از میان دیگر مجموعهٔ داده‌های گردآوری شده، اثر نهرو، سواسون و دابی، مشروحترین به شمار می‌روند. به منظور تمرکز امر بر مقایسه داده‌های مربوط به تحصیلات، از برآوردهای معادلهٔ (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) بر اساس داده‌های تحصیلات از این دو منبع با دیگر متغیرها مشابه است.

	داده‌های ساخاروپولوس و آریاگادا	داده‌های نهرو، سواسون و دابی
کل نمونه (N=۹۵)	۰/۱۱۹	۰/۲۸۶
کشورهای توسعه یافته (N=۲۰)	۰/۰۶۶	۰/۲۳۷
کشورهای کمتر توسعه یافته (N=۷۵)	۰/۱۳۶	۰/۲۸۸
کشورهای کمتر توسعه یافته کم درآمد (N=۲۱)	۰/۰۷۹	۰/۲۳۵
کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد متوسط (N=۵۴)	۰/۱۴۶	۰/۳۰۵

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 متحد 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 بر اساس 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 متحد 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 ۴۲–۴۳ اثر ساخاروپولوس اخذ شده‌اند. توجه داشته باشید 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.

$$\sum_{i=۲}^{n} \quad \sum_{i=۲}^{n}$$

$$\sum_{i=۲}^{n} \quad \sum_{i=۲}^{n}$$

$$\sum_{i=۲}^{n} \quad \sum_{i=۲}^{n}$$

$$\sum_{i=۲}^{n} \quad \sum_{i=۲}^{n}$$