

ƯỚC LƯỢNG SUẤT SINH LỢI CỦA VIỆC ĐI HỌC Ở VIỆT NAM: PHƯƠNG PHÁP KHÁC BIỆT TRONG KHÁC BIỆT*

NGUYỄN XUÂN THÀNH

Chương trình Giảng dạy Kinh tế Fulbright

Tháng 11-2006

* Đây là bản cập nhật của bài viết nghiên cứu tháng 12 năm 2005 của Nguyễn Xuân Thành tại Trường Quản lý Nhà nước John F. Kennedy.

Mở đầu

Hệ thống giáo dục tiểu học và trung học Việt Nam suốt ba thập niên vừa qua là một bối cảnh thú vị để đánh giá suất sinh lợi từ học tập. Mặc dù đất nước đã thống nhất từ năm 1975, nhưng hệ thống giáo dục tiểu học và trung học giữa hai miền Nam và Bắc vẫn khác nhau mãi cho tới cuối thập niên 1980. Trong khi học sinh miền Nam phải mất 12 năm mới hoàn tất chương trình giáo dục phổ thông, thì học sinh miền Bắc chỉ phải trải qua 11 năm đi học. Năm học 1988-89, Bộ Giáo dục quyết định tăng thêm một năm học phổ thông ở miền bắc để toàn bộ hệ thống được thống nhất. Như vậy, ở miền bắc, những học sinh tốt nghiệp phổ thông trung học sinh ra trước năm 1975 chỉ mất 11 năm học tập, trong khi những người sinh sau năm 1976 phải trải qua 12 năm theo học phổ thông.

Sự thay đổi qui định nhà nước trong hệ thống giáo dục mang lại một cơ sở để ta ước lượng suất sinh lợi của việc đi học phổ thông ở Việt Nam, đồng thời tránh được vấn đề năng lực bẩm sinh khác nhau. Dựa trên Điều tra Mức sống Dân cư Việt Nam năm 2002, tôi ước lượng rằng việc qui định tăng thêm một năm học phổ thông làm tăng tiền lương của người lao động đã tốt nghiệp trung học phổ thông thêm 11,43%.

Bài viết này có bố cục như sau. Phần 1 trình bày tổng quan về các công trình nghiên cứu về suất sinh lợi từ học tập. Phần 2 mô tả số liệu sử dụng trong phân tích thực nghiệm. Phần 3 trình bày ước lượng OLS về các yếu tố xác định tiền lương dựa vào hàm thu nhập của Mincer. Phần 4 ước lượng sự “khác biệt trong khác biệt” của suất sinh lợi từ đi học. Phần 5 là kết luận.

Các nghiên cứu trước đây

Hầu hết các công trình thực nghiệm về suất sinh lợi từ đi học đều dựa vào hàm thu nhập của Mincer. Mincer [1974] thực hiện một phép hồi quy bình phương tối thiểu, trong đó sử dụng logarithm tự nhiên của thu nhập làm biến phụ thuộc và số năm đi học cũng như số năm kinh nghiệm và bình phương của nó làm các biến độc lập. Hệ số ước lượng cho số năm đi học sẽ cho ta biết phần trăm gia tăng của tiền lương khi thời gian đi học tăng thêm một năm. Thông qua giả định rằng các cá nhân không khác nhau về năng lực bẩm sinh, hệ số ước lượng cho số năm đi học có thể được lý giải là suất sinh lợi của việc đi học. Hệ số ước lượng cho số năm công tác sẽ xác định tác động ước tính của kinh nghiệm tích lũy theo thời gian đối với tiền lương. Hệ số dương của biến số năm kinh nghiệm và hệ số âm của biến số năm kinh nghiệm bình phương có nghĩa là gia tăng kinh nghiệm giúp làm tăng tiền lương nhưng với tốc độ giảm dần.

Borjas [2005] ghi nhận rằng giá trị ước lượng thống nhất về suất sinh lợi từ đi học ở Hoa Kỳ dựa trên hàm thu nhập của Mincer là xấp xỉ 9% trong thập niên 90. Psacharopoulos [1994] sử dụng số liệu quốc tế để ước lượng hệ số của biến số năm đi học. Trong khi giá trị ước lượng hệ số bình quân của các nước phát triển là 6,8%, hệ số ước lượng của châu Á đang phát triển và châu Mỹ Latin lần lượt là 9,6% và 12,4% (xem bảng 1).

Bảng 1: Bảng chứng quốc tế về hệ số của số năm đi học

Khu vực	Số năm đi học	Hệ số (phần trăm)
Châu Phi cận Saharan	5,9	3,4
Châu Á*	8,4	9,6
Châu Âu/ Trung Đông/ Bắc Phi*	8,5	8,2
Châu Mỹ Latin/ Vùng Caribe	7,9	12,4
OECD	10,9	6,8
Thế giới	8,4	10,1

* Những nước không thuộc OECD

Nguồn: George Psacharopoulos, “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, 22(9), 1994.

Tuy nhiên, giá trị ước lượng hệ số của thời gian đi học không thể được lý giải là suất sinh lợi từ đi học khi những người hưởng lương có năng lực bẩm sinh khác nhau. Lý thuyết làm nền tảng cho suất sinh lợi từ đi học là đường biểu diễn tiền lương theo thời gian học tập có dạng lõm và có độ dốc dương. Khi những người hưởng lương có năng lực như nhau, họ sẽ nằm trên cùng một đường biểu diễn tiền lương theo thời gian đi học, mà độ dốc của đường biểu diễn này chính là suất sinh lợi của việc đi học. Tuy nhiên, khi có sự khác biệt về năng lực, những người hưởng lương nằm trên các đường biểu diễn tiền lương theo thời gian đi học khác nhau, và hệ số ước lượng cho thời gian đi học phụ thuộc vào cái gọi là thiên lệch về năng lực. Quan điểm thông thường của chúng ta là những cá nhân có năng lực cao hơn sẽ có suất sinh lợi từ đi học cao hơn và do đó có xu hướng đi học lâu hơn. Như vậy, sự khác nhau về tiền lương mà ta nhận thấy giữa những trình độ học vấn khác nhau có thể là do sự khác biệt về năng lực chứ không phải là suất sinh lợi từ đi học.

Một số nghiên cứu gần đây tập trung vào việc tìm cách kiểm soát vấn đề năng lực bẩm sinh vốn không thể quan sát được này. Sử dụng số bốc thăm ngẫu nhiên để gọi đi quân dịch trong thời kỳ chiến tranh Việt Nam như một biến công cụ, Angrist và Alan Krueger [1992] ước lượng rằng một năm đi học tăng thêm do phục vụ quân ngũ gây ra sẽ dẫn đến tăng thêm 6,6% thu nhập. Duflo [2001] sử dụng phương pháp “khác biệt trong khác biệt” (difference-in-difference) để ước lượng tác động của chương trình xây dựng trường học qui mô lớn trong giai đoạn 1973-78 đối với số năm học tập và tiền lương. Suất sinh lợi từ học tập theo cách ước lượng này nằm trong giới hạn từ 6,8% đến 10,6%. Ashenfelter và Krueger [1994], dựa vào số liệu của các cặp sinh đôi y hệt nhau, những người được cho là có cùng năng lực như nhau, nhận thấy rằng đi học thêm một năm sẽ làm tăng tiền lương lên 12-16%.

Số liệu

Điều tra Mức sống Dân cư Việt Nam (VLSS) năm 2002 là cuộc điều tra mức sống lần thứ ba trên toàn quốc do Tổng cục Thống kê thực hiện với sự hỗ trợ kỹ thuật của Ngân hàng Thế giới và các nhà tài trợ quốc tế khác.^{1,2} VLSS được thiết kế nhằm mang lại một nguồn dữ liệu cập nhật về các hộ gia đình để sử dụng trong việc soạn thảo chính sách, giám sát mức sống và đánh giá các chính sách công cũng như các chương trình đầu tư nhà nước. Trong tổng số 16,7 triệu hộ gia đình ở Việt Nam, 75.000 hộ gia đình được chọn mẫu tại điều tra năm 2002, trong đó 30.000 hộ gia đình có thông tin đầy đủ về nhân khẩu, giáo dục, y tế, việc làm, thu nhập, chi tiêu, nhà ở và các tài sản lâu bền khác. Tổng cộng có 132.384 cá nhân đã được điều tra với thông tin hoàn chỉnh trong đợt điều tra VLSS 2002.

¹ Có thể xem thông tin chi tiết về VLSS ở http://www.worldbank.org.vn/data/household_survey.htm và http://www.gso.gov.vn/default_en.aspx?tabid=483&idmid=4.

² Đợt điều tra VLSS đầu tiên được thực hiện vào năm 1992-93 và đợt thứ hai vào năm 1997-98.

Tất cả những cá nhân từ sáu tuổi trở lên đều được yêu cầu trả lời những câu hỏi trong phần câu hỏi về việc làm bắt đầu bằng tình trạng việc làm trong bảy ngày vừa qua và bản chất của công việc trong 12 tháng qua. Đối với công việc chính trong 12 tháng qua, thông tin được thu thập về số giờ làm việc, loại hình bên thuê lao động và tiền lương (bao gồm lương cơ bản, lương làm thêm giờ và tiền thưởng).

Vì Việt Nam vẫn còn là một nền kinh tế nông nghiệp chủ yếu, nên số lao động làm công ăn lương chỉ chiếm dưới 30% tổng số lao động đang làm việc (xem bảng 2.1). Trong số 132.384 cá nhân được điều tra, có 20.912 người là người lao động ăn lương ở độ tuổi từ 15 đến 65 với số liệu có thể sử dụng được.

Bảng 2.1: Việc làm phân theo loại hình (%)

	Lao hưởng phi nông nghiệp	động lương nông	Lao hưởng nông nghiệp	động lương trong nông nghiệp	riêng nông	Làm riêng phi nông nghiệp
Cả nước	22,29		6,05		53,05	18,61
Theo vùng						
Thành thị	47,50		2,92		14,98	34,60
Nông thôn	15,16		6,94		63,79	14,10
Theo giới tính						
Nam	27,84		7,35		49,20	15,62
Nữ	16,84		4,79		56,82	21,56

Nguồn: Tổng cục Thống kê Việt Nam, *Điều tra Mức sống Dân cư Việt Nam, 2002*.

Phần giáo dục của VLSS đặt câu hỏi về lớp học đã đạt được trước khi tham gia vào bất cứ chương trình đào tạo sau phổ thông nào (tức là trước khi học trung học chuyên nghiệp 2 năm, cao đẳng 3 năm, cao đẳng 4 năm, đại học đại cương 2 năm hay đại học 4 năm). Thông tin này được sử dụng để tính số năm đi học cho mỗi người lao động hưởng lương.

Tuy nhiên, đợt điều tra không đặt câu hỏi cụ thể về số năm kinh nghiệm. Vì thế, số năm từ khi thôi học cho đến nay được sử dụng như biến đại diện cho thời gian kinh nghiệm.

Bảng 2.2: Số liệu thống kê tóm tắt về người lao động hưởng lương ở độ tuổi từ 15 đến 65

	Tổng số	Giới tính		Địa bàn		
		Nam	Nữ	Hà Nội	TPHCM	Các vùng còn lại
Số quan sát	20.912	12.658	8.254	900	1.027	18.985
Lương theo giờ (nghìn đồng)	4,20* (4,89)**	4,41 (5,13)	3,88 (4,50)	6,09 (5,39)	9,09 (11,39)	3,85 (4,04)
Số năm đi học	8,44 (4,39)	8,49 (4,23)	8,36 (4,61)	12,62 (3,23)	10,27 (3,93)	8,14 (4,33)
Số năm kinh nghiệm	18,66 (11,28)	18,97 (10,97)	18,19 (11,71)	18,49 (11,59)	18,06 (10,30)	18,70 (11,31)

* Trung bình; ** Độ lệch chuẩn.

Nguồn: Tổng cục thống kê Việt Nam, *Điều tra mức sống Việt nam, 2002*.

Các yếu tố xác định tiền lương

Hàm thu nhập của Mincer có dạng như sau:

$$\ln(\text{lương}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Năm đi học} + \beta_2 \text{Kinh nghiệm} + \beta_3 \text{Kinh nghiệm}^2 + \text{Các biến khác} + \varepsilon$$

Người ta dự đoán rằng tiền lương đồng biến với số năm đi học, nghĩa là β_1 có dấu dương. Lập luận lý thuyết cho việc sử dụng biến kinh nghiệm làm biến giải thích là: có nhiều kinh nghiệm sẽ nâng tiền lương lên cao hơn, nhưng với tốc độ giảm dần. Vì thế, β_2 dự đoán có dấu dương, trong khi β_3 dự đoán có dấu âm.

Các biến tiêu biểu khác trong phép hồi quy OLS bao gồm các biến giả cho giới tính và địa bàn. Trong bối cảnh Việt Nam, thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội tiêu biểu cho hai trung tâm kinh tế chiếm ưu thế với GDP kết hợp lại lên đến 35% của GDP cả nước. Bảng 2.2 trên đây cho thấy sự khác biệt lớn giữa mức lương theo giờ của Hà Nội, thành phố Hồ Chí Minh và các vùng còn lại của đất nước. Như vậy, biến giả về địa bàn của Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh được đưa vào hàm hồi quy. Ngoài ra, một biến giả về việc làm nông nghiệp/phi nông nghiệp cũng được đưa vào.

Cũng có sự khác biệt lớn trong tiền lương cho người lao động giữa khu vực tư nhân và khu vực nhà nước. Vì chính phủ chủ trương cải cách kinh tế từ cuối thập niên 80, chuyển biến đất nước Việt Nam từ một hệ thống kinh tế kế hoạch tập trung thành một nền kinh tế thị trường, cho nên khu vực nhà nước dần dần thu hẹp. Tuy nhiên, khu vực này vẫn chiếm 38% tổng sản lượng quốc gia vào năm 2002.³ Để nắm bắt sự khác biệt giữa các khu vực nhà nước và tư nhân, một biến giả theo thành phần kinh tế cũng được xây dựng.

Bảng 3 trình bày các kết quả ước lượng. Cột thứ nhất tương ứng với phương trình cơ bản, chỉ bao gồm các biến giải thích là thời gian học tập và kinh nghiệm. Tất cả các hệ số ước lượng đều có dấu như dự đoán và có ý nghĩa thống kê. Một năm học tập tăng thêm gắn liền với sự gia tăng 7,32% tiền lương. Gallup [2004] sử dụng cùng mô hình như vậy với các đợt điều tra VLSS trước đây, ước lượng được hệ số của yếu tố học tập là 2,9% vào năm 1992/93 và 5,0% vào 1997/98. Như vậy, độ lớn tác động của việc học tập đối với tiền lương ở Việt Nam có xu hướng tăng dần theo thời gian.

Một năm kinh nghiệm làm việc tăng thêm cũng gắn liền với sự gia tăng tiền lương đáng kể và với tốc độ giảm dần như dự đoán qua lý thuyết.

Việc bao hàm các biến giả làm giảm đáng kể độ lớn của các hệ số ước lượng cho việc học tập, nhưng gần như không ảnh hưởng đến hệ số ước lượng cho kinh nghiệm làm việc. Khi tất cả các biến giả về giới tính, địa bàn, việc làm phi nông nghiệp, và thành phần sở hữu được đưa vào phép hồi quy, một năm học tập tăng thêm chỉ gắn liền với sự gia tăng 4,52% tiền lương. Mức tăng này rất thấp so với giá trị ước lượng 9,6% cho châu Á đang phát triển như ghi nhận của Psacharopoulos [1994].

Bảng 3: Các kết quả hồi quy

Biến phụ thuộc ln(tiền lương theo giờ)

Các biến độc lập	Hệ số ước lượng			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Số năm đi học	0,0732 (0,0012)*	0,0675 (0,0012)*	0,0569 (0,0013)*	0,0452 (0,0015)*
Số năm kinh nghiệm	0,0270 (0,0014)*	0,0245 (0,0014)*	0,0248 (0,0014)*	0,0221 (0,0014)*

³ Website của Tổng cục thống kê: http://www.gso.gov.vn/default_en.aspx?tabid=468&idmid=3&ItemID=3230.

Chương trình Giảng dạy Kinh tế Fulbright	Các phương pháp nghiên cứu II Nghiên cứu tình huống		Ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam: Phương pháp khác biệt trong khác biệt	
Số năm kinh nghiệm bình phương	-0,0004 (0,00003)*	-0,0004 (0,00003)*	-0,0004 (0,00003)*	-0,0004 (0,00003)*
Nam giới		0,1545 (0,0098)*	0,1491 (0,0097)*	0,1679 (0,0097)*
Hà Nội		0,1957 (0,0240)*	0,1761 (0,0239)*	0,1734 (0,0237)*
Thành phố HCM		0,7061 (0,0222)*	0,6698 (0,0221)*	0,6900 (0,0220)*
Việc làm phi nông nghiệp			0,2184 (0,0120)*	0,2000 (0,0120)*
Khu vực tư nhân				-0,1943 (0,0129)*
Tung độ gốc	7,1195 (0,0179)*	7,0569 (0,0181)*	6,9916 (0,0183)*	7,2609 (0,0255)*
Số quan sát	20.893	20.893	20.893	20.893
R ² hiệu chỉnh	0,1708	0,2182	0,2305	0,2387

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.
Sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.

Các kết quả trong cột (2), (3), và (4) của bảng 3 cho thấy rằng các đặc điểm như là nam giới, làm việc ở Hà Nội hay thành phố Hồ Chí Minh, có việc làm phi nông nghiệp và làm việc cho khu vực tư nhân đều có tương quan mạnh về mặt kinh tế và về mặt thống kê đối với tiền lương sau khi tính đến sự khác biệt của số năm đi học và kinh nghiệm làm việc. Nếu những yếu tố khác không đổi, một người lao động nam giới có thu nhập cao hơn 16,79% so với lao động nữ. Làm việc ở Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh được hưởng lương cao hơn lần lượt là 17,34% và 69% so với làm việc ở các vùng còn lại của đất nước. Kết quả này cho thấy sức thu hút mãnh liệt của thành phố Hồ Chí Minh, thành phố lớn nhất Việt Nam, đối với những người đi tìm việc làm.

Nếu những yếu tố khác giữ nguyên không đổi, một người lao động phi nông nghiệp hưởng lương cao hơn 20% so với lao động nông nghiệp. Điều thú vị là người lao động trong khu vực nhà nước (bao gồm các doanh nghiệp sở hữu nhà nước và chính phủ) thu nhập cao hơn 19,43% so với người lao động trong khu vực tư nhân. Bằng chứng này thoạt nhìn qua có vẻ khó hiểu trước nhận định phổ biến ở Việt Nam là người lao động nhà nước bị trả lương thấp. Tuy nhiên, ta phải lưu ý rằng những nhận định này thường dựa trên thang lương cơ bản. Lương theo giờ trong các đợt điều tra mức sống năm 2002 bao gồm cả tiền thưởng và các phúc lợi khác. Căn cứ theo số đo này, sự cách biệt về lương giữa người lao động nhà nước và tư nhân có giá trị dương sau khi kiểm soát các yếu tố khác.

Suất sinh lợi từ đi học

Như lưu ý trong phần 2, hệ số ước lượng của số năm đi học tập không phải là suất sinh lợi thực tế của việc học tập vì ta không kiểm soát được năng lực khác nhau của người lao động. Cải cách giáo dục được tiến hành ở Việt nam vào cuối thập niên 80 mang lại cho ta một cơ hội tốt để so sánh tiền lương giữa những người lao động được tuyển dụng ăn lương với khả năng tương tự như nhau.

Trước năm 1975, miền Bắc duy trì hệ thống giáo dục tiểu học và trung học bao gồm 11 năm, bắt đầu từ lớp vỡ lòng (0) cho đến lớp 10; trong khi đó, miền Nam duy trì hệ thống tiêu chuẩn 12

năm từ lớp 1 cho đến lớp 12. Cho dù đất nước thống nhất từ năm 1975, nhưng hai hệ thống giáo dục vẫn giữ nguyên mãi cho đến cuối thập niên 80. Niên khóa 1988-89, Bộ Giáo dục chính thức tăng thêm một năm cho chương trình giáo dục phổ thông ở miền Bắc (thêm lớp 9), và hệ thống giáo dục được thống nhất trên toàn quốc. Ở miền Bắc, những người sinh trước năm 1975 phải trải qua 11 năm học tập để hoàn tất bậc phổ thông trung học, trong khi những người sinh sau năm 1976 phải mất 12 năm. Những người sinh năm 1975 và 1976 ở miền Bắc là thế hệ chuyển tiếp. Một số trong đó phải mất 12 năm trong khi một số khác chỉ mất 11 năm.

Trong mẫu, tôi chọn 2.173 cá nhân làm công ăn lương, trong đó 1.118 người học ở miền Nam và 1.055 người học ở miền Bắc. Những người này đã tốt nghiệp trung học phổ thông nhưng không học tiếp, và được sinh ra trước năm 1975 hoặc sau năm 1976. Như vậy, 1.118 người làm công ăn lương ở miền Nam có thời gian học tập đúng 12 năm. Trong số 1.055 người hưởng lương ở miền Bắc, có 746 người được sinh ra trước năm 1975 và có thời gian học tập 11 năm, cùng với 309 người sinh ra sau năm 1976 và có 12 năm đi học.

Phương trình hồi quy sau đây được sử dụng để tính sự khác biệt và từ đó tách biệt tác động của nhóm xử lý.

$$\ln(\text{Lương}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Nhóm} + \beta_2 \text{Miền} + \beta_3(\text{Nhóm} * \text{Miền}) + \varepsilon$$

trong đó,

Nhóm = 0 nếu cá nhân sinh trước năm 1975; và bằng 1 nếu sinh sau năm 1976

Miền = 0 nếu cá nhân đi học ở miền Nam; và bằng 1 nếu đi học ở miền bắc.

Về mặt khái niệm, ta có:

Ảnh hưởng khác biệt đối với $\ln(\text{Lương})$ của việc sinh ra sau năm 1976 so với sinh ra trước năm 1975: β_1

Ảnh hưởng khác biệt đối với $\ln(\text{Lương})$ của việc đi học ở miền Bắc so với đi học ở miền Nam: β_2

Ảnh hưởng khác biệt đối với $\ln(\text{Lương})$ của việc sinh ra sau năm 1976 và đi học ở miền Bắc: β_3 .

Bảng 4.1: Phương pháp khác biệt trong khác biệt (*Difference-in-difference approach*)

	ln(lương theo giờ)		
	Sinh trước năm 1975	Sinh sau năm 1976	Khác biệt
Đi học ở miền Nam	β_0	$\beta_0 + \beta_1$	β_1
Đi học ở miền Bắc	$\beta_0 + \beta_2$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\beta_1 + \beta_3$
<i>Khác biệt trong khác biệt</i>			β_3

Có hai giả định để phép phân tích có giá trị. Thứ nhất, không có sự khác biệt về năng lực giữa những cá nhân sinh trước năm 1975 và những cá nhân sinh sau năm 1976. Đây là một giả định rất hợp lý vì không có lý do gì để tin rằng những người sinh ra vào những năm khác nhau có những năng lực bẩm sinh khác nhau. Thứ hai, người ở miền Bắc có khả năng bẩm sinh tương tự như người ở miền Nam. Giả định này cũng có thể là sự thật vì người miền Bắc và người miền Nam đa số đều thuộc cùng một dân tộc chủ yếu (dân tộc Kinh).

Bảng 4.2: Các kết quả hồi quy**Biến phụ thuộc:** Ln(lương theo giờ)

Các biến độc lập	Hệ số ước lượng
Nhóm (β^1)	-0,3930 (0,0452)*
Miền (β^2)	-0,3513 (0,0346)*
Nhóm*Miền (β^3)	0,0948 (0,0645) [†]
Tung độ gốc	8,3598 (0,0241)*
Số quan sát	2,173
R ² điều chỉnh	0,0994

* Mức ý nghĩa 1%; [†] Không có ý nghĩa ở 10%.

Sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.

Bảng 4.3: Tác động của cải cách giáo dục đối với tiền lương

	Ln(lương theo giờ)		
	Người hưởng lương sinh trước năm 1975	Người hưởng lương sinh sau năm 1976	Khác biệt
Đi học ở miền Nam	8,3598	7,9669	-0,3930
Đi học ở miền Bắc	8,0085	7,7104	-0,2981
Khác biệt trong khác biệt			0,0948

Ở miền Nam, những người sinh sau năm 1976 hưởng lương ít hơn 39,3% so với những người sinh trước năm 1975. Ở miền Bắc, tiền lương theo giờ giảm 29,8% giữa nhóm người trẻ hơn và nhóm người già hơn. Như vậy, việc tăng thêm một năm học tập theo qui định của nhà nước vào năm 1989 dẫn đến tăng 9,5% tiền lương; đây chính là suất sinh lợi của việc học thêm một năm.

Tuy nhiên, như thể hiện qua bảng 4.2, giá trị ước lượng “khác biệt trong khác biệt” không khác không về mặt thống kê ở mức ý nghĩa 10%. Điều này có thể do phép ước lượng đã không kiểm soát được các yếu tố khác ảnh hưởng đến tiền lương. Điều này được thực hiện trong bảng 4.4 dưới đây.

Bảng 4.4: Các kết quả hồi quy (kiểm soát các yếu tố khác ảnh hưởng đến tiền lương)
Biến phụ thuộc: Ln(lương theo giờ)

Các biến độc lập	Hệ số ước lượng
Nhóm (β^1)	-0,0254 (0,0796) [†]
Miền (β^2)	-0,0368 (0,0814) [†]
Nhóm*Miền (β^3)	0,1143 (0,0607)**
Số năm kinh nghiệm	0,0460 (0,0088)*
Số năm kinh nghiệm bình phương	-0,0009 (0,0002)*

Nam	0,1741 (0,0286)*
Việc làm phi nông nghiệp	0,4126 (0,0480)*
Khu vực tư nhân	-0,0980 (0,0290)*
Biến giả địa bàn	-
Hằng số (β^0)	8,3598 (0,0241)*
Số quan sát	2.173
R ² điều chỉnh	0,2138

* Mức ý nghĩa 1%; ** Mức ý nghĩa 5%; † Không có ý nghĩa ở 10%.
Sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.

Sau khi kiểm soát các yếu tố khác, suất sinh lợi của việc đi học thêm một năm ở cấp phổ thông trung học làm tăng tiền lương thêm 11,43%. Ước lượng này khác không về mặt thống kê ở mức ý nghĩa 5%.

Kết luận

Cải cách giáo dục ở Việt Nam được chính phủ thực hiện vào cuối thập niên 80, qua đó làm tăng thêm một năm đi học trong hệ thống giáo dục phổ thông ở miền Bắc, đã mang lại một cơ hội độc đáo để đánh giá suất sinh lợi của việc đi học. Sau khi kiểm soát các yếu tố khác như kinh nghiệm làm việc, giới tính, việc làm phi nông nghiệp, loại hình sở hữu, và địa bàn làm việc, phương pháp “khác biệt trong khác biệt” cho thấy rằng suất sinh lợi của một năm học phổ thông tăng thêm là 11,43%.

Tuy nhiên, các kết quả trên cần được giải thích một cách thận trọng. Ngoài việc tăng thêm một năm đi học, cuộc cải cách còn thay đổi chương trình giảng dạy ở tất cả các lớp học phổ thông, bao gồm việc sử dụng những bộ sách giáo khoa “cải cách giáo dục”. Vì thế, ảnh hưởng ước lượng đối với tiền lương có thể do sự gia tăng số năm đi học và/hay do những thay đổi trong chất lượng giáo dục. Chiều hướng tác động của những thay đổi trong chất lượng học tập vẫn không rõ ràng. Vấn đề liệu chất lượng giáo dục gia tăng hay giảm sút do việc sử dụng các bộ sách giáo khoa mới vẫn còn đang tranh cãi. Điều này làm tăng thêm khó khăn cho việc tìm cách kiểm soát các thay đổi của chất lượng giáo dục nhằm tách biệt ảnh hưởng của việc học tập đối với tiền lương. Tuy nhiên, nếu ta chấp nhận quan điểm cho rằng chất lượng giáo dục ở miền bắc Việt Nam đã được cải thiện thì suất sinh lợi từ đi học 11,43% có thể là một giá trị ước lượng cao hơn thực tế. Còn nếu chất lượng giáo dục giảm đi, thì suất sinh lợi từ đi học trên thực tế còn cao hơn con số 11,43%.

Tài liệu tham khảo

Angrist, Joshua, and Alan Krueger, “Estimating the Payoff to Schooling Using the Vietnam-era Draft Lottery”, NBER Working Paper No. 4067, 1992.

Ashenfelter, Orley, and Alan Krueger, “Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins”, *American Economic Review*, 84(5), 1994.

Borjas, George, *Labor Economics*, McGraw-Hill, Third Edition, 2005.

Duflo, Esther, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia”, *American Economic Review*, 91(4), 2001.

Gallup, John, “Wage Labor Market and Inequality in Vietnam”, in Paul Glewwe at al, *Economic Growth, Poverty, and Household Welfare in Vietnam*, Edited, World Bank Regional and Sectoral Studies, 2004.

Mincer, Jacob, *Schooling Experience and Earnings*, Columbia University Press, 1974.

Psacharopoulos, George, “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, 22(9), 1994.