

BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ T.P. HỒ CHÍ MINH

----- o0o -----

Vũ Trọng Anh

**ƯỚC LƯỢNG SUẤT SINH LỢI CỦA GIÁO DỤC
Ở VIỆT NAM**

LUẬN VĂN THẠC SĨ KINH TẾ

Thành phố Hồ Chí Minh – Năm 2008

BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ T.P. HỒ CHÍ MINH

----- o0o -----

Vũ Trọng Anh

**ƯỚC LƯỢNG SUẤT SINH LỢI CỦA GIÁO DỤC
Ở VIỆT NAM**

Chuyên ngành : Kinh tế Phát triển

Mã số : 60.31.05

LUẬN VĂN THẠC SĨ KINH TẾ

NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC

T.S. Nguyễn Hoàng Bảo

Thành phố Hồ Chí Minh – Năm 2008

LỜI CAM ĐOAN

Tôi cam đoan rằng, luận văn thạc sĩ kinh tế *“Ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam”* là công trình nghiên cứu của riêng tôi.

Những số liệu được sử dụng được chỉ rõ nguồn trích dẫn trong danh mục tài liệu tham khảo. Kết quả nghiên cứu này chưa được công bố trong bất kỳ công trình nghiên cứu nào từ trước đến nay.

TP.HCM, ngày 20/11/2008

Vũ Trọng Anh

MỤC LỤC

Trang phụ bìa	
Lời cam đoan	
Mục lục	
Danh mục các ký hiệu và chữ viết tắt	
Danh mục các bảng, biểu	
Danh mục các hình, đồ thị	
MỞ ĐẦU.....	1
1. Đặt vấn đề	1
2. Mục tiêu nghiên cứu	3
3. Phạm vi và phương pháp nghiên cứu.....	3
4. Cấu trúc của luận văn.....	3
CHƯƠNG 1 : CƠ SỞ LÝ LUẬN VỀ SUẤT SINH LỢI CỦA GIÁO DỤC.....	5
Giới thiệu.....	5
1.1 Lý thuyết vốn con người.....	5
1.2 Giáo dục và thu nhập – Mô hình đi học	6
1.3 Hàm thu nhập Mincer.....	9
1.3.1 Sự hiệu quả của đầu tư trong mô hình đi học.....	9
1.3.2 Đầu tư cho đào tạo trong thời gian làm việc	12
1.3.3 Hàm ước lượng logarithm thu nhập.....	15
1.3.4 Những ưu điểm và giới hạn của mô hình hàm thu nhập Mincer.....	21
1.3.4.1 Những giới hạn	21
1.3.4.2 Những ưu điểm.....	21
1.4 Các bằng chứng thực nghiệm với mô hình hàm thu nhập Mincer.....	21
Tóm tắt Chương 1	22

CHƯƠNG 2 : HIỆU QUẢ CỦA GIÁO DỤC Ở VIỆT NAM	
QUA MÔ TẢ THỐNG KÊ	24
Giới thiệu.....	24
2.1 Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004.....	24
2.1.1 Nội dung khảo sát.....	25
2.1.2 Phạm vi khảo sát và phương pháp thu thập số liệu.....	25
2.1.3 Khai thác dữ liệu từ KSMS 2004.....	26
2.2 Tình trạng đi học và làm việc ở Việt Nam vào năm 2004.....	28
2.2.1 Giáo dục ở Việt Nam qua các số liệu thống kê.....	28
2.2.2 Thực trạng đi học và làm việc.....	30
2.3 Hiệu quả của đầu tư cho giáo dục.....	33
2.3.1 Đầu tư cho giáo dục.....	33
2.3.2 Hiệu quả của đầu tư cho giáo dục qua mô tả thống kê.....	35
2.3.3 Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây đối với Việt Nam	40
Tóm tắt chương 2.....	43
CHƯƠNG 3 : ƯỚC LƯỢNG SUẤT SINH LỢI CỦA GIÁO DỤC	
Ở VIỆT NAM VÀO NĂM 2004.....	44
Giới thiệu.....	44
3.1 Mô hình hồi qui và phương pháp hồi qui.....	44
3.1.1 Mô hình hồi qui.....	44
3.1.2 Phương pháp hồi qui.....	46
3.2 Cỡ mẫu.....	46
3.2.1 Tiêu chí chung cho việc chọn mẫu.....	46
3.2.2 Mẫu khảo sát 1	46
3.2.3 Mẫu khảo sát 2.....	47
3.3 Xác định giá trị các biến số quan sát.....	48
3.3.1 Xác định giá trị biến phụ thuộc : logarithm của thu nhập.....	48
3.3.2 Xác định giá trị các biến độc lập.....	49

3.3.2.1 Số năm đi học (S).....	49
3.3.2.2 Kinh nghiệm tiềm năng (T).....	53
3.3.2.3 Số tháng làm việc (M) và số giờ làm việc (H).....	53
3.3.3 Các biến giả trong hàm hồi qui.....	53
3.4 Kết quả hồi qui ước lượng hiệu quả của việc đi học và kinh nghiệm.....	55
3.4.1 Ước lượng các hệ số hồi qui với hàm hồi qui cơ sở	55
3.4.2 Ước lượng các hệ số hồi qui với hàm hồi qui mở rộng	56
3.4.3 Ước lượng suất sinh lợi của giáo dục theo các tính chất quan sát.....	58
3.4.3.1 Ước lượng hệ số theo đặc điểm giới tính, chức nghiệp và địa bàn....	58
3.4.3.2 Ước lượng hệ số theo ngành kinh tế và loại hình kinh tế.....	60
3.4.3.3 Ước lượng hệ số theo trình độ học vấn.....	61
Tóm tắt chương 3.....	63
 KẾT LUẬN.....	 65
1. Kết luận của nghiên cứu.....	65
2. Một số gợi ý chính sách.....	68
3. Đề xuất nghiên cứu tiếp theo.....	70
 TÀI LIỆU THAM KHẢO.....	 71
 PHỤ LỤC.....	 73
Phụ lục 1 Các bảng câu hỏi trích từ KSMS 2004.....	73
Phụ lục 2 Báo cáo kết quả hồi qui và kiểm định.....	82
Những vấn đề chung	82
1. Lựa chọn mô hình.....	82
2. Kiểm định.....	82
3. Điều chỉnh tác động của hiện tượng phương sai của sai số thay đổi.....	83
Phụ lục 2.1 : Báo cáo kết quả hồi qui và kiểm định hàm hồi qui cơ sở	85
PL2.1.1 Hàm hồi qui với mức lương theo năm.....	85
PL2.1.2 Hàm hồi qui với mức lương tháng.....	86

PL2.1.3 Hàm hồi qui với mức lương theo giờ.....	87
PL2.1.3.1. Sử dụng mẫu gồm 3457 quan sát làm việc trọn 12 tháng.....	87
PL2.1.3.2. Sử dụng mẫu gồm 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng.....	88
PL2.1.3.3. Sử dụng mẫu gồm 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng....	89
Phụ lục 2.2 : Báo cáo kết quả hồi qui và kiểm định hàm hồi qui mở rộng.....	90
PL2.2.1 Mở rộng với biến $\ln(M)$	90
PL2.2.2 Mở rộng với biến $\ln(H)$	91
PL2.2.2.1. Sử dụng mẫu gồm 3457 quan sát làm việc trọn 12 tháng.....	91
PL2.2.2.2. Sử dụng mẫu gồm 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng.....	92
PL2.2.2.3. Sử dụng mẫu gồm 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng....	93
Phụ lục 2.3 : Báo cáo kết quả hồi qui với các biến giả theo tính chất.....	94
PL2.3.1 Theo giới tính	94
PL2.3.2 Theo chức nghiệp (cán bộ công chức).....	95
PL2.3.3 Theo địa bàn.....	96
PL2.3.4 Theo ngành kinh tế.....	99
PL2.3.5 Theo loại hình kinh tế	100
PL2.3.6 Theo trình độ học vấn, bằng cấp giáo dục đào tạo.....	102
PL2.3.7 Bảng tổng hợp các hệ số ước lượng theo tính chất quan sát.....	105

Danh mục chữ viết tắt và ký hiệu

ĐTNN	: Đầu tư nước ngoài
IRR	: Tỷ suất thu hồi nội bộ (Internal Rate of Return - IRR)
KSMS 2004	: Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004 (Vietnam Household Living Standards Survey – VHLSS 2004)
NPV	: Tổng giá trị hiện tại ròng (Net Present Value – NPV)
PV	: Giá trị hiện tại (Present Value - PV)
TCTK	: Tổng cục Thống kê
THCN	: Trung học chuyên nghiệp
THCS	: Trung học cơ sở
THPT	: Trung học phổ thông
TP. HCM	: Thành phố Hồ Chí Minh

Danh mục các bảng

Bảng 1.1 Hệ số của số năm đi học : Suất sinh lợi của hàm Mincer.....	22
Bảng 2.1 Danh mục câu hỏi phỏng vấn cung cấp dữ liệu.....	27
Bảng 2.2 Tỷ lệ dân số từ 10 tuổi trở lên biết chữ.....	28
Bảng 2.3 Chi tiêu cho giáo dục, đào tạo bình quân 1 người đi học trong 1 năm.....	29
Bảng 2.4 Tình trạng đi học và làm việc theo độ tuổi.....	31
Bảng 2.5 Phần trăm đi học và làm việc.....	32
Bảng 2.6 Thu nhập và chi tiêu cho giáo dục bình quân một người/tháng.....	34
Bảng 2.7 Mức lương theo trình độ học vấn (mức chung cả nước).....	36
Bảng 2.8 Mức lương theo trình độ học vấn ở thành thị và nông thôn.....	37
Bảng 2.9 Mức lương theo trình độ học vấn với các tính chất quan sát.....	39
Bảng 2.10 Nghiên cứu của Gallup: Hiệu quả của giáo dục ở Việt Nam.....	41
Bảng 2.11 Ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam năm 2002.....	42
Bảng 3.1 Cỡ mẫu và các tính chất của mẫu khảo sát.....	47
Bảng 3.2 Hệ thống giáo dục miền Bắc qua các thời kỳ.....	50
Bảng 3.3 Số năm đi học theo các loại hình đào tạo và năm sinh.....	52
Bảng 3.4 Các kết quả hồi qui với hàm hồi qui cơ sở.....	55
Bảng 3.5 Các kết quả hồi qui với hàm hồi qui mở rộng.....	57
Bảng 3.6 Các hệ số ước lượng theo giới tính, chức nghiệp và địa bàn.....	59
Bảng 3.7 Các hệ số ước lượng theo ngành kinh tế và loại hình kinh tế.....	60
Bảng 3.8 Các hệ số ước lượng theo trình độ học vấn.....	61

Danh mục các hình

Hình 1.1 : Thu nhập và Số năm đi học.....	8
Hình 1.2 : Ước lượng thu nhập theo kinh nghiệm.....	15
Hình 2.1 Thu nhập và trình độ học vấn.....	36
Hình 2.2 Thu nhập và trình độ học vấn ở thành thị và nông thôn.....	38

MỞ ĐẦU

1. Đặt vấn đề

“Vốn con người (Human Capital) là những gì có liên quan đến tri thức, kỹ năng và những thuộc tính tiêu biểu khác của một cá nhân mà nó có ảnh hưởng đến những hoạt động kinh tế” (OECD, 1998)¹. Vốn con người được hình thành thông qua việc đầu tư cho người lao động, bao gồm các khoản chi dùng vào các mặt giáo dục, bồi dưỡng kỹ thuật, bảo vệ sức khỏe, lưu chuyển sức lao động trong nước, di dân nhập cảnh và các phúc lợi xã hội khác. Trong đó, quan trọng nhất là đầu tư giáo dục và bảo vệ sức khỏe. Việc đầu tư này có lợi cho tổ chức sức lao động, tức nâng cao năng lực công tác, trình độ kỹ thuật, mức độ lành nghề, mức độ sức khỏe, có lợi cho việc tăng thêm số lượng người lao động phù hợp với nhu cầu tương lai, điều chỉnh sự thừa thiếu sức lao động hiện có trong nước, lợi dụng sức lao động nước ngoài và tiết kiệm chi phí giáo dục.

Quan niệm con người đầu tư cho mình có ý nghĩa rất rộng, bao gồm không chỉ đầu tư vào học tập trong nhà trường và đào tạo sau khi học mà còn đầu tư khi còn ở nhà, trước tuổi đi học và đầu tư vào thị trường lao động để tìm việc. Kinh tế học phương Tây dùng lý thuyết vốn con người để giải thích sự phân biệt các mức lương theo tuổi tác và nghề nghiệp, tỉ lệ thất nghiệp không đồng đều, sự phân bổ nguồn lực lao động vào các khu vực kinh tế.

Chính sách của Đảng và Nhà nước Việt Nam hiện nay quan tâm nhiều đến việc đầu tư cho giáo dục, y tế và nghiên cứu khoa học nhằm tạo ra một nguồn nhân lực thích ứng với sự nghiệp công nghiệp hoá, hiện đại hoá đất nước. Trong giai đoạn 2002 - 2006, ngân sách nhà nước chi cho giáo dục đào tạo chiếm tỷ trọng

¹ OECD (1998), *Human Capital Investment- An International Comparision*, Paris: OECD

trong GDP tăng từ 4,2% lên 5,6%; và đến năm 2007 là 6,44%². Chính sách tài chính cho giáo dục nhiều năm gần đây cho đến năm 2007 được giữ mức tỉ lệ 20% tổng chi ngân sách nhà nước và có thể tăng thêm lên đến 21-22% trong giai đoạn 2008-2010 theo hướng ưu tiên đầu tư ngân sách. Đây là mức tăng cao thể hiện sự quan tâm của Chính phủ đối với sự nghiệp giáo dục đào tạo. Theo quan điểm của Chính phủ, giáo dục làm tăng năng suất và thu nhập của người lao động là một tín hiệu tốt để thuyết phục Chính phủ chi đầu tư vào giáo dục.

Giáo dục là rất quan trọng. Mọi người đều biết rằng học càng nhiều thì sẽ càng có nhiều cơ hội để kiếm thêm thu nhập, tuy nhiên không phải tất cả mọi người đều đầu tư vào các mức học vấn cao như đại học. Đó là do nguồn tài nguyên của cá nhân (hay của gia đình) hạn hẹp, chi tiêu cho giáo dục phải cạnh tranh với nhiều khoản chi tiêu đáp ứng các nhu cầu khác. Nếu đầu tư cho giáo dục là có lợi, nghĩa là giáo dục tốt sẽ dẫn đến sự gia tăng thu nhập của người đầu tư, thì việc chi tiêu cho giáo dục rõ ràng là điều cần nên làm.

Đầu tư của Nhà nước và tư nhân vào giáo dục được định hướng bởi việc tính toán lợi suất đầu tư vào giáo dục, một chỉ tiêu được xem là lợi ích của giáo dục trong thị trường lao động. Chúng ta cũng có thể hiểu bản chất và hoạt động của thị trường lao động thông qua việc nắm bắt sự thay đổi của các lợi suất này theo các tính chất cá nhân và địa bàn, theo ngành kinh tế, theo loại hình kinh tế tại một thời điểm; và sự thay đổi của chỉ số này qua thời gian. Sự hiểu biết này cũng sẽ giúp định hướng các chính sách đầu tư cho giáo dục.

Việc đi học sẽ đem lại lợi ích do gia tăng mức thu nhập, chúng ta đều có cảm nghĩ một cách định tính như vậy. Tuy nhiên, mức gia tăng đó là bao nhiêu nhất thiết cần phải được định lượng để nghiên cứu và so sánh.

² Bộ Tài chính, *Số liệu Ngân sách Nhà nước*, <http://www.mof.gov.vn/Default.aspx?tabid=5271> (truy cập ngày 11/12/2008)

2. Mục tiêu nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sẽ trả lời những câu hỏi:

- Suất sinh lợi của việc đi học (giáo dục) ở Việt Nam vào thời điểm khảo sát là bao nhiêu phần trăm? Hay nói cách khác, khi tăng thêm một năm đi học thì thu nhập của người lao động làm thuê sẽ tăng thêm bao nhiêu phần trăm?

- Suất sinh lợi của giáo dục có sự khác biệt như thế nào khi xét đến các khác biệt về tính chất cá nhân (giới tính, cán bộ công chức, địa bàn cư trú và làm việc, bằng cấp giáo dục đào tạo), khác biệt về ngành kinh tế (nông nghiệp / phi nông nghiệp) và khác biệt về loại hình kinh tế làm thuê?

3. Phạm vi và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng bộ số liệu Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004 (KSMS 2004) của Tổng cục Thống kê và dựa vào hàm thu nhập của Mincer để ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam.

Để trả lời các câu hỏi của mục tiêu nghiên cứu, ngoài phương pháp mô tả thống kê, diễn dịch so sánh, nghiên cứu này dựa vào phương pháp định lượng bằng mô hình kinh tế lượng - hồi qui hàm thu nhập Mincer:

- Chọn mẫu và tính toán các giá trị biến số từ bộ số liệu KSMS 2004 của Tổng cục Thống kê (bộ số liệu này lưu giữ dưới định dạng của phần mềm Stata, được trích xuất và chuyển thành định dạng của phần mềm Excel để tính toán)

- Thực hiện hồi qui và kiểm định các hệ số ước lượng của hàm thu nhập Mincer bằng phần mềm Eviews .

4. Cấu trúc luận văn

Ngoài lời mở đầu, danh mục các bảng, danh mục các hình, danh mục các chữ viết tắt, phụ lục và tài liệu tham khảo, luận văn có kết cấu gồm 3 chương:

- **Chương 1: Cơ sở lý luận về suất sinh lợi của giáo dục.** Nội dung chương này là trình bày tổng quan lý thuyết vốn con người, mô hình học vấn và trình bày diễn dịch toán học của Mincer dẫn đến mô hình hàm thu nhập cho phép ước lượng được hiệu quả của giáo dục và kinh nghiệm bằng phương pháp hồi qui kinh tế lượng, đồng thời nêu lên những giới hạn và ưu điểm của mô hình này. Phần cuối chương 1 trình bày các kết quả nghiên cứu thực nghiệm ước lượng suất sinh lợi của giáo dục trên thế giới dựa trên hàm thu nhập Mincer.

- **Chương 2: Hiệu quả của giáo dục ở Việt Nam qua mô tả thống kê.** Chương 2 được bắt đầu từ việc giới thiệu sơ lược về cuộc *Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004* do Tổng cục Thống kê thực hiện. Mục tiêu chương này là nghiên cứu hiệu quả của giáo dục ở Việt Nam bằng phương pháp mô tả thống kê: khảo sát tình trạng đi học và làm việc ở Việt Nam, phân tích sự hiệu quả khi hộ gia đình đầu tư cho giáo dục, căn cứ vào mức chi phí cho việc đi học và mức tăng tiền lương khi trình độ học vấn tăng thêm. Phần cuối chương 2 trình bày các bằng chứng thực nghiệm của các nghiên cứu thực nghiệm về hiệu quả của giáo dục ở Việt Nam vào những năm trước đây.

- **Chương 3: Ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam năm 2004.** Mục tiêu của chương 3 là ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam (năm 2004) bằng phương pháp kinh tế lượng: hồi qui hàm thu nhập Mincer. Trong chương này, tác giả đề nghị các mẫu được chọn lựa ; đề nghị phương án tính toán số năm đi học căn cứ vào hệ thống giáo dục ở Việt Nam có nhiều thay đổi qua các thời kỳ lịch sử, và việc tính toán các biến giải thích khác. Phần cuối của chương này trình bày kết quả nghiên cứu ước lượng các hệ số, khi hồi qui với hàm thu nhập Mincer cơ sở và mở rộng, gồm cả với việc xét đến các tính chất quan sát.

Kết luận và gợi ý chính sách: Dựa trên các phân tích ở chương 2 và kết quả thực nghiệm ở chương 3, tác giả đưa ra những kết luận của nghiên cứu cùng với gợi ý về chính sách, đồng thời đề xuất nghiên cứu tiếp theo.

Chương 1

CƠ SỞ LÝ LUẬN VỀ

SUẤT SINH LỢI CỦA GIÁO DỤC

Giới thiệu

Từ cuối thế kỷ 19 (thời kỳ đánh dấu sự chuyển biến mạnh mẽ của khoa học kỹ thuật và sự ra đời của trường phái kinh tế tân cổ điển) cho đến giữa thế kỷ 20 (hình thành lý thuyết tăng trưởng kinh tế hiện đại), yếu tố liên quan đến con người (giáo dục, đổi mới, tiến bộ khoa học và những yếu tố khác) đóng góp vào tăng trưởng và phát triển kinh tế đã thực sự được quan tâm. Chương 1 trình bày tổng quan lý thuyết vốn con người (Becker [1993]), mô hình học vấn (Borjas [2005]) và trình bày diễn dịch toán học của Mincer [1974] dẫn đến mô hình hàm thu nhập cho phép định lượng bằng phương pháp hồi qui kinh tế lượng, ước lượng được hiệu quả của giáo dục và kinh nghiệm. Hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm ước lượng suất sinh lợi của giáo dục trên thế giới đều dựa trên mô hình hàm thu nhập của Mincer.

1.1 Lý thuyết vốn con người

Cơ sở lý thuyết vốn con người đề cập đến những sự đầu tư vào con người để gia tăng năng suất lao động của họ. Theo Becker [1993], những sự đầu tư này bao gồm đào tạo phổ cập trong nhà trường và đào tạo chuyên môn trong quá trình làm việc³. Đào tạo phổ cập là loại hình đào tạo có ích lợi như nhau (nghĩa là tăng năng suất) trong mọi doanh nghiệp. Đào tạo chuyên môn là loại hình đào tạo chỉ làm tăng năng suất tại những doanh nghiệp liên quan và giá trị đào tạo sẽ mất đi khi người lao động rời khỏi doanh nghiệp này.

³ Becker, S. Gary (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, The University of Chicago Press.

Lý thuyết vốn con người nhấn mạnh đến khái niệm các cá nhân là những nhà đầu tư, cũng giống như các công ty trong các lý thuyết đầu tư vốn hữu hình. Lý thuyết này cho rằng các cá nhân sẽ đầu tư vào giáo dục để kiếm được lợi ích cao hơn vào những năm sau khi học. Sự đầu tư này bao gồm các chi phí học tập và việc mất thu nhập trong ngắn hạn do dành thời gian cho việc đi học, tuy nhiên, nhà đầu tư hi vọng sẽ kiếm được thu nhập cao hơn trong tương lai.

Khác với vốn vật chất, vốn con người có khả năng tăng lên và tự sinh ra khi sử dụng (liên quan đến kinh nghiệm), mặt khác, nó có khả năng di chuyển và chia sẻ do vậy không tuân theo qui luật “*năng suất biên giảm dần*” như vốn vật chất.

Lý thuyết vốn con người là nền tảng cho sự phát triển nhiều lý thuyết kinh tế. Mincer [1989] đã tóm tắt những đóng góp như sau⁴: “Vốn con người đóng vai trò quan trọng trong quá trình phát triển kinh tế: 1) nó là các kỹ năng được tạo ra bởi giáo dục và đào tạo, vốn con người là yếu tố của quá trình sản xuất kết hợp với vốn hữu hình và các lao động “*thô*” (không có kỹ năng) để tạo ra sản phẩm; 2) nó là kiến thức để tạo ra sự sáng tạo, một yếu tố cơ bản của phát triển kinh tế”.

1.2 Giáo dục và thu nhập – Mô hình đi học

Chúng ta đã biết rằng giáo dục giúp giảm khả năng bị thất nghiệp và gia tăng thu nhập sau khi đi học. Người lao động được chi trả khác nhau vì công việc, các kỹ năng và khả năng của họ khác nhau. Tuy nhiên, yếu tố nào khuyến khích một số người ở lại trường học tiếp, trong khi một số khác lại bỏ học sớm? Borjas [2005] đã giải thích vấn đề này bằng *Mô hình học vấn*. Các giả định của mô hình này như sau:

1. Người lao động đạt đến trình độ chuyên môn nào đó tối đa hóa giá hóa giá trị hiện tại của thu nhập, vì vậy giáo dục đào tạo chỉ có giá trị khi làm tăng thu nhập, nghĩa là chỉ tập trung vào những lợi ích bằng tiền của thu nhập.

⁴ Mincer, Jacob (1989), *Human Capital Responses to Technological Change in the Labor Market*, National Bureau of Economic Research Working Paper No.3207.
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=226714 (truy cập ngày 28/03/2008).

2. Không có đào tạo tại chức và chuyên môn học được ở nhà trường không giảm giá trị theo thời gian, hàm ý năng suất của người lao động không đổi sau khi thôi học nên thu nhập thực (đã loại trừ lạm phát) là không thay đổi trong quãng đời làm việc.
3. Người lao động không nhận được lợi ích nào khác trong quá trình đi học nhưng phải chịu những chi phí khi đi học, vì vậy những doanh nghiệp cần lao động có trình độ học vấn cao sẽ chịu chi trả mức lương cao, được xem là “*lương đền bù*” chi phí đào tạo mà người lao động đã bỏ ra khi đi học.
4. Người lao động có suất chiết khấu r không đổi, nghĩa là r không phụ thuộc vào trình độ học vấn⁵.

Chúng ta đã biết rằng, khi tính toán lợi ích của đầu tư, các giá trị của một thu nhập tương lai hay một sự chi tiêu tương lai được quy đổi về giá trị hiện tại (Present Value – PV) với suất chiết khấu r . Lợi ích đầu tư của giáo dục được định nghĩa là tỉ suất thu hồi nội bộ (Internal Rate of Return – IRR) là suất chiết khấu mà tại đó làm tổng giá trị hiện tại ròng (Net Present Value – NPV) bằng không.

Ta hãy xem xét tình huống sau: Tham gia vào thị trường lao động, một người tốt nghiệp trung học (năm 18 tuổi) có thu nhập hàng năm là w_0 kể từ lúc anh ta thôi học, đi làm công ăn lương cho tới khi nghỉ hưu, giả sử là 60 tuổi. Nếu đi học đại học, người đó phải bỏ đi w_0 thu nhập hàng năm này và phải tốn thêm các khoản chi phí C cho mỗi năm đi học (gồm cả chi phí trực tiếp là tiền bạc và chi phí gián tiếp là thời gian). Sau 4 năm đi học bậc đại học, anh ta kiếm được mức thu nhập hàng năm là $w_1 > w_0$ (nếu nhỏ hơn thì sẽ chẳng ai đi học đại học) cho đến khi nghỉ hưu.

Giá trị hiện tại của dòng thu nhập mỗi trường hợp là:

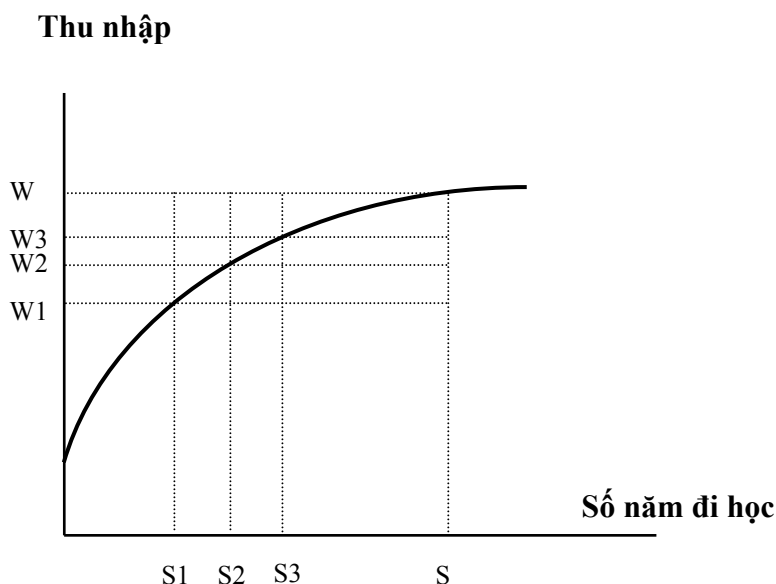
$$PV_0 = w_0 + \frac{w_0}{(1+r)} + \frac{w_0}{(1+r)^2} + \dots + \frac{w_0}{(1+r)^{41}} = \sum_{t=0}^{t=41} \frac{w_0}{(1+r)^t} \quad (1.1)$$

⁵ Borjas, George J. (2005), *Labor Economics*, McGraw-Hill, Third Edition.

$$PV_1 = -C - \frac{C}{(1+r)} - \dots - \frac{C}{(1+r)^3} + \frac{w_1}{(1+r)^4} + \dots + \frac{w_1}{(1+r)^{41}} = \sum_{t=0}^{t=3} \frac{C}{(1+r)^t} + \sum_{t=4}^{t=41} \frac{w_1}{(1+r)^t} \quad (1.2)$$

Khi so sánh lợi ích, người lao động sẽ theo học đại học nếu giá trị hiện tại của tổng thu nhập trong quãng đời làm việc sau khi tốt nghiệp đại học lớn hơn giá trị hiện tại của tổng thu nhập trong quãng đời làm việc sau khi tốt nghiệp trung học, nghĩa là $PV_1 > PV_0$.

Hình 1.1 Thu nhập và Số năm đi học



Nguồn : Borjas,G.(2005), *Labor Economics*, McGraw-Hill, 3rd Edition

Borjas [2005] đã trình bày “*đường tiền lương theo học vấn*” (hình 1.1) cho thấy tiền lương các doanh nghiệp sẵn sàng trả tương ứng mỗi trình độ học vấn, thể hiện mối quan hệ giữa lương và số năm đi học. Đường này có ba tính chất quan trọng sau :

1. *Đường tiền lương theo học vấn* dốc lên do “lương đền bù” cho học vấn.
2. Độ dốc của *đường tiền lương theo học vấn* cho thấy mức tăng thu nhập khi người lao động có thêm một năm học vấn.

3. *Đường tiền lương theo học vấn* là đường cong lồi cho thấy mức gia tăng biên của tiền lương giảm dần khi tăng thêm số năm đi học.

Như đã nêu ở trên, độ dốc của đường tiền lương theo học vấn (hay $\Delta w/\Delta s$) cho ta biết mức tăng của thu nhập khi tăng thêm một năm đi học, như vậy phần trăm thay đổi của thu nhập khi tăng thêm một năm đi học - R (mức lợi tức biên cho biết phần trăm thu nhập tăng thêm đối với mỗi đồng đầu tư cho việc đi học) là:

$$R = \frac{\% \Delta w}{\Delta s} = \frac{\Delta w / \Delta s}{w} \quad (1.3)$$

Người lao động sẽ quyết định chọn trình độ học vấn tối ưu, nói cách khác, qui tắc dừng cho người lao động biết khi nào nên nghỉ học, đó là khi $R = r$. Qui tắc dừng này tối đa hóa giá trị hiện tại của thu nhập trong suốt quãng thời gian làm việc.

1.3 Hàm thu nhập Mincer⁶

1.3.1 Sự hiệu quả của đầu tư trong mô hình đi học

Theo Mincer [1974], sự đầu tư của cá nhân được đo bằng sự tiêu tốn thời gian. Mỗi khoảng thời gian tiêu tốn thêm cho việc đi học tại trường lớp hay đào tạo nghề sẽ làm chậm lại tiến trình tạo ra thu nhập và làm giảm thời gian làm việc trong đời nếu tuổi nghỉ hưu được xem là cố định. Sự trì hoãn tạo ra thu nhập và giảm khoảng thời gian kiếm tiền là có chi phí. Chi phí thời gian cộng với số tiền chi trực tiếp trong thời gian này cho việc đi học được xem là tổng chi phí đầu tư. Vì những chi phí này, việc đầu tư sẽ không diễn ra nếu như không có khả năng đem lại những khoản thu nhập lớn hơn trong tương lai được biểu thị thông qua tỉ suất thu hồi nội bộ (Internal Rate of Return – IRR), một mức chiết khấu thích hợp.

⁶ Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earning*, Nation Bureau of Economic Research, Colombia University Press .

Trong bước đầu tiên là phân tích hiệu quả của đầu tư vào việc đi học, Mincer giả định rằng không có một khoản đầu tư nào thêm sau khi hoàn tất việc học và đồng thời nguồn thu nhập là cố định trong suốt thời gian làm việc. Vì những thay đổi trong thu nhập được quyết định bởi khoản đầu tư ròng trong tổng vốn của cá nhân, do đó khái niệm “ròng” được dùng trong mọi phân tích. Trong phần này, khấu hao được giả định là bằng không trong suốt cả thời gian đi học và đầu tư ròng bằng không trong suốt quãng đời làm việc. Những giả thiết này sẽ được điều chỉnh trong các phần sau và trong phần giải thích theo số năm kinh nghiệm.

Nhằm tính toán hiệu quả của đầu tư vào việc đi học và tính toán khoảng thời gian làm việc, Mincer giả định rằng mỗi năm được đầu tư thêm vào việc học sẽ làm giảm đúng bằng một năm làm việc.

Đặt :

N : là tổng số năm đi học và số năm làm việc =
= tổng số năm đi làm của người không có đi học

S : là số năm đi học

Y_0 : là thu nhập hàng năm của người không có đi học

Y_S : là thu nhập hàng năm của người có S năm đi học

V_S : là giá trị hiện tại của thu nhập suốt đời của cá nhân kể từ lúc bắt đầu đi học

r : là tỉ suất chiết khấu

d : là khoảng cách biệt về số năm đi học

e : là cơ số của logarithm tự nhiên

t : là số năm, $t = 0, 1, 2, \dots, n$

Giá trị hiện tại của thu nhập suốt đời của người có S năm đi học là:

$$V_S = Y_S \sum_{t=S+1}^n \left(\frac{1}{1+r} \right)^t, \text{ khi tiến trình chiết khấu là rời rạc}$$

$$V_S = Y_S \int_S^n e^{-rt} dt = \frac{Y_S (e^{-rS} - e^{-rn})}{r}, \text{ khi tiến trình chiết khấu là liên tục}$$

Tương tự, giá trị hiện tại thu nhập suốt đời của người có (S-d) năm đi học là:

$$V_{S-d} = \frac{Y_{S-d}}{r} (e^{-r(S-d)} - e^{-rn})$$

Bằng cách cho $V_S = V_{S-d}$, ta tìm được tỉ số $k_{S, S-d}$ là tỉ số giữa thu nhập hàng năm của người khi có S năm đi học và khi có (S-d) năm đi học:

$$k_{S, S-d} = \frac{Y_S}{Y_{S-d}} = \frac{e^{-r(S-d)} - e^{-rn}}{e^{-rS} - e^{-rn}} = \frac{e^{r(n+d-S)} - 1}{e^{r(n-S)} - 1} \quad (1.4)$$

Dễ dàng thấy rằng, tỉ số $k_{S, S-d}$ lớn hơn 1, cùng dấu với r và ngược dấu với n. Điều này cho thấy rằng: 1) những người có số năm đi học nhiều hơn sẽ yêu cầu có mức thu nhập cao hơn; 2) sự khác nhau trong thu nhập do tỷ suất thu hồi nội bộ cao hơn, phụ thuộc vào khoảng cách biệt số năm đi học d; 3) trong suốt cả quãng đời làm việc thì các chi phí cho những năm đi học sẽ được bù đắp kể từ khi bắt đầu làm việc trong khoảng thời gian ngắn hơn khoảng cách biệt số năm đi học.

Tỉ số $k_{S, S-d}$ là một hàm số của S (cố định d). Tuy nhiên, sự thay đổi của $k_{S, S-d}$ khi S và n thay đổi là không đáng kể khi n đủ lớn. Do vậy, có thể xem $k_{S, S-d}$ như là một hằng số k trong mọi tính toán thực tế.

Kết luận $k_{S, S-d}$ là hằng số được củng cố khi quãng thời gian đi làm kiếm tiền được giả định là không đổi bất kể sự đào tạo. Với định nghĩa lại: n là quãng thời gian đi làm kiếm tiền được cố định, thì

$$V_S = Y_S \int_S^{n+S} e^{-rt} dt = \frac{Y_S}{r} e^{-rS} (1 - e^{-rn})$$

$$V_{S-d} = Y_{S-d} \int_{S-d}^{n+S-d} e^{-rt} dt = \frac{Y_{S-d}}{r} (1 - e^{-rn}) e^{-r(S-d)}$$

Ta tìm được $k_{S, S-d}$:

$$k_{S, S-d} = \frac{Y_S}{Y_{S-d}} = \frac{e^{-r(S-d)}}{e^{-rS}} = e^{rd} \quad (1.5)$$

Đến đây, ta thấy tỷ số các thu nhập k thay đổi tùy thuộc vào khoảng cách biệt số năm đào tạo d , không phụ thuộc vào trình độ đào tạo (biểu thị bằng S) và thứ vị hơn nữa là cũng không phụ thuộc vào thời gian làm việc (biểu thị bằng n) dù là có hạn hoặc thậm chí là ngắn hạn.

Trong trường hợp $(S - d) = 0$, ta định nghĩa $k_{S, S-d} = k_{S, 0} = Y_S/Y_0 = k_S$.

Theo (1.5), ta có : $k_S = Y_S/Y_0 = e^{rS}$.

Lấy logarithm theo cơ số tự nhiên, ta được :

$$\ln Y_S = \ln Y_0 + r.S \quad (1.6)$$

Phương trình (1.6) trình bày kết luận căn bản rằng, logarithm của thu nhập là hàm tỷ lệ thuận với số năm đi học S , và hệ số của S biểu thị mức độ gia tăng thu nhập là suất chiết khấu r cũng chính là tỷ suất thu hồi nội bộ.

1.3.2 Đầu tư cho đào tạo trong thời gian làm việc (Post-School Investment)

Mô hình đi học được đại diện bởi phương trình (1.6) là dạng thô sơ nhất của hàm thu nhập cá nhân : Y_S trong (1.6) là mức thu nhập của người không đầu tư tài sản cá nhân trong những năm đi học. Vì hầu hết mọi cá nhân đều tiếp tục phát triển kỹ năng và khả năng kiếm tiền (mức thu nhập tiềm năng), Y_S không thể được nhận diện trực tiếp mà thay vào đó là một “*ước lượng thu nhập*” sẽ được xem xét: sự thay đổi của thu nhập theo độ tuổi trong suốt thời gian đi làm.

Sau khi tham gia thị trường lao động trong năm j , người lao động đã phải bỏ ra nguồn lực C_j , trực tiếp bằng tiền hoặc bằng chi phí cơ hội của thời gian bỏ ra, chủ yếu là để tăng kỹ năng nghề nghiệp và thu thập các thông tin liên quan đến công việc. Gọi E_j là thu nhập “*gộp*” hay “*thu nhập tiềm năng*” mà anh ta có thể kiếm được trong năm j nếu không tiếp tục đầu tư cho bản thân. Thu nhập “*ròng*” Y_j của anh ta trong năm j sẽ được tính là : $Y_j = E_j - C_j$.

Theo đó, thu nhập trong năm đầu tiên của kinh nghiệm làm việc ($j = 0$) là:

$$Y_0 = Y_S - C_0 .$$

Tại lúc này, $Y_S = E_S$ là điểm khởi đầu của thu nhập tiềm năng mà anh ta có được sau S năm được đào tạo ở nhà trường.

Nếu đến đây việc đầu tư ngừng lại thì thu nhập trong những năm tiếp theo sẽ là: $Y_1 = Y_S + r_0 C_0$. Tuy nhiên, nếu trong năm tiếp theo được đầu tư là C_1 thì thu nhập trong năm đó sẽ là : $Y_1 = Y_S + r_0 C_0 - C_1$. Một cách tổng quát, thu nhập ròng trong năm j là:

$$Y_j = Y_S + \sum_{t=0}^{j-1} r_t C_t - C_j = E_j - C_j \quad (1.7)$$

Tính tổng quát của biểu thức (1.7) là hiển nhiên với điểm khởi đầu của chỉ số t là bất kỳ. Biểu thức Y_S (1.6) của mô hình đi học là trường hợp riêng của biểu thức (1.7) nơi mà việc đầu tư có tính đến chi phí thời gian của việc đi học và tỷ suất thu hồi nội bộ là bằng nhau trong tất cả các giai đoạn. Thật vậy, với $C_t = E_t$, ta có được biểu thức tương tự như biểu thức (1.6):

$$E_S = Y_0 + r \sum_{t=1}^S E_{t-1} = Y_0 (1+r)^S \quad (1.8)$$

Sử dụng biểu thức (1.7), ta có thể phân tích sự thay đổi của thu nhập trong quãng đời làm việc. Dựa trên giả thiết sự bắt đầu quá trình làm việc là sau khi kết thúc việc đi học, biểu thức (1.7) cho thấy rằng, các khoản đầu tư cho đào tạo trong quá trình làm việc C_j là một biến số chỉ ra “ước lượng tuổi của thu nhập cá nhân”. Thu nhập tiềm năng ban đầu Y_S sau S năm đi học được xem là hằng số, mặc dù có thể là khác nhau đối với mỗi cá nhân.

Sự thay đổi của thu nhập theo kinh nghiệm được quan sát tốt nhất bằng cách xem xét sự gia tăng thu nhập hàng năm từ biểu thức (1.7) :

$$\Delta Y_j = Y_{j+1} - Y_j = r_j C_j - (C_{j+1} - C_j) \quad (1.9)$$

Theo (1.9), thu nhập tăng theo kinh nghiệm cho đến khi nào đầu tư ròng C_j vẫn còn là số dương, và mức gia tăng mỗi năm hoặc là giảm dần [$(C_{j+1} - C_j) < 0$] hoặc gia tăng với tỉ lệ nhỏ hơn tỷ suất thu hồi nội bộ : với $\Delta Y_j > 0$, $\frac{C_{j+1} - C_j}{C_j} < r_j$.

Chú ý rằng, nếu đầu tư tăng mạnh (với tỷ lệ cao hơn r) thì thu nhập ròng sẽ giảm tạm thời. Tuy nhiên thu nhập gộp thì luôn luôn tăng khi nào đầu tư còn dương, khi đó :

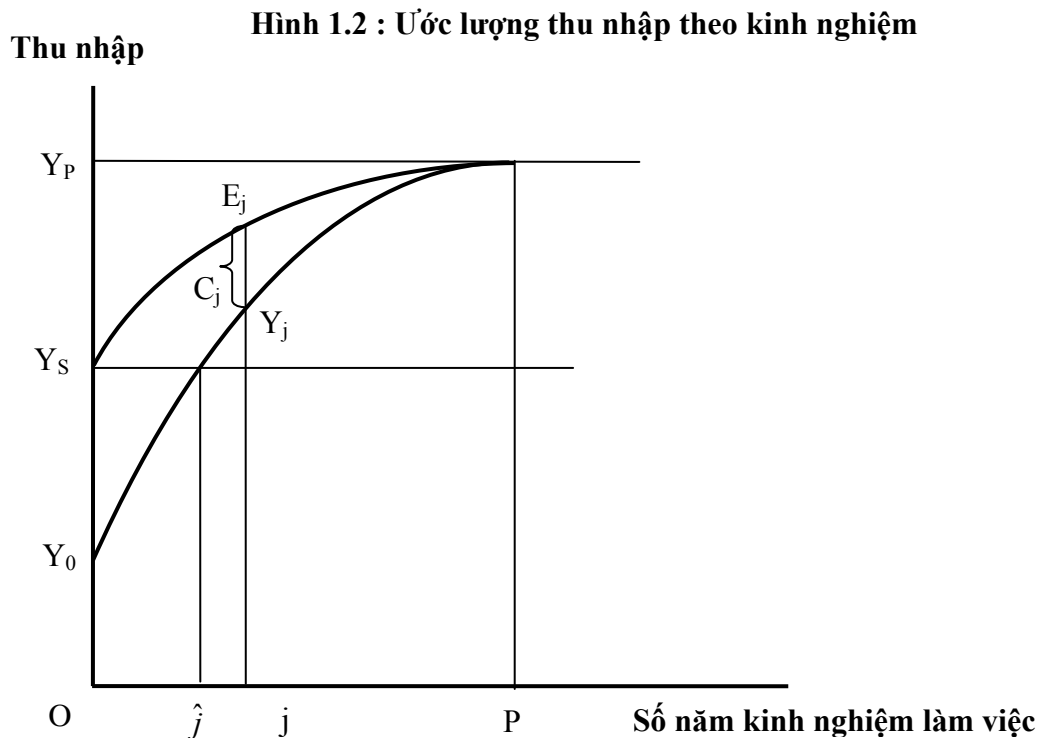
$$\Delta E_j = r_j C_j \quad (1.10)$$

Nếu cả r_j và đầu tư C_j như nhau trong tất cả các năm ($C_j = C_{j+1}$ và $r_j = r$) thì thu nhập ròng và thu nhập gộp sẽ tăng tuyến tính. Từ nay, giả định rằng tất cả $r_j = r$.

Từ (1.10) ta có sự thay đổi thứ hai : $\Delta^2 E_j = r \Delta C_j < 0$ (1.11)

Ước lượng thu nhập ròng sẽ dốc hơn thu nhập gộp khi $\Delta Y_j = \Delta E_j - \Delta C_j$ và $\Delta C_j < 0$. Đỉnh của thu nhập ròng và thu nhập gộp đạt được khi những khoản đầu tư ròng bằng không.

Đồ thị “*Thu nhập – Số năm kinh nghiệm*” (hình 1.2) cho ta hình dáng của thu nhập gộp E_j và thu nhập ròng Y_j trong suốt giai đoạn OP đầu tư cho đào tạo trong quá trình làm việc. Trên đồ thị, j là số năm kinh nghiệm làm việc, tại đó có mức thu nhập tiềm năng (hay thu nhập gộp) là E_j và thu nhập ròng Y_j với chi phí đầu tư C_j ; \hat{j} là ước lượng số năm kinh nghiệm cho phép thể hiện giá trị Y_S khi ước lượng các giá trị quan sát thu nhập Y_j . Y_S và Y_P là các mức thu nhập đặc biệt: Y_S là mức thu nhập khi bắt đầu làm việc sau S năm đi học, còn Y_P là mức thu nhập đỉnh tại thời đoạn cuối cùng của đầu tư trong quá trình làm việc với tỉ suất thu hồi nội bộ r_P .



Nguồn: Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earning*, Nation Bureau of Economic Research, Columbia University Press .

1.3.3 Hàm ước lượng logarithm thu nhập

Phân tích ước lượng thu nhập theo trên có thể được chuyển qua việc phân tích hàm logarithm thu nhập. Cách này thật sự cần thiết vì hai lý do: 1) Độ biến thiên tương đối (phần trăm) của mức lương là phần thú vị nhất trong việc nghiên cứu sự thay đổi của thu nhập; và 2) trong phân tích theo kinh nghiệm, các khoản đầu tư trong quá trình làm việc phải được diễn tả bằng đơn vị "thời gian" giống như số năm đi học.

Việc diễn tả chi phí đầu tư trong quá trình làm việc bằng cách biến đổi biểu thức (1.7) sang dạng hàm logarithm được thực hiện bằng công cụ sau ⁷ :

⁷ Theo Mincer (1974) thì công cụ này đã được Becker và Chiswick (1966) sử dụng cho đầu tư khi đi học . Ở đây, nó được Mincer sử dụng cho cả đầu tư trong thời gian làm việc.

Gọi k_j là tỉ lệ giữa chi phí đầu tư C_j và thu nhập tiềm năng (thu nhập gộp) E_j trong thời đoạn j ($k_j = C_j / E_j$). Tỉ lệ này có thể được xem như một phân số của thời gian (hoặc "tương đương thời gian"), nếu chi phí đầu tư bao gồm những khoản chi trực tiếp cũng như chi phí thời gian mà người làm việc bỏ ra để tự nâng cao khả năng kiếm tiền của mình. Thu nhập ròng của anh ta trong năm j sẽ nhỏ hơn mức thu nhập có thể có khi anh ta không đầu tư trong năm j với chi phí $C_j = k_j \cdot E_j$ và ta có:

$$E_j = E_{j-1} + rC_{j-1} = E_{j-1}(1 + rk_{j-1})$$

Do đó :

$$E_j = E_0 \prod_{t=0}^{j-1} (1 + r_t k_t)$$

Với $k \leq 1$ và r là đủ nhỏ, một cách gần đúng, biểu thức trên tương đương với:

$$\ln E_j = \ln E_0 + \sum_{t=0}^{j-1} r_t k_t \quad (1.12)$$

Từ $Y_j = E_j(1 - k_j)$, chúng ta có :

$$\ln Y_j = \ln E_0 + \sum_{t=0}^{j-1} r_t k_t + \ln(1 - k_j) \quad (1.13)$$

Giả thiết rằng $k_j = 1$ trong suốt những năm đi học ở nhà trường cho thấy (1.13) là sự mở rộng của mô hình đi học:

$$\ln Y_j = \ln E_0 + r_s S + r_p \sum_{t=0}^{j-1} k_t + \ln(1 - k_j) \quad (1.14)$$

Giả thiết rằng r_j là không đổi suốt quá trình đầu tư trong thời gian làm việc và gọi $K_j = \sum_{t=0}^{j-1} k_t$ là tổng "thời gian" đầu tư khi làm việc trước năm j . Khi đó:

$$\ln E_j = \ln E_0 + r_s S + r_p K_j = \ln Y_j + r_p K_j \quad (1.15)$$

Với $r_s = r_p = r$, gọi $h_j = (S + K_j)$, chúng ta có được mô hình đi học tổng quát:

$$\ln E_j = \ln E_0 + r h_j \quad (1.16)$$

Tại thời đoạn cuối cùng của đầu tư, K_p là tổng “thời gian” dùng để đầu tư cho đào tạo trong thời gian làm việc. Biểu thức (1.15) cho phép tính được K_p nếu biết r_p .

$$K_p = \frac{\ln Y_p - \ln Y_s}{r_p} \quad (1.17)$$

Vì sự hữu hạn của cuộc sống, sự gia tăng tình trạng bệnh tật khi lớn tuổi và theo tiến trình già cỗi của nhận thức làm cho mức tăng trình độ con người và kỹ năng đạt được sẽ ngày càng nghèo nàn đi khi lớn tuổi. Điều này có nghĩa là, đầu tư ròng cho đào tạo kỹ năng trong khi làm việc là giảm dần và bằng không, khi thu nhập đạt giá trị đỉnh. Lúc này mức thu nhập tiềm năng bằng đúng mức thu nhập ròng ($E_p = Y_p$) và được duy trì ổn định cho đến khi về hưu.

Do tính dễ kiểm soát về mặt thống kê và tính đơn giản về mặt toán học, ta quan tâm đến hàm kinh nghiệm (ước lượng) tuyến tính và log – tuyến tính của đầu tư ròng (C_t) và tỉ lệ đầu tư “thời gian tương đương” (k_t). Bốn tính chất đơn giản được xét đến là :

$$C_t = C_0 - \frac{C_0}{T}t \quad (\text{i}) \quad ; \quad C_t = C_0 e^{-\beta t} \quad (\text{iii})$$

$$k_t = k_0 - \frac{k_0}{T}t \quad (\text{ii}) \quad ; \quad k_t = k_0 e^{-\beta t} \quad (\text{iv})$$

Trong các biểu thức trên,

- C_0 và k_0 là các giá trị đầu tư và tỉ lệ đầu tư trong thời đoạn đầu tiên của kinh nghiệm ($t = 0$)
- T là tổng số thời đoạn đầu tư ròng còn t là thời đoạn đầu tư bất kỳ
- e là cơ số logarithm tự nhiên
- β là tham số biểu thị cho sự suy giảm đầu tư theo thời gian.

Để thuận tiện hơn, ta xem đầu tư và thu nhập là hàm liên tục theo thời gian. Theo đó, hàm thu nhập “gộp” dạng đại số và dạng logarithm lần lượt là :

$$E_t = E_s + r_t \int_{j=0}^t C_j dj \quad (\text{a})$$

$$\ln E_t = \ln E_S + r_t \int_{j=0}^t k_j dj \quad (b)$$

ở đây, E_S là thu nhập kiếm được sau S năm đi học và không có đầu tư gì thêm trong thời gian đó ; r_t là suất sinh lợi của đầu tư vào đào tạo trong thời gian làm việc với các khoản đầu tư được xem là như nhau trong mọi thời đoạn t.

Thay các tính chất (i) và (iii) vào biểu thức (a) ; thay các tính chất (ii) và (iv) vào biểu thức (b) thì các hàm thu nhập này sẽ được biến đổi từ các hàm số có chứa các biến số đầu tư không thể quan sát được (C_t hoặc k_t), thành các hàm số của số năm kinh nghiệm, có thể quan sát được và được dùng để phân tích kinh nghiệm.

Các thu nhập quan sát được gần giống với thu nhập ròng Y_t hơn là thu nhập gộp (thu nhập tiềm năng) E_t , do vậy trước tiên ta biến đổi:

$$Y_t = E_t - C_t \quad \text{và} \quad \ln Y_t = \ln E_t + \ln(1 - k_t)$$

Xuất phát từ hàm thu nhập theo kinh nghiệm quan sát được cùng với các tính chất của ước lượng đầu tư, ta có các nhận xét sau:

1. Với giả định các khoản đầu tư ròng suy giảm tuyến tính, sẽ cho ta các hàm thu nhập gộp và hàm thu nhập ròng lần lượt là:

$$E_t = E_S + rC_0 t - \frac{rC_0}{2T} t^2 \quad (1.18a)$$

$$Y_t = (E_S - C_0) + C_0 \left(1 + \frac{1}{T}\right) t - \frac{rC_0}{2T} t^2 \quad (1.18b)$$

Cả hai hàm thu nhập đều có dạng parabol theo biến số là số năm kinh nghiệm (t). Cần để ý là, kể từ thời điểm xuất phát của E_t và Y_t , mức độ tăng thu nhập (thu nhập biên) là một hàm giảm theo thời gian.

2. Nếu tỉ lệ đầu tư được giả định là giảm tuyến tính thì hàm logarithm của thu nhập và thu nhập ròng cũng trở thành có dạng parabol:

$$\ln E_t = \ln E_s + rk_0 t - \frac{rk_0}{2T} t^2 \quad (1.19a)$$

$$\ln Y_t = \ln E_s + rk_0 t - \frac{rk_0}{2T} t^2 + \ln(1 - k_t) \quad (1.19b)$$

Trong trường hợp này, sự gia tăng của logarithm thu nhập là gần đúng với một hàm giảm tuyến tính theo thời gian.

Khi phân tích hồi qui, dạng hàm logarithm (1.19b) là thích hợp, bởi vì các dữ liệu về đầu tư cho việc đi học được sử dụng để nghiên cứu được tính bằng số năm.

Trong hàm thu nhập (1.19b), khi thay $\ln E_s = \ln Y_s = \ln Y_0 + r_s S$ (1.16) và thay $k_t = k_0 - \frac{k_0}{T} t$ (ii), ta viết lại hàm (1.19b) như sau :

$$\ln Y_t = \ln Y_0 + r_s S + r_t k_0 t - \frac{r_t k_0}{2T} t^2 + \ln(1 - k_0 + \frac{k_0}{T} t) \quad (1.19c)$$

Trong hàm thu nhập (1.19c), số hạng $\ln(1 - k_0 + \frac{k_0}{T} t)$ là xấp xỉ bằng một khai triển Taylor bậc 2

$$\text{Công thức khai triển tổng quát : } f(x) = f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)(x-a)^2}{2!} + \dots$$

Áp dụng khai triển Taylor bậc 2 đối với hàm $f(t) = \ln(1 - k_0 + \frac{k_0}{T} t)$ tại giá trị ước lượng $t = T$. Ta có : $f(t = T) = \ln(1 - k_0 + \frac{k_0}{T} T) = \ln(1) = 0$

$$\text{Đạo hàm cấp 1 : } f'(t = T) = \frac{k_0}{T} \left(\frac{1}{1 - k_0 + \frac{k_0}{T} T} \right) = \frac{k_0}{T}$$

$$\text{Đạo hàm cấp 2 : } f''(t=T) = \frac{k_0^2}{T^2} \frac{1}{(1-k_0 + \frac{k_0}{T}T)^2} = -\frac{k_0^2}{T^2}$$

Từ đó :

$$\ln(1-k_0 + \frac{k_0}{T}t) = \frac{k_0}{T}(t-T) - \frac{k_0^2}{2T^2}(t-T)^2 = -k_0(1 + \frac{k_0}{2}) + \frac{k_0}{T}(1+k_0)t - \frac{k_0^2}{2T^2}t^2$$

Thay vào hàm (1.19c) ta được :

$$\ln Y_t = \ln Y_0 - k_0(1 + \frac{k_0}{2}) + r_s S + [r_t k_0 + \frac{k_0}{T}(1+k_0)]t - \frac{k_0}{2T}(r_t + \frac{k_0}{T})t^2 \quad (1.20)$$

$$\text{Bằng cách đặt : } a_0 = \ln Y_0 - k_0(1 + \frac{k_0}{2}) \quad ; \quad a_2 = r_t k_0 + \frac{k_0}{T}(1+k_0)$$

$$a_1 = r_s \quad ; \quad a_3 = -\frac{k_0}{2T}(r_t + \frac{k_0}{T})$$

có thể viết lại phương trình (1.20) dưới dạng hàm cho phép hồi qui ước lượng các hệ số, đây chính là mô hình hàm thu nhập Mincer :

$$\ln Y_t = a_0 + a_1 S + a_2 t + a_3 t^2 + \text{biến khác} \quad (1.21)$$

Các biến số trong hàm thu nhập Mincer và ý nghĩa các hệ số:

- biến phụ thuộc Y_t , thu nhập ròng trong năm t , được xem là mức thu nhập của dữ liệu quan sát được.
- biến độc lập S là số năm đi học của quan sát cá nhân có mức thu nhập Y_t .
- biến độc lập t , là số năm biểu thị kinh nghiệm tiềm năng, với giả định kinh nghiệm là liên tục và bắt đầu ngay khi không còn đi học, được tính bằng tuổi hiện tại tại quan sát được trừ đi tuổi lúc không còn đi học : $t = A - S - b$. Ở đây, A là tuổi hiện tại và b là tuổi bắt đầu đi học. (*Mincer [1974], p.84*).
- hệ số a_1 cho ta giá trị ước lượng suất sinh lợi của việc đi học, giải thích phần trăm tăng thêm của thu nhập khi tăng thêm một năm đi học;

- hệ số a_2 giải thích phần trăm tăng thêm của thu nhập khi kinh nghiệm tiềm năng tăng thêm một năm.
- hệ số a_3 là âm, biểu thị mức độ suy giảm của thu nhập biên theo thời gian làm việc.

1.3.4 Những ưu điểm và giới hạn của mô hình hàm thu nhập Mincer

1.3.4.1 Những giới hạn

- Cầu lao động đã bị bỏ qua, trong khi cung lao động cũng không được xem xét một cách đầy đủ.
- Mô hình hàm thu nhập Mincer đã bỏ qua những khác biệt về năng lực riêng biệt của cá nhân như năng khiếu, cá tính, phong cách, đặc điểm tâm lý, ...

1.3.4.2 Những ưu điểm

- Hàm thu nhập Mincer được diễn dịch từ các phương trình toán học, do vậy mang tính chặt chẽ và tin cậy.
- Việc sử dụng logarithm tự nhiên làm biến phụ thuộc có thuận lợi là giảm độ lệch phải của dữ liệu.
- Các hệ số ước lượng của hàm thu nhập có thứ nguyên là phần trăm (%), do vậy sẽ dễ dàng cho việc so sánh giữa các thời điểm trong một quốc gia hay giữa các quốc gia với nhau, khi cùng ước lượng suất sinh lợi của giáo dục dựa trên hàm thu nhập của Mincer.
- Với mô hình hàm thu nhập Mincer có thể mở rộng, tích hợp các biến khác vào phương trình để nghiên cứu tác động của chúng đối với thu nhập.

1.4 Các bằng chứng thực nghiệm với mô hình hàm thu nhập Mincer

Hầu hết các công trình nghiên cứu thực nghiệm về suất sinh lợi từ việc đi học đều dựa vào hàm thu nhập của Mincer. Borjas [2005] ghi nhận rằng, giá trị ước lượng suất sinh lợi từ đi học ở Hoa Kỳ dựa trên hàm thu nhập Mincer là xấp xỉ 9%

trong thập niên 90. Psacharopoulos [1993] đã sử dụng số liệu quốc tế để ước lượng hệ số của biến số năm đi học khi hồi qui hàm thu nhập Mincer. Giá trị ước lượng hệ số bình quân chung của thế giới là 10,1%, trong khi giá trị ước lượng của các nước phát triển (OECD) là 6,8%, hệ số ước lượng của các nước châu Á đang phát triển và châu Mỹ Latin lần lượt là 9,6% và 12,4%.⁸

Bảng 1.1 Hệ số của số năm đi học : Suất sinh lợi của hàm Mincer

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

* Các nước không thuộc OECD

Nguồn : Psacharopoulos, George (1993), "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 22(9), The World Bank.

Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy hệ số ước lượng có ý nghĩa kinh tế và đem lại những gợi ý tốt về chính sách.

Tóm tắt chương 1

Lý thuyết vốn con người là nền tảng cho sự phát triển nhiều lý thuyết kinh tế. Lý thuyết vốn con người nhấn mạnh đến khái niệm các cá nhân là những nhà đầu tư vào giáo dục để kiếm được lợi ích từ thu nhập cao hơn trong tương lai. Vốn con người là các kỹ năng được tạo ra và có khả năng tăng lên bởi giáo dục và đào tạo, đó là kiến thức đem lại sự sáng tạo, một yếu tố cơ bản của phát triển kinh tế.

⁸ Psacharopoulos, George (1993), "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 22(9), The World Bank.

Mô hình học vấn với *Đường tiền lương theo học vấn* cho thấy mối quan hệ giữa tiền lương và số năm được giáo dục, đào tạo của người lao động làm thuê. Độ dốc của *Đường tiền lương theo học vấn* cho thấy mức tăng thu nhập khi người lao động có thêm một năm học vấn. Người lao động sẽ quyết định chọn trình độ học vấn tối ưu, quyết định dừng việc học khi mức lợi tức biên bằng với suất chiết khấu kỳ vọng của họ. Đây là qui tắc dừng nhằm tối đa hóa giá trị hiện tại của thu nhập.

Mô hình học vấn với giả thiết bỏ qua yếu tố kinh nghiệm, được Mincer diễn dịch toán học cho thấy logarithm của thu nhập là hàm tỷ lệ thuận với số năm đi học:

$$\ln Y_S = \ln Y_0 + r.S \quad (1.6)$$

Hệ số của S biểu thị mức độ gia tăng thu nhập cũng chính là tỷ suất thu hồi nội bộ. Đây là dạng thô sơ nhất của hàm thu nhập cá nhân.

Mô hình học vấn trở nên đầy đủ hơn khi xét đến cả yếu tố kinh nghiệm như là quá trình đào tạo sau khi thôi học và sự đào tạo này là có chi phí. Diễn dịch toán học của Mincer đã qui đổi yếu tố kinh nghiệm về đơn vị thời gian, từ đó dẫn đến hàm thu nhập phụ thuộc vào cả số năm đi học và số năm kinh nghiệm, cho phép ước lượng các hệ số bằng phương pháp kinh tế lượng:

$$\ln Y_t = a_0 + a_1 S + a_2 t + a_3 t^2 + \text{biến khác} \quad (1.21)$$

Hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới ước lượng hiệu quả của giáo dục ở các quốc gia đều dựa trên mô hình hàm thu nhập của Mincer, do vậy sẽ thuận lợi khi so sánh giữa các quốc gia với nhau.

Nghiên cứu này cũng dựa trên mô hình hàm thu nhập Mincer để ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam với việc sử dụng dữ liệu *Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004* do Tổng cục Thống kê thực hiện.

Chương 2

HIỆU QUẢ CỦA GIÁO DỤC Ở VIỆT NAM QUA MÔ TẢ THỐNG KÊ

Giới thiệu

Trước khi sử dụng phương pháp kinh tế lượng, hồi qui hàm thu nhập Mincer để ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam (sẽ được trình bày ở chương 3), chương 2 đặt mục tiêu vào nghiên cứu khái quát hiệu quả của giáo dục ở Việt Nam bằng phương pháp mô tả thống kê, bắt đầu từ việc giới thiệu sơ lược về cuộc *Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004* do Tổng cục Thống kê thực hiện và khai thác nguồn số liệu này trong phạm vi phù hợp với nghiên cứu. Phần cuối chương 2 trình bày các bằng chứng thực nghiệm của các nghiên cứu ước lượng suất sinh lợi ở Việt Nam vào những năm trước đây.

2.1 Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004

Trong những năm thực hiện công cuộc đổi mới ở Việt Nam, Tổng cục Thống kê (TCTK) đã thực hiện nhiều cuộc điều tra thu thập thông tin phản ánh mức sống của các tầng lớp dân cư. Thực hiện trách nhiệm giám sát và đánh giá “Chiến lược toàn diện về tăng trưởng và xóa đói giảm nghèo”, TCTK đã tiến hành khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam lần thứ tư vào năm 2004⁹. Mục đích chủ yếu của cuộc khảo sát mức sống hộ gia đình 2004 là thu thập thông tin nhằm đánh giá mức sống, trong đó đánh giá tình trạng nghèo đói và phân hóa giàu nghèo để phục vụ công tác hoạch định các chính sách, kế hoạch và các chương trình quốc gia của Chính phủ Việt Nam nhằm nâng cao mức sống dân cư trong cả nước và ở các địa phương.

⁹ Khảo sát mức sống hộ gia đình lần đầu tiên được thực hiện vào năm 1992-93, lần thứ hai vào năm 1997-98 và lần thứ ba vào năm 2002

2.1.1 Nội dung khảo sát

Khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004 (KSMS 2004) bao gồm những nội dung chủ yếu phản ánh mức sống dân cư : đặc điểm nhân khẩu học, trình độ học vấn, trình độ chuyên môn kỹ thuật, thu nhập và chi tiêu, sử dụng dịch vụ y tế, tình trạng việc làm, nhà ở, tài sản, đồ dùng, điện, nước và điều kiện vệ sinh. Ngoài ra còn có các nội dung “Đất nông, lâm nghiệp, thủy sản” và “Các ngành nghề phi nông, lâm nghiệp, thủy sản” để phục vụ phân tích sâu theo chuyên đề ¹⁰.

2.1.2 Phạm vi khảo sát và phương pháp thu thập số liệu

Cuộc khảo sát này được triển khai trên phạm vi cả nước : ở 3063 xã / phường, 8 vùng, khu vực thành thị, nông thôn thuộc 64 tỉnh / thành phố. với qui mô mẫu 45.900 hộ gia đình (36.720 hộ khảo sát thu nhập, 9180 hộ khảo sát thu nhập và chi tiêu). Mẫu này được chia đều số địa bàn phân bố theo thành thị/ nông thôn và vùng địa lý thành hai mẫu con bằng nhau, mẫu con thứ nhất được khảo sát vào tháng 5-2004 và mẫu con thứ hai được khảo sát vào tháng 9-2004.

Để thu thập thông tin, cuộc khảo sát này sử dụng hai loại phiếu phỏng vấn : “*Phiếu phỏng vấn hộ gia đình*” và “*Phiếu phỏng vấn xã*”.

Phiếu phỏng vấn hộ gia đình gồm hai loại : “*Phiếu phỏng vấn thu nhập chi tiêu*” bao gồm tất cả các thông tin của nội dung khảo sát và “*Phiếu phỏng vấn thu nhập*” gồm các thông tin của nội dung khảo sát trừ các thông tin về chi tiêu và phần mở rộng của hộ. Phiếu phỏng vấn được thiết kế chi tiết giúp điều tra viên ghi chép thuận lợi, đồng thời tránh bỏ sót các khoản mục và tăng tính thống nhất giữa các điều tra viên, từ đó tăng chất lượng số liệu khảo sát ¹¹.

KSMS 2004 sử dụng phương pháp phỏng vấn trực tiếp. Điều tra viên đến hộ, gặp chủ hộ và những thành viên trong hộ có liên quan để phỏng vấn và ghi thông tin

¹⁰ Có thể xem tại website của Tổng cục Thống kê <http://www.gso.gov.vn/default.aspx?tabid=444&idmid=4>.

¹¹ Biểu mẫu của các phiếu phỏng vấn có liên quan đến nghiên cứu này được trình bày ở Phụ lục 1

vào “*Phiếu phỏng vấn hộ gia đình*”. Cuộc khảo sát này không chấp nhận phương pháp khảo sát gián tiếp hoặc sao chép các thông tin không kiểm tra thực tế vào phiếu phỏng vấn nhằm bảo đảm chất lượng thông tin thu thập được. Người được phỏng vấn sẽ hồi tưởng theo các khoảng thời gian khác nhau tùy theo tần suất xuất hiện của các hiện tượng nghiên cứu.

Tất cả các phiếu khảo sát sau khi được các Cục thống kê tỉnh/thành phố nghiệm thu đạt yêu cầu (từng phiếu) mới được đưa vào nhập tin, làm sạch và tổng hợp kết quả.

2.1.3 Khai thác dữ liệu từ KSMS 2004

Trong KSMS 2004, có 40.438 cá nhân được phỏng vấn, trong đó có 11.112 người dưới 15 tuổi, 26.677 người từ 15 đến 65 tuổi và 2.639 người trên 65 tuổi. Trong độ tuổi lao động (từ 15 đến 55 tuổi đối với nữ giới và đến 60 tuổi đối với nam giới) có 25.420 quan sát; nhóm này có 6614 cá nhân làm thuê để nhận tiền lương, trong đó, nam : 4.110 quan sát và nữ : 2.504 quan sát.

Ngoài các thông tin quản lý, các câu hỏi phỏng vấn cá nhân và hộ gia đình được chia thành 10 mục tương ứng các lĩnh vực mà cuộc khảo sát quan tâm. Trong phạm vi nghiên cứu này sẽ khai thác số liệu KSMS 2004 ở các khoản mục sau:

- Mục 1 : Danh sách thành viên hộ gia đình
- Mục 2 : Giáo dục, đào tạo và dạy nghề
- Mục 4A : Thu nhập – tình trạng việc làm

Thông tin từ việc trả lời các câu hỏi ở các mục 1, mục 2 và mục 4A là nguồn số liệu được sử dụng để chọn mẫu, tính toán giá trị các biến số của hàm hồi qui.

Bảng dưới đây sẽ liệt kê những câu hỏi và ký hiệu câu hỏi từ “*phiếu phỏng vấn hộ gia đình*” có liên quan đến số liệu được dùng trong phạm vi nghiên cứu:

Bảng 2.1 Danh mục câu hỏi phỏng vấn cung cấp dữ liệu**Mục 1. Danh sách thành viên hộ gia đình**

Ký hiệu	Câu hỏi
tin	Mã tỉnh (thông tin quản lý)
urb	Thành thị, Nông thôn (thông tin quản lý)
m1ac2	Giới tính (nam, nữ)
m1ac4b	Năm sinh
m1ac5	Tuổi tính tròn đến tháng phỏng vấn

Mục 2. Giáo dục, đào tạo và dạy nghề

Ký hiệu	Câu hỏi
m2c1	Đã học hết lớp mấy ?
m2c2	Có biết đọc, biết viết không ?
m2c3a	Bằng cấp giáo dục phổ thông và đại học
m2c3b	Bằng cấp giáo dục nghề nghiệp
m2c4	Hiện nay có đi học không ?
m2c5	Trong 12 tháng qua có đi học không ?
m2c6	Hiện đang học hệ/ cấp/ bậc học nào ?

Mục 4A. Thu nhập - Tình trạng việc làm

Ký hiệu	Câu hỏi
m4ac1	Trong 12 tháng qua, ông/bà có tham gia ...
m4ac1a	Đi làm để nhận tiền lương, tiền công ?
m4ac1b	Tự làm nông lâm, thủy cho hộ (sản xuất hoặc dịch vụ) ?
m4ac1c	Tự SXKD, DV phi nông, lâm, thủy ?
m4ac2	Có làm việc ? (có mã 1 ở câu m4ac1)
m4ac3	Lý do không làm việc trong 12 tháng qua
m4ac4	Công việc (nghề nghiệp) nào chiếm nhiều thời gian nhất trong 12 tháng qua ?
m4ac5	Công việc này thuộc ngành nào ?
m4ac6	Số tháng làm công việc này trong 12 tháng qua ?
m4ac7	Số ngày làm việc trung bình mỗi tháng
m4ac8	Số giờ làm việc trung bình mỗi ngày
m4ac9	Số năm làm công việc này
m4ac10	Làm việc cho tổ chức hay cá nhân
m4ac10a	Theo loại hình kinh tế
m4ac10b	Có là cán bộ, công chức không ?
m4ac11	Tiền lương, tiền công và giá trị hiện vật từ công việc này nhận được trong 12 tháng qua
m4ac12	Tiền mặt và hiện vật nhận được nhận được (ngoài tiền lương, tiền công) từ các khoản :
m4ac12a	Lễ, Tết (1/5 ; 2/9 ; Trung thu ; 22/12 ; Tết nguyên đán, ...)
m4ac12b	Trợ cấp xã hội (ốm đau, thai sản, tai nạn lao động, ...)
m4ac12c	Tiền lưu trú đi công tác trong nước và nước ngoài
m4ac12d	Các khoản khác (thưởng, đồng phục, tiền ăn, ...)
m4ac12e	Tổng số tiền mặt và hiện vật nhận được ngoài tiền lương, tiền công

Nguồn : Tổng cục Thống kê, KSMS 2004

2.2 Tình trạng đi học và làm việc ở Việt Nam vào năm 2004

2.2.1 Giáo dục ở Việt Nam qua các số liệu thống kê

Từ đầu thập niên 90, Chính phủ đã đổi mới chính sách đối với giáo dục, tăng một cách đáng kể ngân sách cho giáo dục và đào tạo cho đến nay (xem phần mở đầu). Giáo dục tiểu học, kéo dài 5 năm đầu tới trường được xem là phổ cập ở Việt Nam (Luật phổ cập tiểu học từ năm 1991 qui định giáo dục tiểu học là bắt buộc): hơn 90% trẻ em có ít nhất học một số năm ở cấp học này. Hiện nay, chính phủ còn chú ý nhiều đến bậc học trung học, vì rằng học sinh ở cấp giáo dục này cần được chuẩn bị để bước vào lực lượng lao động, hoặc lựa chọn đi học cấp cao hơn.

Tỷ lệ biết chữ của nước ta thuộc loại cao và tiếp tục gia tăng trong những năm gần đây. Theo *Kết quả KSMS 2004*, tỷ lệ người biết chữ của dân số từ 10 tuổi trở lên qua các lần điều tra, khảo sát mức sống hộ gia đình như sau :

Bảng 2.2 Tỷ lệ dân số từ 10 tuổi trở lên biết chữ

	Chung (%)	Nam (%)	Nữ (%)
Khảo sát mức sống dân cư 1992-93	86,6	93,6	82,4
Điều tra mức sống dân cư 1997-98	89,5	93,6	85,6
Khảo sát mức sống hộ gia đình 2002	92,1	95,1	89,3
Khảo sát mức sống hộ gia đình 2004	93,0	95,9	90,2

Nguồn : Tổng cục Thống kê (2006), *Kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004*, Hà Nội.

Trong các vùng, tỷ lệ biết chữ cao nhất là Đồng bằng sông Hồng: 96,2% ; thấp nhất gồm Tây Bắc: 80,0% và Tây Nguyên: 87,7% là các vùng có tỷ lệ hộ nghèo cao hơn so với các vùng khác. Tỷ lệ biết chữ của nhóm 5 (các hộ giàu nhất) là 97,6% và của nhóm 1 (các hộ nghèo nhất) là 84,7%¹².

¹² Tổng cục Thống kê (2006), *Kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004*, Hà Nội.

Mặc dù được Chính phủ hỗ trợ bằng ngân sách dành cho giáo dục, nhưng điều đó không có nghĩa là người đi học không phải chi tiêu cho việc đến trường. Chi tiêu một năm cho một người đi học trong bình quân cả nước là 826,28 ngàn đồng, tăng 32% so với năm 2002. Mức chi tiêu này có sự khác biệt nhiều giữa các nhóm thu nhập : nhóm hộ giàu nhất (nhóm 5) chi tiêu hơn gấp 5,7 lần nhóm hộ nghèo nhất. Ở thành thị chi tiêu cho một người đi học hơn 2,5 lần so với ở nông thôn ¹³.

Bảng 2.3 Chi tiêu cho giáo dục, đào tạo bình quân 1 người đi học trong một năm

	<i>Nghìn đồng</i>							
	Chia ra theo các khoản chi							
	Chung	Học phí	Đóng góp cho trường, lớp	Quần áo đồng phục	Sách giáo khoa	Dụng cụ học tập	Học thêm	Khác
CẢ NƯỚC	826.28	253.25	85.83	59.90	89.02	67.32	129.50	98.91
<i>Thành thị - Nông thôn</i>								
Thành thị	1537.03	567.16	132.42	87.37	130.90	85.73	296.31	167.05
Nông thôn	602.00	154.19	71.13	51.23	75.80	61.51	76.86	77.41
<i>5 nhóm thu nhập</i>								
Nhóm 1	305.55	55.60	58.81	30.10	50.47	44.98	31.01	19.33
Nhóm 2	502.70	133.72	72.31	45.28	69.80	57.27	56.89	41.04
Nhóm 3	652.03	163.91	78.28	55.10	78.09	63.28	100.67	75.80
Nhóm 4	1024.93	320.15	95.29	76.78	104.22	78.58	157.91	145.07
Nhóm 5	1752.53	635.66	129.47	97.01	149.58	96.08	322.58	229.39

Nguồn : Tổng cục Thống kê (2006), *Kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004*, Hà Nội.

Chi tiêu cho việc đi học phải cạnh tranh với nhiều khoản chi tiêu bức thiết khác cho đời sống, và sẽ là trở ngại lớn đối với các hộ gia đình nghèo, nhất là những hộ nghèo ở thành thị. Vì rằng giáo dục tiểu học là bắt buộc, hơn nữa mức chi phí cho cấp học này cũng thấp, mặt khác trẻ em trong độ tuổi này cũng chưa thể giúp ích gì nhiều trong việc tạo ra thu nhập cho nên cả các gia đình nghèo vẫn có thể đưa con em đến trường. Tuy nhiên, khi học xong bậc Trung học cơ sở (THCS), lúc này đã đủ tuổi lao động (15 tuổi), trẻ em đã có thể tạo ra thu nhập từ sức lao động của mình và do vậy ở những hộ nghèo việc học có thể dừng lại để đi làm thuê.

¹³ Tổng cục Thống kê (2006), *Kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004*, Hà Nội.

Song, việc học dừng lại không phải hoàn toàn vì lý do thu nhập và để tạo ra thu nhập, mà còn do nhiều nguyên nhân khác: không được sự quan tâm của cha mẹ, ham chơi, sức khỏe yếu, hoặc khả năng tiếp nhận học tập yếu. Kim Chuyên, Ngọc Dung và Hồng Việt (1999) sử dụng số liệu KSMS 1997-98 đã có nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến việc đi học bậc THCS, cho thấy rằng ở nông thôn 35% trẻ em dừng việc học ở cấp THCS vì “nguyên nhân kinh tế” và 31% do khả năng học tập yếu (tương tự như vậy đối với học sinh bậc Trung học phổ thông (THPT): 26% và 33%)¹⁴. Các tỉ lệ này có thể sẽ khác đi vào năm 2004, nhưng các nguyên nhân để dừng việc học là tương tự.

2.2.2 Thực trạng đi học và làm việc

Một giải pháp nhằm giải quyết những khó khăn về thu nhập là vừa học, vừa tham gia thị trường lao động. Để khảo sát về tình trạng đi học và làm việc, chúng ta hãy xem xét số quan sát có độ tuổi từ 7 tuổi đến 55 tuổi đối với nữ giới và đến 60 tuổi đối với nam giới. Với KSMS 2004, cung cấp cho chúng ta 7.260 quan sát có độ tuổi từ 7 tuổi đến 14 tuổi (tuổi được xác định từ năm sinh của cá nhân quan sát) và 25.420 quan sát trong độ tuổi lao động. Tình trạng đi học và làm việc với mẫu quan sát này được thể hiện ở bảng 2.4 và bảng 2.5.

Số liệu tính toán với mẫu khảo sát nói trên cho chúng ta các kết quả:

- Có 85% trẻ em từ 7 đến 14 tuổi đi học và không phải làm việc (kể cả làm thuê hay tự làm cho gia đình) ; 8,72% vừa học vừa tự làm cho gia đình và 0,32% vừa học vừa làm thuê ăn lương. Như vậy, đã có 94,02% trẻ em độ tuổi này được đến trường học tập. Số còn lại không đi học với các trường hợp : sức khỏe yếu hoặc tàn tật – 3,03% ; làm thuê, không đi học – 0,47% ; làm việc cho gia đình – 2,48%.

¹⁴ Trương thị Kim Chuyên, Thái Thị Ngọc Dung và Bạch Hồng Việt (1999), “Yếu tố ảnh hưởng đến đi học cấp II”, tr.120, Dominique Haughton (và những người khác), *Hộ gia đình Việt Nam nhìn qua phân tích định lượng*, Nxb Chính trị Quốc gia, Hà Nội.

Bảng 2.4 Tình trạng đi học và làm việc theo độ tuổi

TUỔI THEO NĂM SINH			07 – 14 tuổi	15 – 25 tuổi	26 – 35 tuổi	36 – 45 tuổi	46 – 55 tuổi	56 – 60 tuổi	15 – 60 tuổi
Tổng số cá nhân từ 7 đến 60 tuổi	Thành thị	Nữ	664	1069	659	849	632	0	3209
		Nam	700	1033	640	712	625	149	3159
	Nông thôn	Nữ	2872	3292	2151	2240	1603	0	9286
		Nam	3024	3756	2024	2121	1482	383	9766
	Cộng			7260	9150	5474	5922	4342	532
Đi học, không làm việc	Thành thị	Nữ	633	533	4	1	0	0	538
		Nam	660	531	8	0	0	0	539
	Nông thôn	Nữ	2352	916	6	0	0	0	922
		Nam	2525	1199	5	0	0	0	1204
	Cộng			6170	3179	23	1	0	3203
Vừa học, vừa làm thuê	Thành thị	Nữ	1	29	22	16	3	0	70
		Nam	0	31	17	13	6	0	67
	Nông thôn	Nữ	16	46	16	9	1	0	72
		Nam	6	54	28	16	8	0	106
	Cộng			23	160	83	54	18	315
Vừa học, vừa tự làm cho GD	Thành thị	Nữ	9	27	2	0	0	0	29
		Nam	14	44	3	1	0	0	48
	Nông thôn	Nữ	305	342	4	2	0	0	348
		Nam	305	456	9	1	2	0	468
	Cộng			633	869	18	4	2	893
Làm công, làm thuê, không đi học	Thành thị	Nữ	1	228	279	274	186	0	967
		Nam	3	247	368	378	310	51	1354
	Nông thôn	Nữ	14	524	410	309	152	0	1395
		Nam	16	841	717	642	342	41	2583
	Cộng			34	1840	1774	1603	990	92
Tự làm cho GD, không đi học	Thành thị	Nữ	3	150	277	478	326	0	1231
		Nam	6	95	218	295	270	57	935
	Nông thôn	Nữ	88	1233	1607	1837	1326	0	6003
		Nam	83	1101	1231	1436	1072	309	5149
	Cộng			180	2579	3333	4046	2994	366
Không đi học / Nội trợ / không làm việc do tàn tật, yếu sức, nghỉ hưu	Thành thị	Nữ	17	43	63	72	106	0	284
		Nam	17	12	7	13	22	33	87
	Nông thôn	Nữ	97	156	93	74	108	0	431
		Nam	89	37	27	13	38	28	143
	Cộng			220	248	190	172	274	61

Nguồn : Tính toán của tác giả từ bộ số liệu KSMS 2004

- Trong số 9.150 quan sát có độ tuổi từ 15 đến 25 tuổi, có 34,74% đi học và không làm việc ; 1,75% vừa học vừa đi làm thuê ; 9,50% vừa học vừa tự làm cho gia đình ; 48,3% không đi học mà đi làm thuê (20,11%) hoặc tự là cho gia đình (28,19%).

- Xét chung toàn mẫu trong độ tuổi lao động (25.420 quan sát), đi học và không làm việc chiếm 12,6% ; vừa học vừa đi làm thuê : 1,24% ; vừa học vừa tự làm cho gia đình : 3,51% . Đi làm thuê, không đi học chiếm 24,78% và tự làm cho gia đình, không đi học chiếm đến 52,39%. Như vậy, trong mẫu này, tham gia thị trường lao động làm thuê, làm công ăn lương (gồm 6614 quan sát) chỉ chiếm 26% trong tổng số của mẫu quan sát, trong khi tự làm cho gia đình chiếm đến gần 56%. Số còn lại, không đi học và không tìm được việc làm chiếm 1,76% ; không đi học và không làm việc do sức khỏe yếu, làm nội trợ, hoặc nghỉ hưu sớm chiếm 3,72%.

Bảng 2.5 Phần trăm đi học và làm việc

TUỔI THEO NĂM SINH	07 – 14 tuổi	15 – 25 tuổi	26 – 35 tuổi	36 – 45 tuổi	46 – 55 tuổi	56 – 60 tuổi	15 – 60 tuổi
Tổng số quan sát	7260	9150	5474	5922	4342	532	25420
% Tổng số	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
% Đi học	84,99%	34,74%	0,42%	0,02%	0,00%	0,00%	12,60%
% Đi học, vừa làm thuê	0,32%	1,75%	1,52%	0,91%	0,41%	0,00%	1,24%
% Đi học, vừa tự làm	8,72%	9,50%	0,33%	0,07%	0,05%	0,00%	3,51%
% Tổng cộng đi học	94,02%	45,99%	2,27%	1,00%	0,46%	0,00%	17,35%
% Làm thuê, không học	0,47%	20,11%	32,41%	27,07%	22,80%	17,29%	24,78%
% Tự làm, không học	2,48%	28,19%	60,89%	68,32%	68,95%	68,80%	52,39%
% Tổng làm thuê	0,79%	21,86%	33,92%	27,98%	23,22%	17,29%	26,02%
% Tổng tự làm	11,20%	37,68%	61,22%	68,39%	69,00%	68,80%	55,90%
% Không đi học, không tìm được việc làm	0,00%	3,01%	0,97%	0,71%	1,47%	2,44%	1,76%
% Không đi học/ nội trợ/ tàn tật, yếu sức, nghỉ hưu	3,03%	2,71%	3,47%	2,90%	6,31%	11,47%	3,72%

Nguồn : Tính toán của tác giả từ bộ số liệu KSMS 2004

2.3 Hiệu quả của đầu tư cho giáo dục

2.3.1 Đầu tư cho giáo dục

Đầu tư cho giáo dục ở một quốc gia là những khoản chi phí phải bỏ ra cho việc đi học, bao gồm tất cả những chi phí do nhà nước (hoặc tư nhân) bỏ ra để trả lương cho giáo viên và nhân viên trường học, bỏ ra để tạo lập cơ sở vật chất phục vụ cho việc học tập như xây dựng trường lớp, thành lập thư viện, phòng thí nghiệm, sân chơi thể dục thể thao và các công trình phụ trợ khác; và những chi phí mà cá nhân phải bỏ ra kể cả tiền bạc và thời gian dành cho việc đến trường học tập.

Hộ gia đình chi phí cho việc đi học của thành viên trong gia đình từ nguồn thu nhập của hộ và kỳ vọng rằng việc học sẽ cải thiện thu nhập, do vậy hộ gia đình dành ra một khoản chi tiêu cho giáo dục phù hợp với mức thu nhập gia đình.

Từ số liệu kết quả KSMS 2004 của Tổng cục Thống kê, ta có thể tính được ở mức chung cả nước, hộ gia đình chi tiêu cho giáo dục (bình quân một nhân khẩu một tháng) chiếm 6,32% chi tiêu chung cho đời sống (bình quân một nhân khẩu một tháng) và bằng 4,70% mức thu nhập (bình quân một nhân khẩu một tháng). Ở thành thị, chi tiêu cho giáo dục chiếm 7,21% chi tiêu chung và bằng 5,26% thu nhập; còn ở nông thôn, các tỷ lệ này lần lượt là 5,73% và 4,29%. Hộ gia đình vùng Bắc Trung bộ có tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục cao nhất nước: chiếm 8,37% chi tiêu chung cho đời sống và bằng 6,67% thu nhập. Thấp nhất là vùng Tây Bắc (3,56% và 3,12%) và vùng Đồng bằng sông Cửu Long (4,33% và 3,08%).

Trong năm nhóm thu nhập, các nhóm nghèo nhất có tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục so với thu nhập cao nhất trong năm nhóm, nhóm 1 (nhóm nghèo nhất): 5,74%, và nhóm 2: 5,73%. Nhóm 5 (nhóm giàu nhất) có tỷ lệ này thấp nhất: 3,93%. Tuy nhiên, khi xét đến giá trị tuyệt đối, ta thấy rằng nhóm giàu nhất (thu nhập bình quân một nhân khẩu/ tháng hơn gấp tám lần nhóm 1 và gần gấp năm lần nhóm 2) chi tiêu cho giáo dục hơn gần sáu lần nhóm 1 và hơn gấp ba lần nhóm 2.

Bảng 2.6 Thu nhập và chi tiêu cho giáo dục bình quân một người/tháng (giá thực tế)

	Thu nhập bình quân một nhân khẩu 1 tháng	Chi tiêu chung cho đời sống bình quân một nhân khẩu 1 tháng	Chi tiêu cho giáo dục bình quân một nhân khẩu 1 tháng	% Chi tiêu cho giáo dục trong tổng chi tiêu	% Chi tiêu cho giáo dục trong tổng thu nhập
	(Nghìn đồng)	(Nghìn đồng)	(Nghìn đồng)	(%)	(%)
CẢ NƯỚC	484.4	359.69	22.75	6.32%	4.70%
<i>Thành thị, nông thôn</i>					
Thành thị	815.4	595.42	42.91	7.21%	5.26%
Nông thôn	378.1	283.47	16.23	5.73%	4.29%
<i>Vùng</i>					
Đồng bằng sông Hồng	488.2	373.46	24.68	6.61%	5.06%
Đông Bắc	379.9	293.77	17.89	6.09%	4.71%
Tây Bắc	265.7	233.16	8.30	3.56%	3.12%
Bắc Trung bộ	317.1	252.72	21.15	8.37%	6.67%
Duyên Hải Nam Trung bộ	414.9	330.77	25.24	7.63%	6.08%
Tây Nguyên	390.2	295.35	23.68	8.02%	6.07%
Đông Nam bộ	833.0	576.96	36.96	6.41%	4.44%
Đồng bằng sông Cửu Long	471.1	335.13	14.50	4.33%	3.08%
<i>5 nhóm thu nhập</i>					
Nhóm 1	141.8	160.42	8.13	5.07%	5.74%
Nhóm 2	240.7	225.99	13.80	6.11%	5.73%
Nhóm 3	347.0	293.84	17.91	6.10%	5.16%
Nhóm 4	514.2	403.92	27.47	6.80%	5.34%
Nhóm 5	1182.3	715.22	46.52	6.50%	3.93%

Nguồn : Tổng hợp và tính toán của tác giả từ nguồn: Tổng Cục Thống Kê (2006), *Kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004*, Hà Nội.

Chi tiêu cho giáo dục chiếm một tỷ lệ nhất định trong thu nhập, mức cao nhất đến gần 6% (ở các hộ nghèo nhất), hay đến gần 5% (ở mức chung cả nước). Liệu rằng việc đi học có đem lại mức lợi ích cao hơn chi phí đã bỏ ra hay không? và được định lượng là bao nhiêu phần trăm? Trong phần tiếp theo của chương này chúng ta sẽ có thể tìm được câu trả lời một cách khái quát khi so sánh tỉ lệ chi tiêu với mức gia tăng tiền lương theo trình độ học vấn qua mô tả thống kê.

2.3.2 Hiệu quả của đầu tư cho giáo dục qua mô tả thống kê

Xét về phạm vi quốc gia, giáo dục tạo nên nguồn vốn nhân lực là vấn đề then chốt để phát triển đất nước. Hơn bao giờ hết, Chính phủ Việt Nam quan tâm nhiều đến việc đầu tư cho giáo dục, y tế, nghiên cứu khoa học nhằm tạo ra một nguồn nhân lực thích ứng với sự nghiệp công nghiệp hóa, hiện đại hóa đất nước.

Đối với cá nhân và gia đình, mỗi người đều kỳ vọng rằng, khi trình độ học vấn cao hơn sẽ có nhiều khả năng tạo ra thu nhập cao hơn và đời sống được cải thiện tốt hơn. Do vậy, mỗi gia đình đều quan tâm đến đầu tư cho con em mình đi học với khả năng có được từ nguồn thu nhập của gia đình. Đặc biệt, đối với hộ nghèo, việc cho con em đến trường đi học là một nỗ lực lớn để cải thiện đời sống trong tương lai.

Với số liệu KSMS 2004, ta sẽ xem xét mức lợi ích từ việc đi học đối với cá nhân làm thuê, làm công ăn lương. Mức gia tăng tiền lương theo số năm đi học, hay cụ thể hơn là, theo trình độ học vấn sẽ nói lên điều đó ¹⁵.

Trong phần này, ta sẽ khảo sát với mẫu gồm các cá nhân ở độ tuổi lao động (từ 15 tuổi đến 55 tuổi đối với nữ giới và đến 60 tuổi đối với nam giới) làm thuê có nhận tiền lương, tiền công và có số tháng làm việc của họ là trên 6 tháng trong năm, tính đến thời điểm khảo sát. Số tháng làm việc như vậy hàm ý rằng công việc và mức lương đã được xác lập. KSMS 2004 cung cấp cho chúng ta cỡ mẫu với 5646 quan sát thỏa mãn các điều kiện đó.

Bảng 2.7 dưới đây cho thấy phần trăm tăng thêm mức lương theo giờ ¹⁶ khi tăng thêm mỗi một cấp độ giáo dục, đào tạo (mức tăng thấp nhất là 5,6% khi trình độ học vấn tăng từ bậc tiểu học lên bậc trung học cơ sở) đều cao hơn tỉ lệ chi phí cho việc đi học trong thu nhập cá nhân (4,7% ở mức chung cả nước). So với người

¹⁵ Việc tính toán xác định số năm đi học của mỗi quan sát được trình bày ở chương 3 trong nghiên cứu này.

¹⁶ Mức lương theo giờ được tính bằng tổng số tiền lương nhận được từ số tháng làm việc chia cho tổng số giờ làm việc tương ứng của mỗi quan sát. Số liệu để tính toán có nguồn từ KSMS 2004.

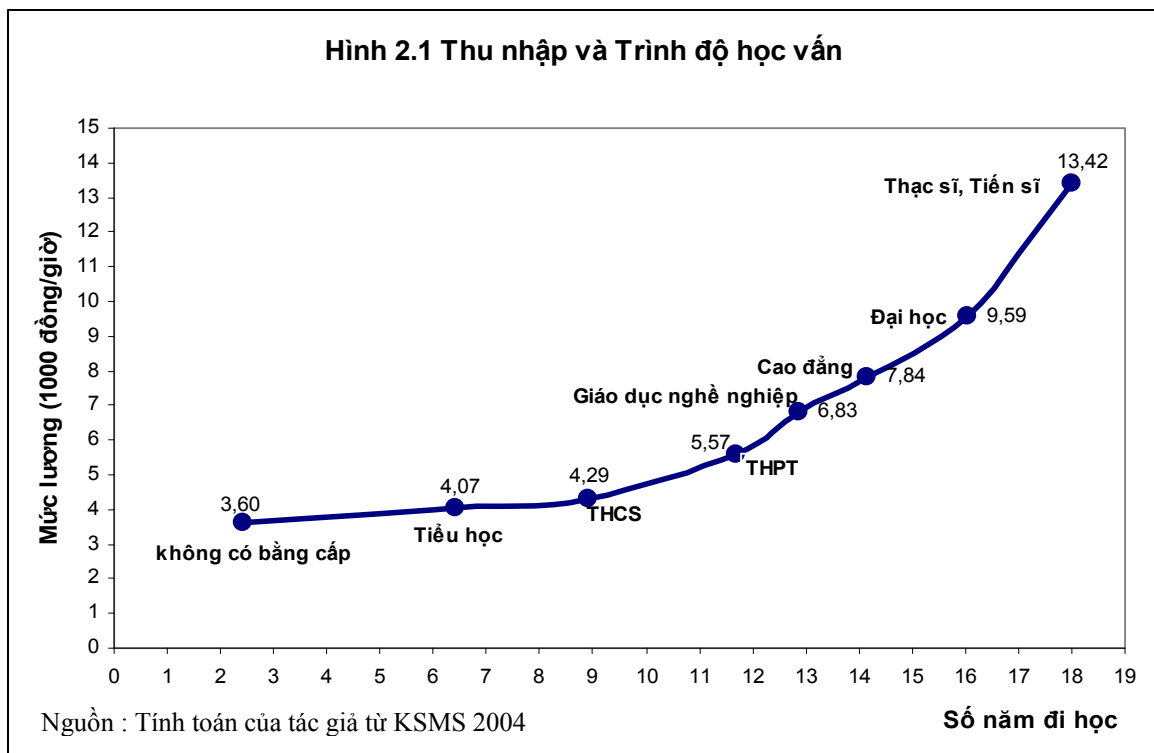
tốt nghiệp THPT, người có trình độ đại học nhận mức lương cao hơn 1,7 lần và người có học vị thạc sĩ, tiến sĩ còn cao hơn nữa: 2,4 lần. Như vậy, các khoản chi phí đầu tư cho việc đi học đã bỏ ra sẽ được thu hồi khi không còn đi học và bắt đầu làm việc; và sau một khoảng thời gian, khi mà chi phí đã được bù đắp, việc đi học bắt đầu tạo ra “lãi ròng”. Điều này cho thấy đầu tư cho giáo dục là có hiệu quả.

Bảng 2.7 Mức lương theo trình độ học vấn (mức chung cả nước)

Trình độ học vấn	Mức lương theo giờ *			Số năm đi học		Số quan sát
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Gia tăng	Trung bình	Độ lệch chuẩn	
Không có bằng cấp	3,60	2,60		2,43	1,66	759
Tiểu học	4,07	2,20	13,13%	6,41	1,18	1.240
THCS	4,29	2,70	5,55%	8,90	0,98	1.313
THPT	5,57	4,52	29,73%	11,68	0,62	753
Đào tạo nghề	6,83	5,57	22,64%	12,87	1,17	778
Cao Đẳng	7,84	3,76	14,76%	14,16	0,78	246
Đại học	9,59	6,61	22,32%	16,06	0,80	542
Học hàm Thạc sĩ, Tiến sĩ	13,42	5,18	39,96%	18,00	1,20	15

* Tính bằng 1000 đồng/giờ

Nguồn : Tính toán của tác giả từ số liệu KSMS 2004



Bây giờ ta sẽ xem tiền lương thay đổi như thế nào theo trình độ học vấn ở hai khu vực thành thị và nông thôn qua bảng tính toán thống kê về mức lương theo giờ và số năm đi học tương ứng với mỗi trình độ học vấn ở hai khu vực này :

Bảng 2.8 Mức lương theo trình độ học vấn ở thành thị và nông thôn

Thành thị (2247 quan sát)						
Trình độ học vấn	Mức lương theo giờ *			Số năm đi học		Số quan sát
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Gia tăng	Trung bình	Độ lệch chuẩn	
Không có bằng cấp	3.95	1.99		2.53	1.65	144
Tiểu học	4.39	2.32	11.15%	6.52	1.17	361
THCS	5.25	3.27	19.47%	9.14	1.05	419
THPT	6.43	5.38	22.63%	11.69	0.61	366
Đào tạo nghề	7.16	4.52	11.27%	12.92	1.13	399
Cao Đẳng	8.19	3.49	14.39%	14.19	0.75	137
Đại học	10.19	7.07	24.47%	15.99	0.80	407
Học vị Thạc sĩ, Tiến sĩ	13.45	5.37	31.91%	18.07	1.21	14

Nông thôn (3399 quan sát)						
Trình độ học vấn	Mức lương theo giờ *			Số năm đi học		Số quan sát
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Gia tăng	Trung bình	Độ lệch chuẩn	
Không có bằng cấp	3.51	2.72		2.41	1.66	615
Tiểu học	3.94	2.14	12.03%	6.36	1.19	879
THCS	3.85	2.24	-2.23%	8.79	0.93	894
THPT	4.76	3.32	23.57%	11.66	0.63	387
Đào tạo nghề	6.49	6.49	36.45%	12.82	1.22	379
Cao Đẳng	7.40	4.05	14.10%	14.12	0.80	109
Đại học	7.78	4.55	5.04%	16.26	0.78	135
Học vị Thạc sĩ, Tiến sĩ	13.13	NA	68.76%	17.00	NA	1

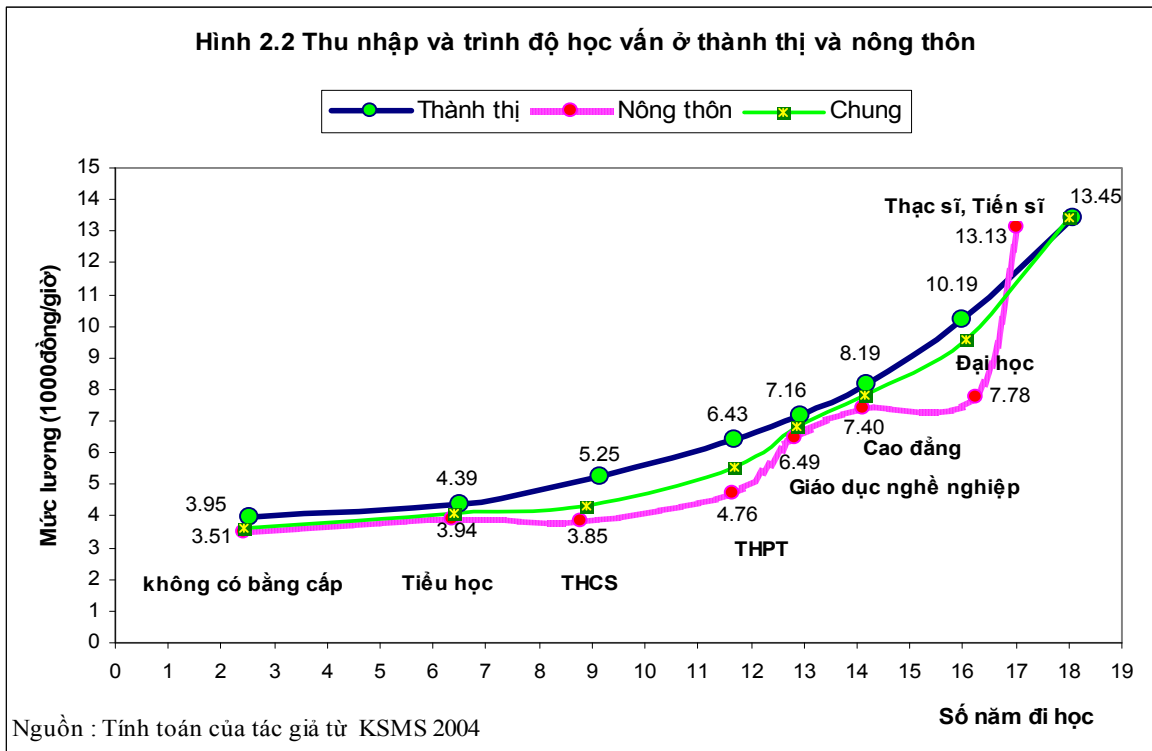
* Tính bằng 1000 đồng/giờ

Nguồn : Tính toán của tác giả từ số liệu KSMS 2004

Ở thành thị, khi đạt tốt nghiệp bậc Tiểu học, tiền lương tăng thêm 11,15% so với khi không có bằng cấp; người có bằng tốt nghiệp THCS có mức lương tăng hơn người tốt nghiệp tiểu học 19,47% và sẽ có mức lương tăng thêm 22,63% khi có bằng tốt nghiệp THPT. Người có bằng đào tạo nghề ở thành thị có mức lương cao hơn người chỉ tốt nghiệp THPT 11,27%, nhưng mức lương này kém hơn người có trình độ Cao đẳng 14,39%. Mức gia tăng tiền lương khi tốt nghiệp Đại học so với trình độ Cao đẳng là 24,47% và mức lương này sẽ được tăng thêm 31,91% nếu như người tốt nghiệp Đại học đạt được học vị Thạc sĩ hay Tiến sĩ. Theo bảng 2.5, ở thành thị, mức chi tiêu cho giáo dục bình quân một nhân khẩu trong một tháng

chiếm 5,26% thu nhập bình quân một nhân khẩu một tháng. Tỷ lệ này thấp hơn nhiều so với mức gia tăng tiền lương khi trình độ học vấn tăng lên.

Bức tranh có vẻ “kém lạc quan” hơn khi chúng ta quan sát ở khu vực nông thôn. Người tốt nghiệp THCS ở đây có mức lương trung bình thống kê chỉ gần bằng với người có bằng Tiểu học, trong khi đó, người có bằng tốt nghiệp THPT có mức lương cao hơn người tốt nghiệp THCS 23,57% và cao hơn người tốt nghiệp Tiểu học 21%. Điều này nói lên rằng, nếu như dừng việc đi học khi có bằng tốt nghiệp THCS để đi làm thuê ăn lương thì những chi phí bỏ ra cho những năm học này nhìn chung sẽ khó thể được bù đắp, và nếu chỉ đầu tư cho giáo dục đến bậc học này sẽ là kém hiệu quả; nếu như tiếp tục đầu tư cho đến bậc THPT sẽ đem lại hiệu quả tốt hơn nhiều. Ở nông thôn, người tốt nghiệp đại học có mức lương chỉ cao hơn người tốt nghiệp cao đẳng 5,24% nhưng cao hơn người có bằng đào tạo nghề đến 20% và cao hơn người chỉ có bằng tốt nghiệp THPT đến 63,54%. Cũng cần nói thêm là, những bậc học cao hơn đối với người tốt nghiệp THPT là sự chọn lựa “đầu tư” phụ thuộc nhiều vào năng lực học tập của mỗi cá nhân.



Một nhận định có thể nêu ở đây: một cách tổng quát, khi trình độ học vấn tăng lên sẽ đem lại lợi ích từ việc tăng tiền lương khi tham gia thị trường lao động và mức tăng tiền lương này bù đắp những chi phí đã bỏ ra cho việc đi học – một đầu tư cho giáo dục – đồng thời tiếp tục tạo ra “lãi ròng” trong thời gian làm việc tiếp theo. Ở nông thôn, “nghịch lý” đối với trường hợp chi đầu tư cho việc đi học đến bậc THCS sẽ không còn khi thực hiện công nghiệp hóa nông nghiệp, nông thôn.

Bảng tính toán thống kê dưới đây cũng cho thấy xu hướng gia tăng thu nhập theo trình độ học vấn và sự khác biệt theo các tính chất quan sát.

Bảng 2.9 Mức lương theo trình độ học vấn với các tính chất quan sát

Trình độ học vấn		Không bằng cấp	Tiểu học	THCS	THPT	Đào tạo nghề	Cao đẳng	Đại học	Trên đại học
Nam giới	Trung bình	3.99	4.38	4.55	5.78	6.97	8.34	10.17	14.65
	Độ lệch chuẩn	3.00	2.33	2.84	4.74	6.63	4.50	7.24	4.88
	Số quan sát	458	836	899	463	428	86	342	11
Nữ giới	Trung bình	2.99	3.43	3.75	5.23	6.66	7.57	8.61	10.05
	Độ lệch chuẩn	1.65	1.76	2.25	4.14	3.90	3.28	5.24	4.99
	Số quan sát	301	404	414	290	350	160	200	4
Cán bộ công chức	Trung bình	3.27	4.75	4.95	5.92	7.38	8.20	9.12	13.59
	Độ lệch chuẩn	1.76	2.90	3.05	3.30	5.30	3.60	5.93	5.33
	Số quan sát	14	52	145	176	476	209	357	14
TP Hồ Chí Minh	Trung bình	5.52	5.52	7.06	8.78	8.44	10.63	13.80	19.39
	Độ lệch chuẩn	2.84	2.43	3.66	4.83	3.82	5.06	7.60	NA
	Số quan sát	29	89	84	70	33	12	64	1
Hà Nội	Trung bình	3.66	4.23	4.58	5.88	6.64	8.72	10.61	11.27
	Độ lệch chuẩn	0.93	2.65	2.02	2.63	2.98	3.75	7.78	3.71
	Số quan sát	3	21	51	50	48	14	100	7
Phi nông nghiệp	Trung bình	3.62	4.13	4.31	5.62	6.85	7.85	9.60	13.42
	Độ lệch chuẩn	1.94	2.27	2.64	4.59	5.60	3.77	6.63	5.18
	Số quan sát	366	964	1200	723	763	244	535	15
Nông nghiệp	Trung bình	3.57	3.86	4.17	4.48	5.92	6.31	8.84	NA
	Độ lệch chuẩn	3.09	1.95	3.22	2.04	3.53	0.43	5.25	NA
	Số quan sát	393	276	113	30	15	2	7	0
Kinh tế tập thể	Trung bình	3.42	4.87	3.26	4.33	3.96	NA	18.86	NA
	Độ lệch chuẩn	1.93	3.21	2.53	4.90	2.88	NA	24.99	NA
	Số quan sát	12	23	34	27	23	0	3	0
Làm cho hộ khác	Trung bình	3.49	3.84	3.84	4.75	5.35	4.39	5.93	NA
	Độ lệch chuẩn	2.69	1.97	2.04	2.98	3.53	1.17	4.70	NA
	Số quan sát	611	849	672	201	72	3	7	0

Kinh tế nhà nước	Trung bình	4.07	4.87	4.97	5.85	7.08	8.03	9.41	13.42
	Độ lệch chuẩn	2.61	3.16	3.51	5.24	5.09	3.75	6.35	5.18
	Số quan sát	56	154	335	327	598	232	451	15
Kinh tế tư nhân	Trung bình	4.17	4.18	4.66	5.88	5.59	4.72	9.07	NA
	Độ lệch chuẩn	1.78	1.94	2.95	4.57	2.92	2.53	5.02	NA
	Số quan sát	72	164	204	124	67	11	52	0
Kinh tế có vốn ĐTNN	Trung bình	3.72	4.66	4.85	6.52	12.79	NA	13.25	NA
	Độ lệch chuẩn	1.04	1.95	1.99	4.00	18.64	NA	8.60	NA
	Số quan sát	8	50	68	74	18	0	29	0

Nguồn : Tính toán của tác giả từ KSMS 2004

Với các tính chất quan sát riêng về giới tính, cán bộ công chức, địa bàn Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh, ngành kinh tế nông nghiệp và phi nông nghiệp, mức lương trung bình thống kê đều gia tăng theo trình độ học vấn. Khi so sánh sự thay đổi mức lương của lao động làm thuê theo trình độ học vấn ở các loại hình kinh tế, chúng ta thấy rằng loại hình kinh tế tập thể trả lương cho người làm thuê không quan tâm nhiều đến trình độ học vấn và lẽ dĩ nhiên, thị trường lao động ở khu vực này không thể thu hút những người đã đầu tư cho việc nâng cao kiến thức. Ngược lại, ở các loại hình kinh tế nhà nước và kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài, người lao động có mức lương theo giờ cao hơn so với ở các loại hình kinh tế khác và mức gia tăng tiền lương khá cao đối với người có trình độ học vấn từ THPT trở lên. Đây là hai khu vực cạnh tranh trong việc thu hút nguồn nhân lực có trình độ học vấn cao.

2.3.3 Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây đối với Việt Nam

Bằng phương pháp kinh tế lượng, dựa trên hàm thu nhập Mincer, các nghiên cứu trước đây đã ước lượng được suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam.

Với số liệu các cuộc khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam vào các đợt năm 1992-93 và 1997-98, Gallup [2004] đã sử dụng hàm thu nhập Mincer với biến phụ thuộc là mức lương theo giờ đã ước lượng được suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam là 2,9% vào năm 1992-93 và 5,0% vào năm 1997-98¹⁷.

¹⁷ Gallup, J (2004), *Wage Labor Market and Inequality in Vietnam*, in Paul Glewwe et al, *Economic Growth, Poverty, and Household in Vietnam*, Edited, World Bank Regional and Sectoral Studies. Có thể đọc tại <http://books.google.com/books?id=jRSuIH1tVqEC&printsec=frontcover&hl=vi#PPA63,M1>

Bảng 2.10 Nghiên cứu của Gallup: Hiệu quả của giáo dục ở Việt Nam

Các biến số độc lập	1993	1998	Mức khác biệt 1998-93
Đi học (số năm)	0,029 (6,29)*	0,05 (14,61)*	0,021 (3,84)*
Kinh nghiệm (số năm)	0,033 (5,42)*	0,025 (4,80)*	-0,008 (0,93)
Kinh nghiệm bình phương	-0,001 (5,37)*	-0,001 (4,52)*	0,000 (0,66)
Hằng số	7,269 (91,40)*	7,757 (128,23)*	0,488 (4,76)*
Số quan sát	2.007	3.033	
R ²	0,04	0,08	

*Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Giá trị tuyệt đối của trị thống kê kiểm định t (t-statistics) trong dấu ngoặc đơn.

Nguồn : Gallup, John (2004), “Wage Labor Market and Inequality in Vietnam”, Worbank Regional and Sectoral Studies.

Cũng dựa trên hàm thu nhập Mincer và biến phụ thuộc là mức lương theo giờ, sử dụng số liệu khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam đợt năm 2002, Nguyễn Xuân Thành [2006] đã ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam : một năm đi học gắn liền với sự gia tăng 7,32% tiền lương vào năm 2002. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng cho biết : một người lao động nam giới có thu nhập cao hơn lao động nữ 16,79% ; làm việc ở Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh được hưởng mức lương cao hơn lần lượt là 17,34% và 69% so với làm việc ở các vùng còn lại của đất nước ; người lao động phi nông nghiệp hưởng lương cao hơn 20% so với lao động nông nghiệp ; và, người lao động trong khu vực nhà nước thu nhập cao hơn 19,43% so với người lao động trong khu vực tư nhân¹⁸.

Kết quả của nghiên cứu này được nêu ra theo bảng 2.11 dưới đây.

¹⁸ Nguyễn Xuân Thành (2006), *Ước lượng suất sinh lợi của Việt Nam: Phương pháp khác biệt trong khác biệt*, Fulbright Economics Teaching Program – FETP, Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh .
Có thể đọc tại http://www.fetp.edu.vn/index.cfm?rframe=/research_casestudy/research_caseintrov.htm
(truy cập ngày 14/3/2008)

Bảng 2.11 Ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam năm 2002

Các biến số 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)*
Kinh nghiệm	0,0270 (0,0014)*	0,0245 (0,0014)*	0,0248 (0,0014)*	0,0221 (0,0014)*
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 Hồ Chí Minh		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.

Nguồn : Nguyễn Xuân Thành (2006), *Ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam : Phương pháp khác biệt trong khác biệt*, FETP, Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh .

Các nghiên cứu trên cho kết luận rằng, đầu tư cho giáo dục đem lại lợi ích với việc gia tăng mức thu nhập. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam có xu hướng tăng dần theo thời gian: năm 1992-93 là 2,90%; năm 1997-98 là 5,0% và năm 2002 là 7,32%.

Tóm tắt chương 2

Cuộc *Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004* (KSMS 2004) do TCTK thực hiện với qui mô mẫu đại diện cho cả nước, đem lại những thông tin quý giá giúp cho Chính phủ Việt Nam hoạch định các chính sách, kế hoạch và các chương trình quốc gia. Nguồn số liệu này còn phục vụ các nghiên cứu chuyên đề. Trong phạm vi nghiên cứu, tác giả khai thác số liệu KSMS 2004 liên quan đến các thông tin cá nhân, giáo dục, thu nhập và tình trạng việc làm.

Sử dụng số liệu thu nhập và các khoản mục chi tiêu bình quân một tháng của một nhân khẩu từ *Kết quả KSMS 2004*, tác giả đã tính được tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục trong thu nhập (bình quân một nhân khẩu/tháng) ở mức chung cả nước là 4,7%. Ở các nhóm nghèo, tỷ lệ này cao nhất: 5,7% trong khi ở nhóm giàu nhất, tỷ lệ này chỉ gần 4% (xem bảng 2.6). Việc tính toán tỉ lệ này là hữu ích cho việc xem xét sự hiệu quả của đầu tư cho học vấn.

Với mẫu gồm các cá nhân trong độ tuổi lao động đi làm thuê, nhận tiền lương tiền công (5646 quan sát), ta có thể tìm được các giá trị (tính toán thống kê) mức lương theo giờ và số năm đi học bình quân tương ứng với mỗi trình độ học vấn. Bảng 2.7 đã cho thấy mức gia tăng tiền lương khi trình độ học vấn được nâng lên mỗi cấp độ: mức tăng thấp nhất là 5,55% khi trình độ học vấn tiểu học được nâng lên THCS, cao hơn tỉ lệ chi tiêu cho giáo dục trong thu nhập (4,7% ở mức chung cả nước); ở các trường hợp khác, mức gia tăng tiền lương cao hơn nhiều. Mô tả thống kê đã cho thấy một cách khái quát hiệu quả của đầu tư cho giáo dục ở Việt Nam.

Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam có xu hướng tăng dần theo thời gian : năm 1992-93 là 2,90%; năm 1997-98 là 5,0% và năm 2002 là 7,32%. Trong chương 3 tiếp theo đây, bằng phương pháp kinh tế lượng hồi qui hàm thu nhập Mincer, tác giả ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam năm 2004 là 7,4%, không chênh lệch nhiều so với năm 2002.

Chương 3

ƯỚC LƯỢNG SUẤT SINH LỢI CỦA GIÁO DỤC Ở VIỆT NAM VÀO NĂM 2004

Giới thiệu

Bằng phương pháp mô tả thống kê, trong Chương 2 đã cho chúng ta xem xét một cách khái quát sự hiệu quả của đầu tư cho giáo dục. Mục tiêu của Chương 3 là ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam với số liệu KSMS 2004, bằng phương pháp kinh tế lượng và dựa trên mô hình hàm thu nhập Mincer. Trong chương này, tác giả trình bày mô hình hồi qui và phương pháp hồi qui; đề nghị các mẫu được chọn lựa; đề nghị phương án tính toán số năm đi học căn cứ vào hệ thống giáo dục ở Việt Nam có nhiều thay đổi qua các thời kỳ lịch sử, và tính toán các biến giải thích khác. Phần cuối của chương này trình bày và phân tích kết quả ước lượng các hệ số, khi hồi qui với hàm thu nhập Mincer cơ sở và hàm thu nhập Mincer mở rộng, gồm cả với việc xem xét sự khác biệt theo các tính chất quan sát.

3.1 Mô hình hồi qui và phương pháp hồi qui

3.1.1 Mô hình hồi qui

Mô hình hồi qui được dựa trên hàm thu nhập Mincer (1.21) ở chương 1. Trong chương này trình bày các hàm hồi qui sau :

1). Các hàm hồi qui cơ sở (giới hạn)

$$\ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + e \quad (3.1)$$

$$\ln(Y_m) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + e \quad (3.2)$$

$$\ln(Y_h) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + e \quad (3.3)$$

2). Các hàm hồi qui mở rộng (không giới hạn)

$$\ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + \alpha_4 \ln(M) + e \quad (3.4)$$

$$\ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + \alpha_4 \ln(H) + e \quad (3.5)$$

Trong các hàm hồi qui kể trên, các biến số

➤ Y – Thu nhập của cá nhân làm công ăn lương có được trong 12 tháng qua tương ứng với số tháng làm công việc này ; $\ln(Y)$ là logarithm cơ số tự nhiên của Y. Ta xét Y_m là mức thu nhập bình quân một tháng, $Y_m = Y/M$, và $\ln(Y_m)$ là logarithm cơ số tự nhiên của Y_m . Gọi Y_h là mức thu nhập bình quân một giờ, $Y_h = Y/H$, và $\ln(Y_h)$ là logarithm cơ số tự nhiên của Y_h .

➤ S – Số năm đi học của cá nhân quan sát được,

➤ T – Kinh nghiệm tiềm năng của cá nhân quan sát được,

➤ Tsq – Bình phương kinh nghiệm tiềm năng của cá nhân quan sát được,

➤ M – Số tháng làm việc của cá nhân trong 12 tháng (tính đến thời điểm khảo sát), và $\ln(M)$ – Logarithm cơ số tự nhiên của M

➤ H – Số giờ làm việc của cá nhân trong 12 tháng (tính đến thời điểm khảo sát), và $\ln(H)$ – Logarithm cơ số tự nhiên của H

Dấu kỳ vọng và ý nghĩa của các hệ số trong các hàm hồi qui:

➤ α_0 – Hằng số, tung độ gốc của hàm hồi qui

➤ α_1 – Hệ số ước lượng cho biết suất sinh lợi của giáo dục, cho biết phần trăm tăng thêm của thu nhập khi tăng thêm một năm đi học, có dấu kỳ vọng là dương.

➤ α_2 – Hệ số ước lượng cho biết phần trăm tăng thêm của thu nhập khi kinh nghiệm tiềm năng (có được từ việc rèn luyện kỹ năng trong quá trình làm việc, sau khi không còn đi học) tăng thêm một năm, có dấu kỳ vọng là dương.

- ▶ α_3 – Hệ số ước lượng cho biết mức độ suy giảm của thu nhập biên theo thời gian làm việc, có dấu kỳ vọng là âm (hàm thu nhập theo kinh nghiệm là một parabol như đã trình bày ở chương 1).
- ▶ α_4 – Hệ số ước lượng cho biết độ co dãn của thu nhập theo số tháng hoặc số giờ làm việc của cá nhân trong một năm, có dấu kỳ vọng là dương.

3.1.2 Phương pháp hồi qui

Việc ước lượng các hệ số hồi qui trong các mô hình kể trên được thực hiện bằng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường OLS (Ordinary Least Squares) với sự trợ giúp của phần mềm Eviews 5.1.

3.2 Cỡ mẫu

3.2.1 Tiêu chí chung cho việc chọn mẫu

Mẫu được chọn trích từ bộ số liệu KSMS 2004 bao gồm các cá nhân quan sát được thỏa mãn đồng thời các tiêu chí chung dưới đây :

- có tuổi theo năm sinh (tính đến năm khảo sát 2004) trong độ tuổi lao động : từ 15 tuổi đến tuổi nghỉ hưu (nữ đủ 55 tuổi , nam đủ 60 tuổi).¹⁹
- là lao động làm công, làm thuê để nhận tiền lương, tiền công.

Với hai tiêu chí nêu trên ta có được mẫu quan sát chung gồm 6614 quan sát có thời gian làm việc từ một đến mười hai tháng, tính đến thời điểm khảo sát.

3.2.2 Mẫu khảo sát 1

Khi ước lượng suất sinh lợi của giáo dục theo mức thu nhập năm với biến phụ thuộc là $\ln(Y)$, nghiên cứu này chọn mẫu gồm các quan sát có số tháng làm việc là đủ trọn 12 tháng làm việc và thỏa mãn các tiêu chí chung nói trên.

¹⁹ Bộ Luật Lao động Việt Nam (2003), điều 120 và điều 145.

Thỏa mãn các yêu cầu vừa nêu, trong trường hợp này chúng ta có cỡ mẫu 1 gồm 3457 quan sát. Tính chất của các quan sát được mô tả ở bảng 3.1

Với mẫu này và hàm hồi qui cơ sở, ta cũng có thể ước lượng suất sinh lợi theo mức lương giờ với biến phụ thuộc là $\ln(Y_h)$ – logarithm cơ số tự nhiên của mức thu nhập bình quân một giờ .

3.2.3 Mẫu khảo sát 2

Chúng ta biết rằng, mỗi cá nhân làm công, làm thuê để hưởng lương được xem là có công việc ổn định sau khi đã trải qua thời gian thử việc theo yêu cầu của người sử dụng lao động làm thuê, thông thường là từ 3 đến 6 tháng.

Khi ước lượng suất sinh lợi của giáo dục theo mức lương tháng hay mức lương giờ, mẫu được chọn gồm các cá nhân thỏa mãn các tiêu chí chung và có số tháng làm việc trong 12 tháng qua (tính đến thời điểm khảo sát) là trên 6 tháng. Trong trường hợp này, cỡ mẫu sẽ được mở rộng – mẫu 2, gồm 5646 quan sát.

Bảng 3.1 Cỡ mẫu và các tính chất của mẫu khảo sát

	Làm việc suốt cả 12 tháng	Làm việc từ trên 6 tháng	Làm việc từ 1 đến 12 tháng
Cỡ mẫu	Mẫu 1 3457	Mẫu 2 5646	Chung 6614
Số quan sát theo giới tính			
Nữ	1331	2123	2504
Nam	2126	3523	4110
Số quan sát là cán bộ, công chức			
Là cán bộ công chức	1127	1443	1490
Không là cán bộ công chức	2330	4203	5124
Số quan sát theo nông thôn, thành thị			
Nông thôn	1735	3399	4156
Thành thị	1722	2247	2458
Số quan sát theo miền địa lý			
Miền Nam	2120	3285	3914
Miền Bắc	1337	2361	2700

Số quan sát theo địa bàn thành phố

Thủ đô Hà Nội	246	294	306
Thành phố Hồ Chí Minh	332	382	422
Các tỉnh / thành phố còn lại	2879	4970	5886

Số quan sát theo bằng cấp giáo dục đào tạo

Không có bằng cấp 363 759 1015

Bằng cấp giáo dục phổ thông

- Tiểu học	634	1240	1523
- Trung học cơ sở	721	1313	1552
- Trung học phổ thông	545	753	849

Bằng cấp giáo dục nghề nghiệp

- Dạy nghề dài hạn	113	153	170
- Trung học chuyên nghiệp	453	625	658

Bằng cấp giáo dục đại học

- Cao Đẳng	158	246	253
- Đại học	458	542	578
- Thạc sĩ, Tiến sĩ	12	15	16

Số quan sát theo ngành kinh tế

Làm thuê nông nghiệp	345	836	1165
Làm thuê phi nông nghiệp	3112	4810	5449

Số quan sát theo loại hình kinh tế

Làm cho hộ khác	1009	2415	3107
Kinh tế tập thể	79	122	130
Kinh tế nhà nước	1701	2168	2283
Kinh tế tư nhân	463	694	816
Kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài	205	247	278

Nguồn : Tính toán của tác giả từ KSMS 2004

3.3 Xác định giá trị các biến số quan sát

3.3.1 Xác định giá trị biến phụ thuộc : *logarithm của thu nhập.*

Biến phụ thuộc trong các mô hình hồi qui ước lượng suất sinh lợi của giáo dục là logarithm theo cơ số tự nhiên của thu nhập từ công việc chính mà cá nhân nhận được tổng cộng, tương ứng số tháng làm việc trong suốt 12 tháng (tính đến thời điểm phỏng vấn), gồm tiền lương, tiền công và các khoản nhận được khác ngoài

tiền lương, tiền công. Thu nhập của cá nhân được kể đến là tiền lương bình quân theo giờ, theo tháng hoặc theo năm.

Giá trị thu nhập của cá nhân quan sát được là tổng các giá trị quan sát được từ việc trả lời các câu hỏi phỏng vấn cá nhân (m4a.c1 : *Tiền lương, tiền công và giá trị hiện vật từ công việc chính nhận được trong 12 tháng qua* và m4a.c12e : *Tổng số tiền mặt và hiện vật nhận được ngoài tiền lương, tiền công*) có trong bộ số liệu.

Từ đây, ta có thể tính được mức thu nhập bình quân một tháng (Y_m) và mức thu nhập bình quân một giờ (Y_h), khi biết được số tháng làm việc và tổng số giờ làm việc trong 12 tháng. Đối với các cá nhân có số tháng làm việc trọn đủ 12 tháng, ta sẽ có mức thu nhập theo năm ; tổng quát, ta gọi sẽ Y là tổng thu nhập từ tiền lương, tiền công mà các cá nhân nhận được tổng cộng trong 12 tháng qua, tương ứng với số tháng làm việc của họ.

Lấy logarithm cơ số tự nhiên đối với thu nhập, ta có được giá trị biến phụ thuộc $\ln(Y)$, $\ln(Y_m)$, $\ln(Y_h)$ cho các hàm hồi qui tương ứng.

3.3.2 Xác định giá trị các biến số độc lập

3.3.2.1 Số năm đi học (S)

Số năm đi học được tính toán xác định căn cứ vào hệ thống giáo dục của Việt Nam qua các giai đoạn và tổng hợp các dữ liệu quan sát được từ các câu hỏi phỏng vấn sau :

- m1a.c4b : Năm sinh ?
- m2.c1 : Đã học hết lớp mấy ?
- m2.c3a : Bằng cấp giáo dục phổ thông và đại học ?
- m2.c3b : Bằng cấp giáo dục nghề nghiệp ?

Hệ thống giáo dục Việt Nam có sự khác biệt về số năm đi học ở các cấp giáo dục, đào tạo tùy thuộc vào miền địa lý và thời kỳ lịch sử.

Ở miền Nam (từ tỉnh Quảng Trị trở vào), đối với bậc giáo dục phổ thông, kể từ trước năm 1945 đến nay luôn cố định số năm đi học ở các cấp : Tiểu học – 5 năm ; Trung học cơ sở (THCS) - 4 năm ; Trung học phổ thông (THPT) – 3 năm. Đây là hệ giáo dục phổ thông 12 năm ; số năm đi học bậc giáo dục phổ thông giống như qui định của Luật giáo dục hiện nay ở Việt Nam ²⁰.

Ở miền Bắc (từ tỉnh Quảng Bình trở ra), hệ giáo dục phổ thông có sự thay đổi (hệ 10 năm, hệ 11 năm, hệ 12 năm) theo các thời kỳ lịch sử, được cho ở bảng sau :

Bảng 3.2 Hệ thống giáo dục miền Bắc qua các thời kỳ

Hệ thống giáo dục phổ thông qui đổi trong KSMS 2004		Hệ thống giáo dục miền Bắc từ Quảng Bình trở ra			Hệ thống giáo dục cả nước hiện nay
		trước 1981	1981-1986	1986-1989	
Cấp	Lớp				
Tiểu học	1	Vỡ lòng	Lớp 1	Lớp 1	Lớp 1
	2	Lớp 1	Lớp 2	Lớp 2	Lớp 2
	3	Lớp 2	Lớp 3	Lớp 3	Lớp 3
	4	Lớp 3	Lớp 4	Lớp 4	Lớp 4
	5	Lớp 4	Lớp 5	Lớp 5	Lớp 5
Trung học cơ sở	6			Lớp 6	Lớp 6
	7	Lớp 5	Lớp 6	Lớp 7	Lớp 7
	8	Lớp 6	Lớp 7	Lớp 8	Lớp 8
	9	Lớp 7			Lớp 9
Trung học phổ thông	10	Lớp 8	Lớp 10	Lớp 10	Lớp 10
	11	Lớp 9	Lớp 11	Lớp 11	Lớp 11
	12	Lớp 10	Lớp 12	Lớp 12	Lớp 12
Hệ giáo dục		11 năm	10 năm	11 năm	12 năm

Nguồn : Tổng cục Thống kê, KSMS 2004

Giáo dục nghề nghiệp, theo Bộ Luật Giáo dục của Việt Nam hiện nay ²¹, có các hình thức dạy nghề, trung cấp chuyên nghiệp, cao đẳng nghề. Dạy nghề (trong

²⁰ Bộ Luật Giáo dục Việt Nam (2005), điều 26.

²¹ Bộ Luật giáo dục Việt nam (2005), điều 32

bộ dữ liệu KSMS 2004 gọi là *Dạy nghề dài hạn*) có chương trình đào tạo từ một đến hai năm tùy ngành nghề đào tạo; Trung cấp chuyên nghiệp (trong bộ dữ liệu KSMS 2004 gọi là *Trung học chuyên nghiệp - THCN*) có chương trình đào tạo từ ba đến bốn năm đối với người có bằng tốt nghiệp Trung học cơ sở (THCS), từ một đến hai năm đối với người có bằng tốt nghiệp phổ thông; Cao đẳng nghề có chương trình đào tạo từ hai đến ba năm tùy theo ngành nghề đào tạo. Qui định về số năm học giáo dục nghề nghiệp dường như không thay đổi từ trước đến nay.

Giáo dục đại học, gồm các trình độ Cao đẳng, Đại học, Thạc sĩ, Tiến sĩ. *Đào tạo trình độ Cao đẳng* từ hai đến ba năm tùy theo ngành nghề đào tạo đối với người có bằng tốt nghiệp THPT hoặc bằng tốt nghiệp THCN; từ một năm rưỡi đến hai năm đối với người tốt nghiệp THCN cùng chuyên ngành. *Đào tạo trình độ Đại học* được thực hiện từ bốn đến sáu năm học tùy theo ngành nghề đào tạo đối với người có bằng tốt nghiệp trung học phổ thông hoặc bằng tốt nghiệp trung cấp; từ hai năm rưỡi đến bốn năm học đối với người có bằng tốt nghiệp trung cấp cùng chuyên ngành; từ một năm rưỡi đến hai năm học đối với người có bằng tốt nghiệp cao đẳng cùng chuyên ngành. *Đào tạo trình độ Thạc sĩ* được thực hiện từ một đến hai năm học đối với người có bằng tốt nghiệp đại học. *Đào tạo trình độ Tiến sĩ* được thực hiện trong bốn năm học đối với người có bằng tốt nghiệp Đại học, từ hai đến ba năm học đối với người có bằng Thạc sĩ²².

Trước năm 1981, thời gian đào tạo ở đa số các trường Cao đẳng là hai năm, ở đa số các trường Đại học là bốn năm. Kể từ năm 1981 trở lại đây, các trường Cao đẳng có chương trình đào tạo từ hai đến ba năm và các trường Đại học có chương trình đào tạo là bốn năm hoặc năm năm, tùy ngành nghề đào tạo.

Số liệu KSMS 2004 không có thông tin về tuổi bắt đầu đi học của mỗi cá nhân và không có thông tin về sự thay đổi nơi cư trú của cá nhân giữa hai miền Nam – Bắc kể từ khi nước Việt Nam thống nhất. Do vậy, khi tính toán số năm đi học S,

²² Bộ Luật giáo dục Việt Nam (2005), điều 38

trong nghiên cứu này giả định rằng: 1) tuổi bắt đầu đi học của mọi người là 6 tuổi; 2) thời gian đi học là liên tục, mỗi năm lên một lớp; và 3) không có sự thay đổi nơi cư trú giữa hai miền Nam – Bắc. Với các giả thiết này, số năm đi học của cá nhân được xem xét với các yếu tố: năm sinh, miền địa lý và các bằng cấp giáo dục, đào tạo.

Trong nghiên cứu này đề nghị sử dụng các bảng dưới đây để xác định số năm đi học của các quan sát:

Bảng 3.3 Số năm đi học theo các loại hình đào tạo và năm sinh

a. Số năm học giáo dục phổ thông

	Năm sinh	Số năm đi học			Cộng
		Tiểu học	THCS	THPT	
Miền Bắc	Đến 1969	5	3	3	11
	1970 - 1974	5	2	3	10
	1975 - 1978	5	3	3	11
	1979 đến nay	5	4	3	12
Miền Nam		5	4	3	12

b. Số năm học giáo dục nghề nghiệp

Loại hình đào tạo	Thời gian học khi có bằng		
	Tiểu học	THCS	THPT
Dạy nghề ngắn hạn	0,5	0,5	0,5
Dạy nghề dài hạn	2	2	1
Trung học chuyên nghiệp		3	2

c. Số năm học giáo dục đại học

Năm sinh	Số năm đi học			
	Cao đẳng	Đại học	Thạc sĩ	Tiến sĩ
Đến 1962	2	4	2	2 (hoặc 4)
Từ 1963 đến nay	3	5	2	2 (hoặc 4)

Ghi chú : Số năm học Tiến sĩ là 4 năm đối với người tốt nghiệp Đại học

Số năm đi học của mỗi cá nhân được xác định là tổng số năm đã đi học ở các cấp hệ giáo dục phổ thông, giáo dục nghề nghiệp, giáo dục đại học .

3.3.2.2 Kinh nghiệm tiềm năng (T)

Biến số kinh nghiệm tiềm năng (T) trong mô hình hàm thu nhập Mincer được tính bằng thời gian kể từ sau khi không còn đi học cho đến năm khảo sát, theo công thức sau : $T = A - S - B$

Ở đây, A là số tuổi của cá nhân được xác định theo năm sinh tính cho đến năm khảo sát 2004 ; và B là tuổi bắt đầu đi học , được xem là 6 tuổi ($B = 6$)²³.

3.3.2.3 Số tháng làm việc (M) và số giờ làm việc (H)

Số tháng làm việc (M) của mỗi cá nhân trong 12 tháng được cung cấp từ bộ số liệu KSMS 2004 với câu hỏi phỏng vấn : *số tháng làm công việc này trong 12 tháng qua* (ký hiệu m4a.c6).

Số giờ làm việc (H) của mỗi cá nhân trong 12 tháng qua được tính từ các số liệu phỏng vấn : *số tháng làm công việc này trong 12 tháng qua* (ký hiệu m4a.c6), *số ngày làm việc trung bình mỗi tháng* (ký hiệu m4a.c7), *số giờ làm việc trung bình mỗi ngày* (ký hiệu m4a.c7)

Lấy logarithm cơ số tự nhiên đối với M và H, ta nhận được các giá trị $\ln(M)$ và $\ln(H)$ của các quan sát cho hàm hồi qui.

3.3.3 Các biến giả trong hàm hồi qui

Các biến giả được đưa vào hàm hồi qui nhằm xem xét sự khác biệt suất sinh lợi của giáo dục theo các đặc điểm khác biệt về: giới tính; cá nhân là cán bộ công

²³ Hàm thu nhập Mincer giả định rằng mọi người đều được đi học bắt đầu lúc 6 tuổi, khả năng học tập của mọi người là như nhau và thời gian đi học là liên tục, chấm dứt khi bắt đầu làm việc. Kể từ khi thôi học ở trường lớp cho đến tuổi nghỉ hưu, đó là số năm kinh nghiệm tiềm năng của họ cho việc làm.

chức; trình độ học vấn; địa bàn cư trú và làm việc; ngành kinh tế và loại hình kinh tế làm thuê.

Dưới đây là danh mục các biến giả và trường hợp nhận giá trị của chúng:

- Biến giả cho giới tính và biến giả cho cán bộ công chức:

GEN = 1 nếu là nam giới; GEN = 0 nếu là nữ giới.

CB = 1 nếu là cán bộ công chức; CB = 0 nếu không là cán bộ công chức.

- Các biến giả cho trình độ học vấn của các nhân:

B0 = 1 nếu không có bằng cấp; B0 = 0 nếu là trường hợp khác.

BC1 = 1 nếu chỉ có bằng tốt nghiệp Tiểu học; BC1 = 0 nếu là trường hợp khác.

BC2 = 1 nếu chỉ có bằng tốt nghiệp THCS; BC2 = 0 nếu là trường hợp khác.

BC3 = 1 nếu chỉ có bằng tốt nghiệp THPT; BC3 = 0 nếu là trường hợp khác.

BCD = 1 nếu có bằng tốt nghiệp Cao đẳng; BCD = 0 nếu là trường hợp khác.

BDH = 1 nếu có bằng tốt nghiệp Đại học; BDH = 0 nếu là trường hợp khác.

BTS = 1 nếu có bằng Thạc sĩ hoặc Tiến sĩ; BTS = 0 nếu là trường hợp khác.

GNN = 1 nếu có bằng đào tạo nghề nghiệp; GNN = 0 nếu là trường hợp khác.

- Các biến giả cho địa bàn cư trú và làm việc:

URB = 1 nếu ở thành thị; URB = 0 nếu ở nông thôn.

REG = 1 nếu ở miền Bắc; REG = 0 nếu ở miền Nam.

HANOI = 1 nếu ở Hà Nội; HANOI = 0 nếu ở tỉnh/ thành phố khác.

HCMC = 1 nếu ở TP. HCM; HCMC = 0 nếu ở tỉnh/ thành phố khác.

- Biến giả cho ngành kinh tế và các biến giả cho loại hình kinh tế:

NG = 1 nếu là ngành kinh tế nông nghiệp; NG = 0 nếu là phi nông nghiệp.

KHO = 1 nếu làm thuê cho hộ ; KHO = 0 nếu thuộc loại hình kinh tế khác.

KTT = 1 nếu là kinh tế tập thể; KTT = 0 nếu thuộc loại hình kinh tế khác.

KNN = 1 nếu là kinh tế nhà nước; KNN = 0 nếu thuộc loại hình kinh tế khác.

KTN = 1 nếu là kinh tế tư nhân; KTN = 0 nếu thuộc loại hình kinh tế khác.

KVN = 1 nếu là kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài; KVN = 0 nếu khác.

3.4 Kết quả hồi qui ước lượng hiệu quả của việc đi học và kinh nghiệm.

3.4.1 Ước lượng các hệ số hồi qui với hàm hồi qui cơ sở

Trong trường hợp này, phương trình cơ bản chỉ bao gồm các biến giải thích là số năm đi học và kinh nghiệm. Khi hồi qui theo mức thu nhập năm – biến phụ thuộc là $\ln(\text{tiền lương theo năm})$, ta cần phải sử dụng mẫu 1 gồm 3457 quan sát có thời gian làm việc trọn đủ 12 tháng tính đến thời điểm khảo sát. Mẫu này cũng được dùng để hồi qui theo mức lương bình quân một giờ – biến phụ thuộc là $\ln(\text{tiền lương theo giờ})$. Khi hồi qui với mức lương bình quân một tháng – biến phụ thuộc là $\ln(\text{tiền lương theo tháng})$, ta cần phải sử dụng mẫu 2 gồm 5646 quan sát có thời gian làm việc là trên 6 tháng, xem như đã trải qua thời gian thử việc và công việc đã ổn định. Kết quả hồi qui được trình bày trong bảng dưới đây.

Bảng 3.4 Các kết quả hồi qui với hàm hồi qui cơ sở

Biến phụ thuộc	$\ln(\text{lương theo năm}), \ln(Y)$	$\ln(\text{lương theo tháng}), \ln(Y_m)$	$\ln(\text{lương theo giờ}), \ln(Y_h)$
Các biến số độc lập	Hệ số ước lượng		
Số năm đi học , S	0,0781 (0,0025)*	0,0764 (0,0018)*	0,0718 (0,0023)*
Kinh nghiệm , T	0,0425 (0,0038)*	0,0430 (0,0028)*	0,0388 (0,0035)*
Kinh nghiệm bình phương, Tsq	-0,0009 (0,0001)*	-0,0009 (0,0001)*	-0,0007 (0,0001)*
Tung độ gốc, C	8,0572 (0,0415)*	5,5478 (0,0298)*	0.4089 (0,0380)*
Số quan sát	3.457	5.646	3.457 **
R ² hiệu chỉnh	0,2290	0,2421	0,2317
Prob(F-statistic)	0,000000	0,000000	0,000000
Tiêu chuẩn thông tin Akaike	1,8963	1,7759	1,7092
Tiêu chuẩn Schwarz	1,9034	1,7806	1,7163

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

** Trong báo cáo kết quả hồi qui ở phụ lục 2 trong nghiên này cũng thực hiện hồi qui theo mức lương giờ với các mẫu gồm 5646 quan sát có thời gian làm việc trên 6 tháng và mẫu gồm 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng tính đến thời điểm khảo sát.

Nguồn : Tính toán của tác giả từ số liệu KSMS 2004.

Kết quả hồi qui tương đối tốt: giá trị p-value của trị thống kê kiểm định F vô cùng bé $\text{Prob}(F\text{-Statistic}) = 0.000000$ cho thấy hàm hồi qui phù hợp tốt với mẫu. Trị số R bình phương điều chỉnh (Adjusted R-squared) tương đối nhỏ: các biến giải thích trong hàm hồi qui chỉ giải thích được 23% hoặc 24% sự thay đổi của thu nhập. Tiêu chuẩn thông tin Akaike (Akaike info criterion) và Tiêu chuẩn Schwarz (Schwarz criterion) nhận các giá trị khá nhỏ, cao nhất là 1,9 khi biến phụ thuộc xem xét với mức tiền lương theo năm và nhỏ nhất là 1,71 khi xem xét với mức lương theo giờ, chúng ta sẽ so sánh các tiêu chuẩn này với các hàm hồi qui tiếp theo.

Dấu của các hệ số ước lượng phù hợp với dấu kỳ vọng của mô hình. Các hệ số hồi qui có ý nghĩa thống kê cao. Khi cố định các biến khác, hệ số của biến S cho ta suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam năm 2004: khi tăng thêm một năm đi học, mức thu nhập năm tăng 7,81%; mức thu nhập tháng tăng 7,64%; mức thu nhập theo giờ tăng 7,2%. Mặt khác, một năm kinh nghiệm cũng làm thu nhập tăng thêm khoảng 4% đồng thời làm thu nhập biên suy giảm với mức gần 0,1%.

3.4.2 Ước lượng các hệ số hồi qui với hàm hồi qui mở rộng

Hàm hồi qui được mở rộng bằng việc đưa thêm vào biến giải thích $\ln(M)$ – logarithm của số tháng làm việc trong 12 tháng hoặc $\ln(H)$ – logarithm của số giờ làm việc tương ứng số tháng làm việc trong 12 tháng. Biến phụ thuộc là $\ln(Y)$ – logarithm cơ số tự nhiên của thu nhập tương ứng số tháng, số giờ làm việc trong 12 tháng tính đến thời điểm khảo sát. Trong các hàm hồi qui mở rộng, việc thêm vào biến giải thích $\ln(M)$ hoặc biến giải thích $\ln(H)$, có thể xem như các hệ số được ước lượng xét theo thu nhập tháng hoặc thu nhập giờ²⁴.

Mẫu 2 được sử dụng cho các hàm hồi qui mở rộng, với cỡ mẫu gồm 5646 quan sát có thời gian làm việc là trên 6 tháng tính đến thời điểm khảo sát.

²⁴ $\ln(Y/X) = f(S, T, Tsq)$ được xem là tương đương với $\ln(Y) = f(S, T, Tsq) + \ln(X)$

Bảng 3.5 Các kết quả hồi qui với hàm hồi qui mở rộng

	Biến phụ thuộc ln(tổng tiền lương trong 12 tháng), ln(Y)	
Các biến số độc lập	Hệ số ước lượng	
Số năm đi học, S	0,0750 (0,0019)*	0,0740 (0,0018)*
Kinh nghiệm, T	0,0426 (0,0028)*	0,0404 (0,0025)*
Kinh nghiệm bình phương, Tsq	-0,0009 (0,0001)*	-0,0007 (0,0001)*
ln(số tháng làm việc), ln(M)	1,1374 (0,0469)*	
ln(số giờ làm việc), ln(H)		0,7874 (0,0254)*
Tung độ gốc	5,2381 (0,1089)*	1,9751 (0,1889)*
Số quan sát	5.646	5.646 **
R² hiệu chỉnh	0,3286	0,4280
Prob(F-statistic)	0,000000	0,000000
Tiêu chuẩn thông tin Akaike	1,7749	1,6147
Tiêu chuẩn Schwarz	1,7808	1,6206

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

** Trong báo cáo kết quả hồi qui ở phụ lục 2, nghiên cứu này cũng thực hiện hồi qui theo hàm hồi qui mở rộng có chứa biến giải thích ln(H), với các mẫu gồm 3457 quan sát có thời gian làm việc cả 12 tháng và mẫu 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng tính đến thời điểm khảo sát.

Nguồn : Tính toán của tác giả từ số liệu KSMS 2004.

Kết quả hồi qui cho trị thống kê kiểm định F có p-value là vô cùng bé cho thấy các hàm hồi qui mở rộng là phù hợp với mẫu. Các trị số Tiêu chuẩn thông tin Akaike và Tiêu chuẩn Schwarz giảm đi khi biến giải thích ln(H) được thêm vào, có giá trị lần lượt là 1,61 và 1,62. Hàm hồi qui giải thích được 32,86% sự thay đổi của thu nhập khi thêm vào biến ln(M) và giải thích được 42,80% sự thay đổi của thu nhập khi thêm vào biến ln(H). Các hệ số có dấu phù hợp và các trị thống kê kiểm định đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Với hàm hồi qui mở rộng, kết quả hồi qui cho thấy suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam (năm 2004) là 7,5% khi xét với mức thu nhập theo tháng, và là 7,4% khi xét với mức thu nhập theo giờ. Một năm kinh nghiệm làm tăng thu nhập thêm khoảng 4% và làm suy giảm thu nhập biên ở mức khoảng từ 0,07% đến 0,09%. Các kết quả này gần như không khác với giá trị ước lượng được khi hồi qui theo hàm hồi qui cơ sở.

Xem xét suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam vào các thời điểm : 2,9% vào năm 1992-93 ; 5% vào năm 1997-98 (Gallup [2004]); 7,32% vào năm 2002 (Xuân Thành [2006]) và đến năm 2004 là 7,40%, chúng ta thấy rằng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam có xu hướng gia tăng theo thời gian.

Với hàm hồi qui mở rộng bằng việc thêm vào biến giải thích $\ln(H)$ – logarithm của tổng số giờ làm việc, mô hình hồi qui tăng sức mạnh giải thích (R^2 hiệu chỉnh tăng lên) và tiêu chuẩn Schwarz giảm nhỏ đi. Ta sẽ tiếp tục sử dụng hàm hồi qui này để ước lượng hệ số suất sinh lợi của giáo dục với các tính chất quan sát.

3.4.3 Ước lượng suất sinh lợi của giáo dục theo các tính chất quan sát

Bây giờ, chúng ta sẽ tiếp tục xem xét suất sinh lợi của giáo dục có sự khác biệt như thế nào theo các đặc điểm: giới tính, cá nhân là cán bộ công chức, địa bàn, ngành kinh tế, loại hình kinh tế và trình độ học vấn . Các biến giả được đưa vào hàm hồi qui tích hợp với biến S sẽ cho chúng ta giá trị ước lượng suất sinh lợi của giáo dục theo từng đặc điểm. Phụ lục 2.3 trình bày chi tiết các báo cáo hồi qui ước lượng các hệ số với việc sử dụng các biến giả biểu thị cho các tính chất quan sát.

3.4.3.1 Ước lượng hệ số theo các đặc điểm giới tính, chức nghiệp và địa bàn

Kết quả hồi qui cho thấy rằng các đặc điểm về giới tính, chức nghiệp và địa bàn làm việc có tương quan mạnh về mặt kinh tế và về mặt thống kê đối với thu nhập khi tính đến sự khác biệt của số năm đi học, kinh nghiệm và số giờ làm việc.

Nếu những yếu tố khác không đổi, việc đi học đem lại suất sinh lợi cho nữ giới là 6,96% và cho nam giới là 7,76% (cao hơn nữ giới 11%). Cán bộ, công chức trong khu vực Nhà nước có mức gia tăng tiền lương theo số năm đi học được ước lượng là 7,53%, cao hơn so với người lao động lao động khác (6,29%) đến 19,7%.

Bảng 3.6 Các hệ số ước lượng theo giới tính, chức nghiệp và địa bàn

Cỡ mẫu : 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng tính đến thời điểm khảo sát.

Biến phụ thuộc :		ln (tổng tiền lương của số tháng làm việc), ln(Y)					
Biến giải thích :		Số năm đi học	Kinh nghiệm	Kinh nghiệm bình phương	ln(số giờ làm việc)	Tung độ gốc	R ² hiệu chỉnh
		S	T	Tsq	ln(H)	C	
		Hệ số của biến giải thích					
Chung		0,0740	0,0404	-0,0007	0,7874	1,9751	0,4280
Theo tính chất quan sát							
Giới tính							
Nam	(3.523)	0,0776	0,0396	-0,0007	0,7857	1,9929	0,4310
Nữ	(2.123)	0,0696					
Chức nghiệp							
Cán bộ công chức	(1.443)	0,0753	0,0372	-0,0007	0,7986	1,9912	0,4341
Khác	(4.203)	0,0629					
Địa bàn							
Thành thị	(2.247)	0,0789	0,0377	-0,0007	0,7430	2,4118	0,4503
Nông thôn	(3.399)	0,0569					
Miền Bắc	(2.361)	0,0679	0,0399	-0,0007	0,7877	1,9622	0,4367
Miền Nam	(3.285)	0,0811					
Thủ đô Hà Nội	(294)	0,0884					
Tp. Hồ Chí Minh	(382)	0,1091	0,0418	-0,0008	0,7511	2,2600	0,4595
Các tỉnh/thành khác	(4970)	0,0668					

Số quan sát trong dấu ngoặc đơn.

Nguồn: Tính toán, tổng hợp kết quả hồi qui của tác giả. Sử dụng số liệu KSMS 2004.

Làm việc ở thành thị, người lao động có thu nhập tăng thêm 7,89% khi tăng thêm một năm đi học, khá cách biệt so với người làm việc ở nông thôn, chỉ có 5,69%. Khi xem xét với đặc điểm về miền địa lý, suất sinh lợi của việc đi học đối với người làm việc ở miền Nam là 8,11%, cao hơn ở miền Bắc: 6,79%; đối với người làm việc ở Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh, mức gia tăng thu nhập từ việc

đi học lần lượt là 8,84% và 10,91% trong khi ở các tỉnh/ thành phố còn lại của đất nước có mức chung là 6,68%.

3.4.3.2 Ước lượng hệ số theo ngành kinh tế và loại hình kinh tế

Ngành kinh tế được đề cập chung là nông nghiệp và phi nông nghiệp ; Các loại hình kinh tế bao gồm : làm cho hộ gia đình khác, kinh tế tập thể, kinh tế nhà nước, kinh tế tư nhân và kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài (ĐTNN).

Bảng 3.7 Các hệ số ước lượng theo ngành kinh tế và loại hình kinh tế

Cỡ mẫu : 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng tính đến thời điểm khảo sát.

Biến phụ thuộc :		ln (tổng tiền lương của số tháng làm việc), ln(Y)					
Biến giải thích :	Số năm đi học	Kinh nghiệm	Kinh nghiệm bình phương	ln(số giờ làm việc)	Tung độ gốc	R ² hiệu chỉnh	
	S	T	Tsq	ln(H)	C		
Hệ số của biến giải thích							
Chung	0,0740	0,0404	-0,0007	0,7874	1,9751	0,4280	
Ngành kinh tế							
1 Nông nghiệp (836)	0,0410				2,0941		
2 Phi nông nghiệp (4.810)	0,0776	0,0408	-0,0007	0,7920	1,9062	0,4320	
Loại hình kinh tế							
Loại hình khác (3.109)	0,0701						
1 Kinh tế tập thể (122)	0,0232	0,0386	-0,0007	0,7591	2,3334	0,4521	
2 Làm cho hộ khác (2.415)	0,0449						
3 Kinh tế nhà nước (2.168)	0,0690						
4 Kinh tế tư nhân (694)	0,0706						
5 Kinh tế có vốn ĐTNN (247)	0,0929	0,0406	-0,0008	0,7439	2,4194	0,4554	
Loại hình khác (2.537)	0,0441						

Số quan sát trong dấu ngoặc đơn.

Nguồn: Tính toán, tổng hợp kết quả hồi qui của tác giả. Sử dụng số liệu KSMS 2004.

Làm việc phi nông nghiệp, người lao động có được suất sinh lợi từ việc đi học là 7.764%. Còn ở các ngành kinh tế nông nghiệp, tăng thêm một năm đi học chỉ làm tăng 4.10%, thấp hơn nhiều so với làm việc ở các ngành phi nông nghiệp.

Kết quả hồi qui cho thấy, suất sinh lợi của việc đi học đối với cá nhân làm thuê thuộc loại hình kinh tế tập thể là thấp hơn cả, chỉ có 2.32% .Trường hợp làm thuê

cho hộ gia đình khác, suất sinh lợi của giáo dục cao hơn loại hình kinh tế tập thể và là 4.49%. Đối với loại hình kinh tế nhà nước, suất sinh lợi của giáo dục là 6.90% , không khác nhiều loại hình kinh tế tư nhân – 7.06%. Cá nhân làm việc ở loại hình kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài có được mức tăng thu nhập đến 9.29% khi tăng thêm một năm đi học, đây là suất sinh lợi cao nhất so với các loại hình kinh tế khác.

3.4.3.3 Ước lượng hệ số theo trình độ học vấn

Bảng 3.8 Các hệ số ước lượng theo trình độ học vấn

Cỡ mẫu : 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng tính đến thời điểm khảo sát.

Biến phụ thuộc :		ln (tổng tiền lương của số tháng làm việc), ln(Y)					
Biến giải thích :		Số năm đi học	Kinh nghiệm	Kinh nghiệm bình phương	ln(số giờ làm việc)	Tung độ gốc	R ² hiệu chỉnh
		S	T	Tsq	ln(H)	C	
		Hệ số của biến giải thích					
Chung		0,0740	0,0404	-0,0007	0,7874	1,9751	0,4280
Bảng cấp giáo dục, đào tạo							
	Có bằng cấp (4.887)	0.0874					
1	Không có bằng cấp (759)	0.0303	0.0415	-0.0008	0.8013	1.7101 2.0901	0.4365
2	Tiểu học (1.240)	0.0630					
3	THCS (1.313)	0.0487					
4	THPT (753)	0.0602	0.0392	-0.0007	0.8050	1.9543	0.4424
	Trường hợp khác (2.340)	0.0728					
	THPT trở xuống (4.065)	0.0493					
5	THCN và dạy nghề (778)	0.0596					
6	Cao đẳng (246)	0.0729	0.0396	-0.00074	0.8063	2.0066	0.4451
7	Đại học (542)	0.0747					
9	Thạc sĩ, Tiến sĩ (15)	0.0868					

Số quan sát trong đầu ngực đơn. Các hệ số ước lượng có mức ý nghĩa 1%

Nguồn: Tính toán, tổng hợp kết quả hồi qui của tác giả. Sử dụng số liệu KSMS 2004.

Nếu các yếu tố khác được cố định, đối với người lao động không có bằng cấp giáo dục, đào tạo (mặc dù thậm chí có thể đã có thời gian đi học đến 5 năm), một năm đi học chỉ làm tăng 3,03% mức thu nhập cá nhân. Trong mẫu khảo sát, có đến 81% cá nhân không có bằng cấp làm thuê cho hộ gia đình khác.

Bằng chứng thực nghiệm cho thấy rằng, giáo dục đại học đem lại cho người lao động mức gia tăng thu nhập cao hơn cả: 7,29% đối với trình độ Cao đẳng ; 7,47% đối với trình độ Đại học ; và cao nhất là 8,68% đối với học hàm Thạc sĩ và Tiến sĩ. Trường hợp chỉ có bằng tốt nghiệp THPT và trường hợp có bằng đào tạo nghề (THCN và dạy nghề) có mức gia tăng thu nhập là như nhau: 6%.

Tương tự như phân tích mô tả thống kê ở phần 2.3.2: mức gia tăng thu nhập của người có bằng tiểu học (6,3%) cao hơn người chỉ có bằng tốt nghiệp THCS (4,87%). Điều này có thể được lý giải khi ta xem xét đến các giá trị tính toán thống kê đối với mẫu khảo sát: có đến 70% cá nhân có bằng tiểu học và 54% cá nhân có bằng THCS làm thuê cho hộ gia đình khác và làm thuê loại hình kinh tế tập thể, có mức lương theo giờ như nhau và thấp nhất so với các loại hình kinh tế khác²⁵. Ở các loại hình kinh tế này, người lao động thường đảm nhận các công việc lao động phổ thông, sự gia tăng mức lương phụ thuộc nhiều vào những thể chất phù hợp đối với công việc như: thể lực, tính cần cù chịu khó, hơn là số năm đi học. Bằng chứng này cho thấy, nếu dừng việc tập khi chỉ có trình độ học vấn THCS, người lao động sẽ chỉ nhận được mức gia tăng tiền lương thấp, và như vậy là kém hiệu quả khi xét đến các chi phí bằng tiền và thời gian đã bỏ ra cho việc đi học.

²⁵ Xem bảng 2.9 trong nghiên cứu này.

Tóm tắt chương 3

Mục tiêu của Chương 3 là ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam bằng phương pháp kinh tế lượng, dựa trên mô hình hàm thu nhập Mincer và sử dụng số liệu KSMS 2004.

Mẫu được chọn từ KSMS 2004 với tiêu chí chung: các quan sát trong độ tuổi lao động, làm thuê để nhận tiền lương, tiền công. Các mẫu được xem xét cho mô hình hồi qui gồm: mẫu 1 với 3457 quan sát làm việc trọn cả 12 tháng, mẫu 2 gồm 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng, và mẫu chung gồm 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng, tính đến thời điểm khảo sát (xem bảng 3.1).

Việc tính toán các biến số phụ thuộc và độc lập cho mô hình hồi qui đều dựa trên nguồn số liệu KSMS 2004 với mẫu được chọn lựa. Riêng đối với biến giải thích S – số năm đi học, tác giả đề nghị sử dụng bảng 3.3 để tính toán, căn cứ vào hệ thống giáo dục ở Việt Nam có nhiều thay đổi qua các thời kỳ lịch sử.

Với hàm thu nhập Mincer cơ sở (biến giải thích chỉ gồm số năm đi học, kinh nghiệm và kinh nghiệm bình phương), kết quả ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam tương ứng các trường hợp xem xét biến phụ thuộc là logarithm của mức lương theo năm, mức lương theo tháng và mức lương theo giờ lần lượt là 7,81%; 7,64% và 7,18%. Các hệ số ước lượng đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; các biến độc lập giải thích được 23% đến 24% sự thay đổi của thu nhập (xem bảng 3.5).

Với hàm thu nhập Mincer mở rộng, bằng việc thêm vào biến giải thích $\ln(M$ -số tháng làm việc) hoặc biến giải thích $\ln(H$ -số giờ làm việc) và sử dụng mẫu 2 để hồi qui với biến phụ thuộc là $\ln(Y$ -tổng tiền lương trong 12 tháng), suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam được ước lượng lần lượt là 7,5% và 7,4%. Các hệ số đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; các biến giải thích đã giải thích được sự thay đổi của thu nhập đến 33% khi thêm vào biến $\ln(M)$ – hàm hồi qui (3.4), và 43% khi thêm vào biến $\ln(H)$ – hàm hồi qui (3.5) (xem mục 3.4.2 và bảng 3.6).

Kết quả của nghiên cứu đã ước lượng được suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam năm 2004 là 7,4% có vẻ như không khác biệt nhiều so với năm 2002: 7,32% (Xuân Thành [2006]), tuy nhiên cũng có thể kết luận rằng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam có xu hướng tăng dần theo thời gian khi xem xét đến những năm trước đó: năm 1992-93 là 2,9% và năm 1997-98 là 5,0% (Gallup [2004]).

Nghiên cứu này tiếp tục xem xét với hàm thu nhập Mincer mở rộng (3.5) để khảo sát sự khác biệt suất sinh lợi của giáo dục theo các tính chất quan sát với kỹ thuật sử dụng các biến giả (bảng 3.4). Sự khác biệt về suất sinh lợi của giáo dục đối với người lao động làm thuê khi có sự khác biệt các tính chất (các bảng 3.7, bảng 3.8 và bảng 3.9) được nghiên cứu này ghi nhận như sau:

- Giới tính: *Nam 7,76%; Nữ 6,96%*.
- Làm việc công: *Cán bộ công chức 7,53%; cá nhân khác 6,29%*.
- Địa bàn: *Thành thị 7,89%; Nông thôn 5,69%;
Miền Bắc 6,79%; Miền Nam 8,11%;
Hà Nội 8,84%; thành phố Hồ Chí Minh 10,91%; tỉnh khác 6,68%*.
- Trình độ học vấn: *Không có bằng cấp 3,03%; Tiểu học 6,3%; THCS 4,87%;
THPT 6,02%; Đào tạo nghề 5,96%; Cao đẳng 7,29%; Đại học 7,47%; học hàm Thạc sĩ và Tiến sĩ 8,68%*.
- Ngành kinh tế: *Nông nghiệp 4,10%; Phi nông nghiệp 7,76%*.
- Loại hình kinh tế: *Làm cho hộ khác 4,49%; Kinh tế tập thể 2,32%; Kinh tế nhà nước 6,9%; Kinh tế tư nhân 7,06%; Kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài 9,29%*.

Việc phân tích các sự khác biệt này được trình bày chi tiết ở mục 3.4.3.

Tất cả các báo cáo hồi qui và kiểm định với phần mềm Eviews được trình bày ở phụ lục 2.

KẾT LUẬN

1. Kết luận của nghiên cứu

Bộ số liệu KSMS 2004 cho chúng ta một mẫu lớn gồm các quan sát đại diện cho cả nước, do vậy kết quả nghiên cứu cho phép kết luận với phạm vi quốc gia.

Bằng phương pháp mô tả thống kê, chúng ta đã tính được tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục trong thu nhập là 4,7% ở mức chung cả nước. Ở các nhóm nghèo, tỷ lệ này cao nhất: 5,7%, trong khi ở nhóm giàu nhất tỷ lệ này chỉ gần 4% (xem bảng 2.6). Tỷ lệ chi tiêu này được so sánh với mức gia tăng tiền lương khi tăng thêm một trình độ học vấn. Mức gia tăng tiền lương thấp nhất là 5,55% khi so sánh bậc tiểu học với bậc THCS, cao hơn tỉ lệ chi tiêu cho giáo dục trong thu nhập ở mức chung. Khi tăng thêm mỗi một trình độ học vấn khác, tiền lương gia tăng với mức từ 15% trở lên, cao hơn nhiều so với tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục trong thu nhập (xem bảng 2.7). Các số liệu tính toán thống kê đã cho thấy một cách khái quát sự hiệu quả của đầu tư cho giáo dục ở Việt Nam.

Với mô hình hồi qui hàm thu nhập Mincer mở rộng được kiểm định là phù hợp với mẫu (biến phụ thuộc là $\ln(Y)$ - *logarithm(tổng thu nhập trong năm)* và thêm biến giải thích $\ln(H)$ - *logarithm(số giờ làm việc trong năm)* vào hàm thu nhập cơ sở), chúng ta ước lượng được suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam năm 2004: một năm đi học đem lại mức gia tăng thu nhập 7,4% (bảng 3.6). Khi so sánh với các bằng chứng thực nghiệm, ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam vào các năm 1992-93: 2,9%; 1997-98: 5% và 2002: 7,32% (bảng 2.10 và bảng 2.11), chúng ta thấy suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam có xu hướng tăng theo thời gian. Tuy nhiên suất sinh lợi này vẫn còn thấp so với giá trị ước lượng 9,6% cho các nước châu Á đang phát triển (bảng 1.1)

Mức gia tăng tiền lương này có sự khác biệt khi xem xét đến các tính chất quan sát. Mức gia tăng tiền lương của lao động nam giới cao hơn nữ giới 11,42% , mức gia tăng này giảm đi so với kết quả ước lượng năm 2002: 16,79% (Xuân

Thành [2006]). Cán bộ công chức có mức tăng tiền lương cao hơn những lao động khác 19,66% (bảng 3.7). Điều này được giải thích là do hầu hết cán bộ công chức có trình độ học vấn từ tốt nghiệp THPT trở lên. Mặt khác, trong khu vực Nhà nước, cán bộ công chức được xếp với các mức lương khác nhau và các hệ số tăng mức lương theo ngạch, bậc cũng khác nhau, được căn cứ theo trình độ học vấn khi bắt đầu làm việc và thâm niên công tác.

Làm việc ở thành thị, người lao động có thu nhập tăng thêm 7,89% khi tăng thêm một năm đi học, khá cách biệt so với người làm việc ở nông thôn, chỉ có 5,69%; Mức gia tăng thu nhập từ việc đi học đối với người làm việc ở Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh lần lượt là 8,84% và 10,91% – cao hơn hẳn so với các tỉnh/thành phố còn lại của đất nước: 6,68%. Một năm đi học làm gia tăng mức thu nhập nhiều hơn cả trong thị trường lao động ở Hà Nội và ở thành phố Hồ Chí Minh, điều này giải thích sức hút mãnh liệt của các địa bàn này đối với những người đi tìm việc làm, nhất là thành phố Hồ Chí Minh, đối với lao động có kỹ năng hoặc có trình độ học vấn cao (bảng 3.7).

Làm việc phi nông nghiệp, người lao động có được suất sinh lợi từ việc đi học là 7.764%, cao hơn gần 2 lần so với mức gia tăng tiền lương 4,10% khi làm thuê trong các ngành kinh tế nông nghiệp. Lao động trong loại hình kinh tế tư nhân và kinh tế nhà nước có mức gia tăng tiền lương như nhau : 7%. Mức gia tăng này thấp hơn lao động ở loại hình kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài (9,29%) là 31,5% nhưng cao hơn lao động ở các loại hình kinh tế còn lại: làm cho hộ khác và kinh tế tập thể (4,41%) đến 58,73% (bảng 3.8).

Khi xét theo trình độ học vấn, kết quả hồi qui cho ta bằng chứng định lượng về sự khác biệt của mức gia tăng thu nhập từ việc đi học, theo các trình độ học vấn của người lao động thể hiện qua các bằng cấp giáo dục đào tạo mà họ đạt được. Nếu các yếu tố khác không đổi, suất sinh lợi từ việc đi học đối với người lao động không có bằng cấp giáo dục, đào tạo (mặc dù thậm chí có thể đã có thời gian đi học đến 5 năm), một năm đi học chỉ làm tăng 3,03% mức thu nhập cá nhân; Mức gia tăng tiền

lương của người có trình độ học vấn tốt nghiệp THCS là 4.87%, thấp nhất so với những lao động có trình độ học vấn khác (bảng 3.9). Nếu như họ có khả năng tiếp tục bỏ ra chi phí thêm ba năm cho bậc học THPT hay đào tạo nghề sẽ nhận được suất sinh lợi cao hơn: 6%, mức lương sẽ được cải thiện đáng kể. Đây là một gợi ý không chỉ cho cá nhân, gia đình mà cho cả những nhà hoạch định chính sách.

Giáo dục đại học đem lại suất sinh lợi cao (bảng 3.9): đối với người tốt nghiệp Cao đẳng, Đại học và các học hàm Thạc sĩ – Tiến sĩ lần lượt là 7,29% ; 7,47% và 8,68%. Như vậy, cho dù là mức thu nhập trong năm đầu tiên bắt đầu làm việc sau khi không còn đi học của mọi trình độ học vấn là như nhau thì càng về những năm tiếp theo sau, những người có trình độ học vấn giáo dục đại học sẽ có mức thu nhập “đuổi kịp” và ngày càng vượt xa hơn những người có bằng cấp giáo dục phổ thông hay giáo dục nghề nghiệp.

Mô hình hàm thu nhập Mincer cho phép chúng ta định lượng được hiệu quả của giáo dục. Mặc dù mô hình bỏ qua các yếu tố khác biệt bẩm sinh của cá nhân có tác động đến mức gia tăng tiền lương, nhưng vẫn có ý nghĩa kinh tế với kết quả định lượng bằng phương pháp kinh tế lượng, giúp những gợi ý chính sách khi so sánh theo thời gian trong một quốc gia và giữa các quốc gia với nhau.

2. Một số gợi ý chính sách

Suất sinh lợi của việc đi học ở khu vực nông thôn (5,69%), làm thuê nông nghiệp (4,1%) còn ở mức thấp: trình độ học vấn đem lại mức gia tăng tiền lương không cao. Điều này được giải thích là do trình độ nông nghiệp nước ta còn lạc hậu, cho nên khu vực này sử dụng chưa hiệu quả người lao động có các trình độ học vấn cao, do vậy chưa khuyến khích việc đi học nâng cao trình độ tri thức. Thực hiện công nghiệp hóa nông nghiệp, nông thôn sẽ giải quyết được vấn đề này, làm gia tăng suất sinh lợi của giáo dục cho lao động làm thuê nông nghiệp – nông thôn.

Thu nhập ở các vùng, miền là không giống nhau và chỉ tiêu cho giáo dục của hộ gia đình cũng khác nhau. Các hộ gia đình ở các vùng Bắc Trung bộ, Duyên hải Nam Trung bộ và Tây Nguyên có tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục trong thu nhập của hộ gia đình là cao hơn cả: trên 6%, cao hơn mức chung cả nước (bảng 2.6). Sẽ hợp lý hơn khi chi tiêu của Chính phủ đầu tư cho giáo dục tránh tình trạng “chia đều” cho các địa phương, và các chính sách cần chú ý nhiều hơn đến đầu tư cho giáo dục ở các vùng này.

Từ các số liệu kết quả nghiên cứu, chúng ta thấy rằng nếu người lao động dừng việc học ở trình độ học vấn THCS để đi làm thuê thì đầu tư cho giáo dục cho trường hợp này là kém hiệu quả. Nếu tiếp tục đầu tư theo học bậc học cao hơn sẽ nhận được suất sinh lợi nhiều hơn. Sớm phổ cập giáo dục cho đến bậc THCS và THPT sẽ giúp hộ gia đình, nhất là gia đình nghèo, có thể đạt đến trình độ học vấn cao hơn và từ đó có thể nhận được mức gia tăng tiền lương cao hơn, góp phần cải thiện mức sống cá nhân và hộ gia đình. Phổ cập giáo dục miễn phí đến bậc trung học cùng với chính sách hỗ trợ giáo dục đối với hộ gia đình nghèo sẽ là nhóm chính sách tốt về đầu tư cho giáo dục và có hiệu quả, đem lại lợi ích cho cả cá nhân, gia đình và xã hội.

Giáo dục đại học đem lại suất sinh lợi cao cho cá nhân và xã hội. Tuy nhiên, chi phí cho bậc học Cao đẳng hay Đại học (học phí, sách vở, tài liệu, thuê phòng trọ

và các khoản chi tiêu khác) cao hơn nhiều so với bậc trung học. Chi phí này là rào cản lớn đối với người có năng lực học tập nhưng không có đủ “năng lực tài chính” đầu tư cho việc đi học của mình. Nguồn vốn nhân lực quốc gia và suất sinh lợi của giáo dục gia tăng hơn khi Chính phủ có các chính sách tài trợ, cho sinh viên nghèo vay không lãi suất bên cạnh các chính sách nâng cao chất lượng giáo dục đồng bộ ở mọi cấp, bậc học.

Một đội ngũ giáo viên, giảng viên giỏi cả về kiến thức chuyên môn và khả năng sư phạm chắc chắn sẽ đem lại những “sản phẩm” tốt đó là những lớp học sinh, sinh viên đủ bản lĩnh theo đuổi những bậc đào tạo cao hơn. Chú ý vào đội ngũ này sẽ là chiến lược lâu dài, bền bỉ và luôn luôn đem lại hiệu quả cao cho nền giáo dục nước nhà. Chính phủ cần xây dựng chính sách bảo đảm cho việc hoạt động và sinh hoạt của Thầy, Cô giáo, của các nhà khoa học được thuận lợi để họ được toàn tâm, toàn ý cho sự nghiệp giáo dục. Bên cạnh đó, cần thiết xác lập những tiêu chí yêu cầu đối với người làm công tác giảng dạy, và cần đặc biệt quan tâm đến việc xác lập những tiêu chí đào tạo và chọn lựa *kỹ sư tâm hồn* đảm trách nhiệm vụ đào tạo nhân tài tương lai cho đất nước.

3. Những đề xuất nghiên cứu

Khi dựa trên hàm thu nhập Mincer để nghiên cứu thực nghiệm, biến giải thích quan trọng cần xác định là số năm đi học: hệ số của biến giải thích này cho chúng ta giá trị ước lượng suất sinh lợi của giáo dục – mục tiêu mà nghiên cứu hướng đến. Tuy nhiên, khi căn cứ hệ thống giáo dục ở Việt Nam có nhiều thay đổi qua các thời kỳ lịch sử và dữ liệu thông tin từ KSMS 2004, trong nghiên cứu này, tác giả đã đề xuất phương án tính toán số năm đi học dựa vào những lập luận chủ quan (mục 3.3.2.1) có thể khác biệt so với các nghiên cứu trước đây. Sẽ tốt hơn cho việc nghiên cứu suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam khi việc tính toán số năm đi học được nhất quán trong các nghiên cứu.

Từ năm 2002 đến năm 2010, cứ mỗi 2 năm (vào những năm chẵn), Tổng cục Thống kê lại tiến hành khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam. Vào giữa năm 2008, Tổng cục Thống kê đã công bố số liệu *Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2006* (KSMS 2006). Do thời gian có hạn và do năng lực tác giả còn hạn chế nên chưa đồng thời nghiên cứu với cả hai năm 2004 và 2006. Để có thể đo lường được mức độ hiệu quả của giáo dục và chiều hướng thay đổi của nó theo thời gian đồng thời so sánh với các nước đang phát triển và phát triển để từ đó đem lại những gợi ý tốt về mặt chính sách, cần tiếp tục nghiên cứu định lượng: ước lượng suất sinh lợi của giáo dục ở Việt Nam với số liệu KSMS 2006 và số liệu của các năm tiếp theo./.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu tham khảo tiếng Việt

Bộ Luật Giáo dục của Việt Nam (2005), các điều 26; 31 và 38

Bộ Luật Lao động của Việt Nam (2003), các điều 120 và 145

Bộ Tài chính, *Số liệu Ngân sách nhà nước*,

<http://www.mof.gov.vn/Default.aspx?tabid=5271> (truy cập ngày 11/12/2008)

Nguyễn Trung Anh (biên dịch) (2000), *Kinh tế học Lao động*, Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.

Phạm Trí Cao và Vũ Minh Châu (2006), *Kinh tế lượng ứng dụng*, Nxb Lao động Xã hội, thành phố Hồ Chí Minh.

Trương thị Kim Chuyên, Thái Thị Ngọc Dung và Bạch Hồng Việt (1999), “Yếu tố ảnh hưởng đến đi học cấp II”, tr.120, Dominique Haughton, Jonathan Haughton, Sarah Bales, Trương thị Kim Chuyên, Nguyễn Nguyệt Nga, Hoàng Văn Kinh (1999), *Hộ gia đình Việt Nam nhìn qua phân tích định lượng*, Nxb Chính trị Quốc gia, Hà Nội

Nguyễn Quang Dong (2002), *Kinh tế lượng với sự trợ giúp của phần mềm Eviews*, Nxb Khoa học và Kỹ thuật, Hà Nội.

Nguyễn Xuân Thành (2006), *Ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam: Phương pháp khác biệt trong khác biệt*, Học liệu mở của FETP, Trường ĐH Kinh Tế tp.HCM.
http://www.fetp.edu.vn/index.cfm?rframe=/research_casestudy/research_caseintrov.htm (truy cập ngày 14/3/2008)

Tổng cục Thống kê (2006), *Kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004*, Hà Nội.

Tổng cục Thống kê, *Điều tra mức sống hộ gia đình năm 2004*.

<http://www.gso.gov.vn/default.aspx?tabid=444&idmid=4> (truy cập ngày 16/4/2008)

Tài liệu tham khảo tiếng Anh

Beker, S. Gary (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, The University of Chicago Press.

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

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

<http://books.google.com/books?id=jRSuIH1tVqEC&printsec=frontcover&hl=vi#PPA63,M1>

(truy cập ngày 16/3/2008)

Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earning*, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press .

Mincer, Jacob (1989), *Human Capital Responses to Technological Change in the Labor Market*, National Bureau of Economic Research Working Paper No.3207,

http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=226714 (truy cập ngày 28/3/2008).

OECD (1998), *Human Capital Investment- An International Comparison*, Paris: OECD

Psacharopoulos, George (1993), “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, 22(9), The World Bank.

PHỤ LỤC

Phụ lục 1

Các bảng câu hỏi trích từ KSMS 2004

Phụ lục 1 trình bày các bảng câu hỏi có liên quan đến số liệu cung cấp cho việc thực hiện đề tài nghiên cứu, có nguồn từ Tổng cục Thống kê trong cuộc Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004. Các mục được lược trích gồm :

- Thông tin quản lý ;
- Mục 1 – phần a : Danh sách thành viên hộ gia đình ;
- Mục 2 : Giáo dục, đào tạo và dạy nghề ;
- Mục 4 – phần a : Thu nhập – Tình trạng việc làm



KHẢO SÁT MỨC SỐNG HỘ GIA ĐÌNH LÀ VIỆC LÀM ÍCH NƯỚC LỢI NHÀ

Thông tin thu được từ hộ gia đình tuyệt đối được giữ kín, không sử dụng cho mục đích khác, mà chỉ dùng làm cơ sở cho Nhà nước nghiên cứu, xây dựng chính sách kinh tế - xã hội, nhằm ổn định và nâng cao mức sống nhân dân, trong đó có mức sống của mỗi gia đình.

TỔNG CỤC THỐNG KÊ



những điều ghi trên
phiếu được giữ kín

Tổng cục thống kê
Khảo sát mức sống hộ gia đình năm 2004

Thu nhập và chi tiêu

Phiếu số

/

Phiếu phỏng vấn hộ

Tỉnh/ Thành phố.....
Huyện/ Quận / Thị xã.....
Xã/ Phường/ Thị trấn.....
Địa bàn khảo sát.....
Khu vực (Thành thị:.....1; nông thôn:.....2)
Họ tên chủ hộ (chữ in hoa).....
Dân tộc của chủ hộ.....
Địa chỉ :.....
Có dùng phiên dịch? (có:.....1; không:.....2)
Họ và tên điều tra viên.....
Họ và tên đội trưởng.....

KSMS 2004

Hộ số		

Hộ số

Mã số

Mã số

ĐTMS 2002

Quý		

Quý

Ngày...tháng...năm 2004

Đội trưởng
(Ký tên)

Ngày.....tháng.....năm 2004

Điều tra viên
(Ký tên)

Phụ lục 2

Báo cáo kết quả hồi qui và kiểm định

Những vấn đề chung

1. Lựa chọn mô hình

Trong mô hình hồi qui tuyến tính bội, khi *hệ số xác định* R^2 lớn hơn cho chúng ta biết mô hình hồi qui “tốt hơn”, nhưng chúng ta cần cảnh giác về ý nghĩa “tốt hơn” này. Sẽ là sai lầm khi đánh giá một mô hình chỉ trên cơ sở giá trị R^2 , bởi vì khi bổ sung thêm các biến giải thích vào mô hình hồi qui sẽ làm gia tăng giá trị R^2 (cho dù những biến hồi qui này không phù hợp), nhưng sự gia tăng này sẽ chịu sự đánh đổi bằng sự giảm chính xác của những ước lượng. Khi so sánh hai mô hình hồi qui bội có số biến giải thích khác nhau chúng ta không thể sử dụng hệ số này.

Chúng ta hãy xem xét đến hệ số R^2 *điều chỉnh* (*Adjusted R-squared*). Khi tăng thêm biến giải thích vào mô hình hồi qui, giá trị của hệ số này có thể được cải thiện, cũng có thể không thay đổi hoặc thậm chí có thể giảm đi. Hệ số R^2 *điều chỉnh* sẽ cân đối giữa sự gia tăng sức mạnh giải thích được đóng góp bởi một biến giải thích bổ sung với sự giảm mức chính xác khi sử dụng thông tin để ước lượng hệ số của biến giải thích bổ sung này. Hệ số R^2 *điều chỉnh* có thể sử dụng để so sánh hai mô hình hồi qui có số biến giải thích khác nhau.

Ngoài ra, hai tiêu chuẩn phổ biến khác mà phần mềm Eviews cho chúng ta biết đó là *Tiêu chuẩn thông tin Akaike* (*Akaike info criterion – AIC*) và *Tiêu chuẩn Schwarz* (*Schwarz criterion*). Khi sử dụng các tiêu chuẩn này để so sánh các mô hình khác nhau, mô hình nào có giá trị những tiêu chuẩn này thấp hơn sẽ được ưu tiên hơn khi lựa chọn. Tiêu chuẩn Schwarz có tác dụng so sánh các mô hình đơn giản, AIC thì thích hợp trong phân tích chuỗi thời gian.

2. Kiểm định

Khi kiểm định mức độ ý nghĩa chung của mô hình, giả thiết “không” (H_0) cho rằng mô hình không có sức mạnh giải thích được hiểu là tất cả các hệ số hồi qui riêng (các tham số độ dốc) đều bằng không (0). Trị thống kê kiểm định đối với giả

thiết này là F_c . Nguyên tắc ra quyết định: Bác bỏ giả thiết H_0 khi giá trị thống kê F có p-value nhỏ hơn mức ý nghĩa cho trước.

Ta có thể dùng kiểm định Wald (*Wald Test*) để xem xét, tìm mô hình hồi qui tốt nhất bằng cách bổ sung thêm từng biến giải thích và liệu rằng biến giải thích bổ sung có làm tăng mức ý nghĩa chung của mô hình hay không. Trong trường hợp này, ta chỉ cần thực hiện kiểm định Wald đối với hệ số của biến giải thích bổ sung vào mô hình. Giả thiết H_0 bị bác bỏ khi p-value của thống kê F nhỏ hơn mức ý nghĩa cho trước, khi đó ta có thể quyết định rằng, việc tăng thêm biến giải thích thì mô hình gia tăng sức mạnh giải thích.

Trường hợp kiểm định ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi qui (kiểm định rằng biến giải thích có thực sự ảnh hưởng đến biến phụ thuộc hay không; nói cách khác là hệ số hồi qui có ý nghĩa thống kê hay không), ta có thể sử dụng giá trị p-value của thống kê t trong báo cáo hồi qui của Eviews. Nếu p-value nhỏ hơn mức ý nghĩa cho trước thì ta bác bỏ giả thiết “không” và quyết định rằng hệ số hồi qui có ý nghĩa thống kê.

3. Điều chỉnh tác động của hiện tượng phương sai của sai số thay đổi

Số liệu sử dụng cho mô hình hồi qui từ nguồn KSMS 2004 cho phép chúng ta sử dụng mẫu lớn với hàng ngàn quan sát. Với mẫu lớn như vậy sẽ tồn tại các *outlier* (một giá trị có thể rất nhỏ hoặc rất lớn so với các giá trị quan sát khác trong mẫu). Các giá trị tính toán thống kê dưới đây sẽ giúp chúng ta hình dung vấn đề này.

Tính toán các giá trị thống kê

	Ln(thu nhập), ln(Y)	Số năm đi học, S	Kinh nghiệm, T	Kinh nghiệm bình phương, Tsq	Ln(số giờ làm việc, ln(H))
Trung bình	9,03	9,34	18,69	467,05	7,56
Số trung vị	9,06	9,00	18,00	324,00	7,66
Số lớn nhất	11,78	21,00	53,00	2809,00	8,59
Số nhỏ nhất	5,70	0,00	-2,00	0,00	4,16
Sai số chuẩn	0,72	4,19	10,85	453,99	0,37
Số quan sát	5.646	5.646	5.646	5.646	5.646

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu KSMS 2004

Mặt khác, hàm thu nhập Mincer có dạng là một đa thức bậc hai của biến *kinh nghiệm* (T), nghĩa là có sự tương quan cao giữa các biến độc lập *kinh nghiệm* (T) và *kinh nghiệm bình phương* (Tsq) như chúng ta thấy ở bảng tính toán hệ số tương quan giữa các biến dưới đây.

Tính toán hệ số tương quan

	ln(Y)	S	T	Tsq	ln(H)
ln(Y)	1,0000	0,4733	0,0145	-0,0336	0,4842
S	0,4733	1,0000	-0,2380	-0,2335	0,1894
T	0,0145	-0,2380	1,0000	0,9604	-0,1180
Tsq	-0,0336	-0,2335	0,9604	1,0000	-0,1359
ln(H)	0,4842	0,1894	-0,1180	-0,1359	1,0000

Nguồn : Tính toán của tác giả từ số liệu KSMS 2004

Những vấn đề này có thể dẫn đến tình trạng phương sai của nhiễu có sự thay đổi khi ước lượng các hệ số trong mô hình hồi qui hàm thu nhập Mincer, vi phạm giả thiết của mô hình hồi qui tuyến tính là phương sai của nhiễu đồng đều (hàm mật độ xác suất đồng nhất). Khi có hiện tượng phương sai thay đổi, hậu quả là :

- Các ước lượng bằng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường OLS (Ordinary Least Squares) tuy vẫn còn những tính chất là những ước lượng tuyến tính không chệch, nhưng không còn là ước lượng hiệu quả nữa (ước lượng có phương sai bé nhất).

- Việc dùng thống kê t và F để kiểm định giả thiết không còn đáng tin cậy.

- Kết quả dự báo sẽ không còn hiệu quả khi sử dụng các ước lượng OLS có phương sai không nhỏ nhất, nghĩa là nếu sử dụng các ước lượng tìm được bằng phương pháp khác mà chúng không chệch và có phương sai nhỏ hơn các ước lượng OLS thì kết quả dự báo sẽ tốt hơn.

Trong phần mềm Eviews 5.1, có thể điều chỉnh tác động của hiện tượng phương sai thay đổi làm cho các trị thống kê kiểm định t và F trở nên tin cậy và các ước lượng có hiệu quả. Chúng ta sẽ thực hiện được điều này khi hồi qui bằng phần mềm Eviews với tùy chọn [Option] : chọn “*Heteroskedasticity consistent coefficient covariance*” và chọn “*White*” khi chạy chương trình phần mềm Eviews.

Phụ lục 2.1 : Báo cáo kết quả hồi qui và kiểm định hàm hồi qui cơ sở với mức lương theo năm, mức lương theo tháng và mức lương theo giờ.

PL2.1.1 Hàm hồi qui với mức lương theo năm: $\ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1S + \alpha_2T + \alpha_3Ts_q + e$

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:43

Sample: 1 6614 IF M=12

Included observations: 3457

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.057239	0.041514	194.0854	0.0000
S	0.078051	0.002459	31.73713	0.0000
T	0.042478	0.003846	11.04452	0.0000
TSQ	-0.000913	9.97E-05	-9.156812	0.0000
R-squared	0.229701	Mean dependent var		9.220460
Adjusted R-squared	0.229032	S.D. dependent var		0.710835
S.E. of regression	0.624147	Akaike info criterion		1.896295
Sum squared resid	1345.149	Schwarz criterion		1.903409
Log likelihood	-3273.746	F-statistic		343.2245
Durbin-Watson stat	1.351176	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ10_LNY

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	196815.6	(4, 3453)	0.0000
Chi-square	787262.5	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	8.057239	0.041514
C(2)	0.078051	0.002459
C(3)	0.042478	0.003846
C(4)	-0.000913	9.97E-05

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.1.2 Hàm hồi qui với mức lương tháng: $\ln(Y_m) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + e$

Dependent Variable: LNYM

Method: Least Squares

Date: 11/30/08 Time: 01:13

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.547822	0.029771	186.3526	0.0000
S	0.076350	0.001833	41.64729	0.0000
T	0.042999	0.002789	15.41694	0.0000
TSQ	-0.000879	7.11E-05	-12.36821	0.0000
R-squared	0.242088	Mean dependent var		6.654043
Adjusted R-squared	0.241685	S.D. dependent var		0.675006
S.E. of regression	0.587804	Akaike info criterion		1.775862
Sum squared resid	1949.387	Schwarz criterion		1.780565
Log likelihood	-5009.257	F-statistic		600.7123
Durbin-Watson stat	1.525653	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ20_LNYM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	187220.9	(4, 5642)	0.0000
Chi-square	748883.4	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	5.547822	0.029771
C(2)	0.076350	0.001833
C(3)	0.042999	0.002789
C(4)	-0.000879	7.11E-05

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.1.3 Hàm hồi qui với mức lương theo giờ: $\ln(Y_h) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 Tsq + e$

PL2.2.1.1. Sử dụng mẫu gồm 3457 quan sát làm việc trọn 12 tháng.

Dependent Variable: LNYH

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:33

Sample: 1 6614 IF M=12

Included observations: 3457

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.408899	0.038016	10.75598	0.0000
S	0.071808	0.002269	31.64415	0.0000
T	0.038810	0.003520	11.02680	0.0000
TSQ	-0.000699	8.97E-05	-7.786317	0.0000
R-squared	0.231668	Mean dependent var		1.541230
Adjusted R-squared	0.231001	S.D. dependent var		0.648181
S.E. of regression	0.568407	Akaike info criterion		1.709198
Sum squared resid	1115.617	Schwarz criterion		1.716312
Log likelihood	-2950.348	F-statistic		347.0510
Durbin-Watson stat	1.446044	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ11_LNYH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6600.245	(4, 3453)	0.0000
Chi-square	26400.98	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.408899	0.038016
C(2)	0.071808	0.002269
C(3)	0.038810	0.003520
C(4)	-0.000699	8.97E-05

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.2.1.2. Sử dụng mẫu gồm 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng.

Dependent Variable: LNYH

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 11:45

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.401333	0.027529	14.57857	0.0000
S	0.070775	0.001736	40.76963	0.0000
T	0.039008	0.002541	15.34990	0.0000
TSQ	-0.000684	6.30E-05	-10.85300	0.0000
R-squared	0.239422	Mean dependent var	1.472147	
Adjusted R-squared	0.239017	S.D. dependent var	0.627905	
S.E. of regression	0.547749	Akaike info criterion	1.634708	
Sum squared resid	1692.762	Schwarz criterion	1.639412	
Log likelihood	-4610.781	F-statistic	592.0132	
Durbin-Watson stat	1.539137	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ21_LNYH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10373.83	(4, 5642)	0.0000
Chi-square	41495.34	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.401333	0.027529
C(2)	0.070775	0.001736
C(3)	0.039008	0.002541
C(4)	-0.000684	6.30E-05

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.2.1.3. Sử dụng mẫu chung gồm 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng.

Dependent Variable: LNYH

Method: Least Squares

Date: 11/26/08 Time: 09:16

Sample: 1 6614

Included observations: 6614

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.414554	0.025496	16.25973	0.0000
S	0.067676	0.001632	41.45632	0.0000
T	0.040064	0.002309	17.35227	0.0000
TSQ	-0.000691	5.65E-05	-12.24080	0.0000
R-squared	0.225095	Mean dependent var	1.442280	
Adjusted R-squared	0.224743	S.D. dependent var	0.632050	
S.E. of regression	0.556512	Akaike info criterion	1.666348	
Sum squared resid	2047.153	Schwarz criterion	1.670459	
Log likelihood	-5506.612	F-statistic	640.0249	
Durbin-Watson stat	1.610541	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ31_LNYH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	11283.35	(4, 6610)	0.0000
Chi-square	45133.39	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.414554	0.025496
C(2)	0.067676	0.001632
C(3)	0.040064	0.002309
C(4)	-0.000691	5.65E-05

Restrictions are linear in coefficients.

Phụ lục 2.2 : Báo cáo kết quả hồi qui và kiểm định hàm hồi qui mở rộng

PL2.2.1 Mở rộng với biến ln(M) : $\ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1S + \alpha_2T + \alpha_3Tsq + \alpha_4\ln(M) + e$

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/30/08 Time: 02:39

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.238096	0.108922	48.09055	0.0000
S	0.075034	0.001906	39.35816	0.0000
T	0.042635	0.002792	15.27088	0.0000
TSQ	-0.000874	7.12E-05	-12.27416	0.0000
LNM	1.137369	0.046911	24.24542	0.0000
R-squared	0.329115	Mean dependent var		9.030603
Adjusted R-squared	0.328640	S.D. dependent var		0.716970
S.E. of regression	0.587461	Akaike info criterion		1.774872
Sum squared resid	1946.768	Schwarz criterion		1.780751
Log likelihood	-5005.462	F-statistic		691.8249
Durbin-Watson stat	1.534903	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ20_LNY_LNM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	279840.5	(5, 5641)	0.0000
Chi-square	1399203.	5	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	5.238096	0.108922
C(2)	0.075034	0.001906
C(3)	0.042635	0.002792
C(4)	-0.000874	7.12E-05
C(5)	1.137369	0.046911

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.2.2 Mở rộng với biến ln(H) : $\ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1S + \alpha_2T + \alpha_3Tsq + \alpha_4\ln(H) + e$

PL2.2.2.1. Sử dụng mẫu gồm 3457 quan sát làm việc trọn 12 tháng.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 18:51

Sample: 1 6614 IF M=12

Included observations: 3457

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.743520	0.313762	5.556815	0.0000
S	0.072897	0.002273	32.06713	0.0000
T	0.039450	0.003476	11.34799	0.0000
Tsq	-0.000736	8.93E-05	-8.242731	0.0000
LNH	0.825502	0.040854	20.20620	0.0000
R-squared	0.367290	Mean dependent var		9.220460
Adjusted R-squared	0.366557	S.D. dependent var		0.710835
S.E. of regression	0.565747	Akaike info criterion		1.700106
Sum squared resid	1104.881	Schwarz criterion		1.708999
Log likelihood	-2933.634	F-statistic		500.9743
Durbin-Watson stat	1.429943	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ12_LNY_LNH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	193654.9	(5, 3452)	0.0000
Chi-square	968274.5	5	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	1.743520	0.313762
C(2)	0.072897	0.002273
C(3)	0.039450	0.003476
C(4)	-0.000736	8.93E-05
C(5)	0.825502	0.040854

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.2.2.2. Sử dụng mẫu gồm 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 14:44

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.975131	0.188921	10.45478	0.0000
S	0.073997	0.001776	41.66492	0.0000
T	0.040419	0.002518	16.05016	0.0000
TSQ	-0.000733	6.28E-05	-11.67456	0.0000
LNH	0.787359	0.025429	30.96254	0.0000
R-squared	0.428404	Mean dependent var		9.030603
Adjusted R-squared	0.427998	S.D. dependent var		0.716970
S.E. of regression	0.542250	Akaike info criterion		1.614707
Sum squared resid	1658.654	Schwarz criterion		1.620587
Log likelihood	-4553.319	F-statistic		1056.963
Durbin-Watson stat	1.518745	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ22_LNY_LNH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	328005.0	(5, 5641)	0.0000
Chi-square	1640025.	5	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	1.975131	0.188921
C(2)	0.073997	0.001776
C(3)	0.040419	0.002518
C(4)	-0.000733	6.28E-05
C(5)	0.787359	0.025429

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.2.2.3. Sử dụng mẫu chung gồm 6614 quan sát làm việc từ 1 đến 12 tháng.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/26/08 Time: 09:21

Sample: 1 6614

Included observations: 6614

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.358107	0.128470	10.57139	0.0000
S	0.071850	0.001727	41.59298	0.0000
T	0.043921	0.002332	18.83265	0.0000
TSQ	-0.000777	5.70E-05	-13.63022	0.0000
LNH	0.863467	0.017969	48.05231	0.0000
R-squared	0.566698	Mean dependent var		8.857086
Adjusted R-squared	0.566436	S.D. dependent var		0.838367
S.E. of regression	0.552027	Akaike info criterion		1.650318
Sum squared resid	2013.989	Schwarz criterion		1.655456
Log likelihood	-5452.601	F-statistic		2160.911
Durbin-Watson stat	1.591212	Prob(F-statistic)		0.000000

Kết quả kiểm định Wald dưới đây cho thấy hàm hồi qui có ý nghĩa giải thích:

Wald Test:

Equation: EQ32_LNY_LNH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	368255.4	(5, 6609)	0.0000
Chi-square	1841277.	5	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	1.358107	0.128470
C(2)	0.071850	0.001727
C(3)	0.043921	0.002332
C(4)	-0.000777	5.70E-05
C(5)	0.863467	0.017969

Restrictions are linear in coefficients.

Phụ lục 2.3 : Báo cáo kết quả hồi qui với các biến giả theo tính chất quan sát.

$$\text{Hàm hồi qui mở rộng : } \ln(Y) = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 \text{TSq} + \alpha_4 \ln(H) + e$$

PL2.3.1 Theo giới tính

Biến giả GEN = 1 nếu là Nam, GEN = 0 nếu là nữ.
Kiểm định biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:12

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.992890	0.189192	10.53366	0.0000
S	0.069640	0.001879	37.06732	0.0000
S*GEN	0.007956	0.001474	5.399521	0.0000
T	0.039629	0.002512	15.77615	0.0000
TSQ	-0.000723	6.27E-05	-11.52098	0.0000
LNH	0.785707	0.025489	30.82572	0.0000
R-squared	0.431465	Mean dependent var	9.030603	
Adjusted R-squared	0.430960	S.D. dependent var	0.716970	
S.E. of regression	0.540844	Akaike info criterion	1.609692	
Sum squared resid	1649.772	Schwarz criterion	1.616747	
Log likelihood	-4538.161	F-statistic	856.0450	
Durbin-Watson stat	1.508940	Prob(F-statistic)	0.000000	

Wald Test:

Equation: EQ22_S_GENDER

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	29.15482	(1, 5640)	0.0000
Chi-square	29.15482	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.007956	0.001474

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.3.2 Theo chức nghiệp (cán bộ công chức)

Biến giả CB = 1 nếu là cán bộ công chức, CB = 0 nếu khác.
Kiểm định biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:22

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.991202	0.187055	10.64500	0.0000
S	0.062894	0.002609	24.10937	0.0000
S*CB	0.012363	0.001725	7.167791	0.0000
T	0.037156	0.002569	14.46083	0.0000
TSQ	-0.000685	6.28E-05	-10.90150	0.0000
LNH	0.798556	0.025306	31.55593	0.0000

R-squared	0.434649	Mean dependent var	9.030603
Adjusted R-squared	0.434148	S.D. dependent var	0.716970
S.E. of regression	0.539328	Akaike info criterion	1.604075
Sum squared resid	1640.531	Schwarz criterion	1.611130
Log likelihood	-4522.303	F-statistic	867.2214
Durbin-Watson stat	1.512007	Prob(F-statistic)	0.000000

Wald Test:

Equation: EQ22_S_CANBO

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	51.37723	(1, 5640)	0.0000
Chi-square	51.37723	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.012363	0.001725

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.3.3 Theo địa bàn

Biến giả URB = 1 nếu ở thành thị, URB = 0 nếu ở nông thôn.
Kiểm định biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:19

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.411814	0.185169	13.02493	0.0000
S	0.056927	0.002168	26.25276	0.0000
S*URB	0.021994	0.001522	14.44847	0.0000
T	0.037721	0.002480	15.21196	0.0000
TSQ	-0.000707	6.15E-05	-11.49782	0.0000
LNH	0.743005	0.024832	29.92074	0.0000
R-squared	0.450772	Mean dependent var		9.030603
Adjusted R-squared	0.450285	S.D. dependent var		0.716970
S.E. of regression	0.531582	Akaike info criterion		1.575143
Sum squared resid	1593.747	Schwarz criterion		1.582198
Log likelihood	-4440.628	F-statistic		925.7905
Durbin-Watson stat	1.579559	Prob(F-statistic)		0.000000

Wald Test:

Equation: EQ22_S_URBAN

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	208.7583	(1, 5640)	0.0000
Chi-square	208.7583	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.021994	0.001522

Restrictions are linear in coefficients.

Biến giả REG = 1 nếu ở miền Bắc, REG = 0 nếu ở miền Nam
 Kiểm định biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:21

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.962155	0.188340	10.41816	0.0000
S	0.081093	0.001916	42.33259	0.0000
S*REG	-0.013202	0.001463	-9.024952	0.0000
T	0.039873	0.002475	16.10946	0.0000
TSQ	-0.000708	6.18E-05	-11.44862	0.0000
LNH	0.787673	0.025340	31.08395	0.0000
R-squared	0.437185	Mean dependent var		9.030603
Adjusted R-squared	0.436686	S.D. dependent var		0.716970
S.E. of regression	0.538117	Akaike info criterion		1.599579
Sum squared resid	1633.172	Schwarz criterion		1.606634
Log likelihood	-4509.613	F-statistic		876.2110
Durbin-Watson stat	1.554450	Prob(F-statistic)		0.000000

Wald Test:

Equation: EQ22_S_REGION

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	81.44976	(1, 5640)	0.0000
Chi-square	81.44976	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.013202	0.001463

Restrictions are linear in coefficients.

Biến giả HANOI = 1 nếu ở Hà Nội, HANOI = 0 nếu khác.
 Biến giả HCMC = 1 nếu ở thành phố Hồ Chí Minh, HCMC = 0 nếu khác
 Kiểm định các biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:24

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.259992	0.184934	12.22056	0.0000
S	0.066832	0.001781	37.52641	0.0000
S*HANOI	0.021528	0.002446	8.801869	0.0000
S*HCMC	0.042309	0.002460	17.19823	0.0000
T	0.041824	0.002436	17.16905	0.0000
TSQ	-0.000764	6.09E-05	-12.53059	0.0000
LNH	0.751123	0.024877	30.19404	0.0000
R-squared	0.460029	Mean dependent var	9.030603	
Adjusted R-squared	0.459455	S.D. dependent var	0.716970	
S.E. of regression	0.527129	Akaike info criterion	1.558497	
Sum squared resid	1566.882	Schwarz criterion	1.566728	
Log likelihood	-4392.638	F-statistic	800.6938	
Durbin-Watson stat	1.609979	Prob(F-statistic)	0.000000	

Wald Test:

Equation: EQ22_S_HANOI_HCMC

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	172.3382	(2, 5639)	0.0000
Chi-square	344.6765	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.021528	0.002446
C(4)	0.042309	0.002460

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.3.4 Theo ngành kinh tế

Biến giả NG = 1 nếu là ngành kinh tế nông, lâm, ngư nghiệp ; NG = 0 nếu khác.
Kiểm định biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:25

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.906230	0.202489	9.413972	0.0000
NG	0.187884	0.036843	5.099564	0.0000
S	0.077591	0.002042	37.99689	0.0000
S*NG	-0.036606	0.005588	-6.550468	0.0000
T	0.040788	0.002506	16.27918	0.0000
TSQ	-0.000748	6.25E-05	-11.97651	0.0000
LNH	0.792016	0.026587	29.78934	0.0000
R-squared	0.432583	Mean dependent var	9.030603	
Adjusted R-squared	0.431979	S.D. dependent var	0.716970	
S.E. of regression	0.540360	Akaike info criterion	1.608077	
Sum squared resid	1646.526	Schwarz criterion	1.616308	
Log likelihood	-4532.602	F-statistic	716.5029	
Durbin-Watson stat	1.526276	Prob(F-statistic)	0.000000	

Wald Test:

Equation: EQ22_S_NGANHKINHTE

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	21.48339	(2, 5639)	0.0000
Chi-square	42.96679	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.187884	0.036843
C(4)	-0.036606	0.005588

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.3.5 Theo loại hình kinh tế

Biến giả KHO = 1 nếu làm thuê cho hộ khác, KHO = 0 nếu khác.
 Biến giả KTT = 1 nếu làm thuê cho kinh tế tập thể, KTT = 0 nếu khác.
 Kiểm định các biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:29

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.333405	0.188113	12.40430	0.0000
S	0.070081	0.001749	40.07307	0.0000
S*KHO	-0.025148	0.001883	-13.35508	0.0000
S*KTT	-0.046832	0.007752	-6.041229	0.0000
T	0.038644	0.002472	15.63376	0.0000
TSQ	-0.000720	6.14E-05	-11.73166	0.0000
LNH	0.759103	0.024994	30.37181	0.0000
R-squared	0.452667	Mean dependent var	9.030603	
Adjusted R-squared	0.452084	S.D. dependent var	0.716970	
S.E. of regression	0.530711	Akaike info criterion	1.572041	
Sum squared resid	1588.248	Schwarz criterion	1.580271	
Log likelihood	-4430.871	F-statistic	777.2798	
Durbin-Watson stat	1.560007	Prob(F-statistic)	0.000000	

Wald Test:

Equation: EQ22_S_KHO_KTT

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	101.1104	(2, 5639)	0.0000
Chi-square	202.2209	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.025148	0.001883
C(4)	-0.046832	0.007752

Restrictions are linear in coefficients.

Biến giả KTN = 1 nếu làm thuê cho hộ khác, KTN = 0 nếu khác.
 Biến giả KNN = 1 nếu làm thuê cho kinh tế tập thể, KNN = 0 nếu khác.
 Biến giả KVN = 1 nếu làm thuê cho kinh tế tập thể, KVN = 0 nếu khác
 Kiểm định các biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:26

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.419409	0.189036	12.79866	0.0000
S	0.044116	0.002936	15.02422	0.0000
S*KTN	0.026530	0.002540	10.44573	0.0000
S*KNN	0.024865	0.002054	12.10594	0.0000
S*KVN	0.048804	0.003453	14.13309	0.0000
T	0.040632	0.002527	16.07841	0.0000
TSQ	-0.000754	6.21E-05	-12.13631	0.0000
LNH	0.743894	0.025351	29.34345	0.0000
R-squared	0.456097	Mean dependent var		9.030603
Adjusted R-squared	0.455422	S.D. dependent var		0.716970
S.E. of regression	0.529092	Akaike info criterion		1.566108
Sum squared resid	1578.294	Schwarz criterion		1.575515
Log likelihood	-4413.123	F-statistic		675.4024
Durbin-Watson stat	1.567519	Prob(F-statistic)		0.000000

Wald Test:

Equation: EQ22_S_KTN_KNN_KVN

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	88.66586	(3, 5638)	0.0000
Chi-square	265.9976	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.026530	0.002540
C(4)	0.024865	0.002054
C(5)	0.048804	0.003453

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.3.6 Theo trình độ học vấn, bằng cấp giáo dục đào tạo

Biến giả B0 = 1 nếu không có bằng cấp, B0 = 0 nếu khác

Kiểm định biến giả có ý nghĩa giải thích.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 14:48

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.710120	0.189448	9.026843	0.0000
B0	0.380004	0.039000	9.743786	0.0000
S	0.087411	0.002305	37.91635	0.0000
S*B0	-0.057077	0.010406	-5.484940	0.0000
T	0.041453	0.002480	16.71206	0.0000
TSQ	-0.000770	6.19E-05	-12.43910	0.0000
LNH	0.801277	0.025256	31.72591	0.0000
R-squared	0.437105	Mean dependent var	9.030603	
Adjusted R-squared	0.436506	S.D. dependent var	0.716970	
S.E. of regression	0.538203	Akaike info criterion	1.600076	
Sum squared resid	1633.405	Schwarz criterion	1.608307	
Log likelihood	-4510.015	F-statistic	729.8081	
Durbin-Watson stat	1.543490	Prob(F-statistic)	0.000000	

Wald Test:

Equation: EQ22_S_B0

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	51.42358	(2, 5639)	0.0000
Chi-square	102.8472	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.380004	0.039000
C(4)	-0.057077	0.010406

Restrictions are linear in coefficients.

Biến giả BC1 = 1 nếu có bằng Tiểu học, BC1 = 0 nếu khác.

Biến giả BC2 = 1 nếu có bằng THCS, BC2 = 0 nếu khác

Biến giả BC3 = 1 nếu có bằng THPT, BC3 = 0 nếu khác

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/28/08 Time: 15:11

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.954302	0.186526	10.47740	0.0000
S	0.072790	0.001842	39.52034	0.0000
S*BC1	-0.009772	0.002788	-3.505642	0.0005
S*BC2	-0.024080	0.002084	-11.55406	0.0000
S*BC3	-0.012608	0.002141	-5.887761	0.0000
T	0.039150	0.002494	15.69520	0.0000
TSQ	-0.000722	6.18E-05	-11.67257	0.0000
LNH	0.805040	0.025164	31.99128	0.0000
R-squared	0.443098	Mean dependent var	9.030603	
Adjusted R-squared	0.442406	S.D. dependent var	0.716970	
S.E. of regression	0.535378	Akaike info criterion	1.589727	
Sum squared resid	1616.015	Schwarz criterion	1.599133	
Log likelihood	-4479.799	F-statistic	640.8368	
Durbin-Watson stat	1.547394	Prob(F-statistic)	0.000000	

Wald Test:

Equation: EQ22_S_BC123

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	47.69901	(3, 5638)	0.0000
Chi-square	143.0970	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.009772	0.002788
C(4)	-0.024080	0.002084
C(5)	-0.012608	0.002141

Restrictions are linear in coefficients.

Biến giả GNN = 1 nếu có bằng THPT hoặc Đại học, GNN = 0 nếu khác.
 Biến giả BCD = 1 nếu có bằng Cao đẳng, BCD = 0 nếu khác.
 Biến giả BDH = 1 nếu có bằng Đại học, BDH = 0 nếu khác.
 Biến giả BTS = 1 nếu có bằng Thạc sĩ hoặc Tiến sĩ, BTS = 0 nếu khác.

Dependent Variable: LNY

Method: Least Squares

Date: 11/30/08 Time: 06:37

Sample: 1 6614 IF M>6

Included observations: 5646

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.006589	0.188158	10.66441	0.0000
S	0.049273	0.002744	17.95504	0.0000
S*GNN	0.010339	0.002192	4.716014	0.0000
S*BCD	0.023616	0.002374	9.947911	0.0000
S*BDH	0.025396	0.002166	11.72753	0.0000
S*BTS	0.037511	0.005607	6.690514	0.0000
T	0.039586	0.002492	15.88754	0.0000
TSQ	-0.000738	6.17E-05	-11.95937	0.0000
LNH	0.806317	0.025483	31.64113	0.0000

R-squared	0.445935	Mean dependent var	9.030603
Adjusted R-squared	0.445148	S.D. dependent var	0.716970
S.E. of regression	0.534060	Akaike info criterion	1.584974
Sum squared resid	1607.783	Schwarz criterion	1.595556
Log likelihood	-4465.381	F-statistic	567.1111
Durbin-Watson stat	1.547935	Prob(F-statistic)	0.000000

Wald Test:

Equation: EQ22_S_BGNN_BCD_BDH_BTS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	45.88204	(4, 5637)	0.0000
Chi-square	183.5282	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.010339	0.002192
C(4)	0.023616	0.002374
C(5)	0.025396	0.002166
C(6)	0.037511	0.005607

Restrictions are linear in coefficients.

PL2.3.7 Bảng tổng hợp giá trị các hệ số ước lượng theo tính chất quan sát

Cỡ mẫu : 5646 quan sát làm việc trên 6 tháng tính đến thời điểm khảo sát

Biến phụ thuộc	ln (tổng tiền lương của số tháng làm việc), ln(Y)					
	Số năm đi học	Kinh nghiệm	Kinh nghiệm bình phương	ln(số giờ làm việc)	Tung độ gốc	R ² hiệu chỉnh
Biến giải thích và trị số của các hệ số ước lượng	S	T	Tsq	ln(H)	C	
Chung	0,0740	0,0404	-0,0007	0,7874	1,9751	0,4280
1. Giới tính						
Nam	0,0776					
Nữ	0,0696	0,0396	-0,0007	0,7857	1,9929	0,4310
2. Chức nghiệp						
Cán bộ công chức	0,0753					
Khác	0,0629	0,0372	-0,0007	0,7986	1,9912	0,4341
3. Địa bàn						
Thành thị	0,0789					
Nông thôn	0,0569	0,0377	-0,0007	0,7430	2,4118	0,4503
Miền Bắc	0,0679					
Miền Nam	0,0811	0,0399	-0,0007	0,7877	1,9622	0,4367
Thủ đô Hà Nội	0,0884					
Tp. Hồ Chí Minh	0,1091	0,0418	-0,0008	0,7511	2,2600	0,4595
Các tỉnh/thành khác	0,0668					
4. Ngành kinh tế						
Nông nghiệp	0,0410					
Phi nông nghiệp	0,0776	0,0408	-0,0007	0,7920	2,0941	0,4320
5. Loại hình kinh tế						
Làm cho hộ khác	0,0449					
Kinh tế tập thể	0,0232	0,0386	-0,0007	0,7591	2,3334	0,4521
Các loại hình còn lại	0,0701					
Kinh tế nhà nước	0,0690					
Kinh tế tư nhân	0,0706	0,0406	-0,0008	0,7439	2,4194	0,4554
Kinh tế có vốn nước ngoài	0,0929					
Các loại hình còn lại	0,0441					
6. Bằng cấp giáo dục, đào tạo						
Có bằng cấp nói chung	0,0874					
Không có bằng cấp	0,0303	0,0415	-0,0008	0,8013	1,7101	0,4365
Tốt nghiệp Tiểu học	0,0630					
Tốt nghiệp THCS	0,0487	0,0392	-0,0007	0,8050	1,9543	0,4424
Tốt nghiệp THPT	0,0602					
Trường hợp khác	0,0728					
Học vấn đến THPT	0,0493					
THCN và dạy nghề	0,0596					
Cao đẳng	0,0729	0,0396	-0,00074	0,8063	2,0066	0,4451
Đại học	0,0747					
Thạc sĩ, Tiến sĩ	0,0868					

Nguồn: Tính toán, tổng hợp kết quả hồi qui của tác giả theo các Phụ lục PL2.2.2.2 và Phụ lục 2.3.