

Ước lượng hàm hồi quy tiền lương ở Việt Nam giai đoạn 2002 – 2010 bằng thủ tục Heckman hai bước

Trần Thị Tuấn Anh

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - anhttt@ueh.edu.vn

Ngày nhận: 27/12/2013
Ngày nhận lại: 14/06/2014
Ngày duyệt đăng: 16/06/2014
Mã số: 0114-C-07

Tóm tắt

Hàm tiền lương dạng Mincer được sử dụng rất nhiều trong các nghiên cứu về tiền lương ở các nước trên thế giới. Tuy nhiên, Heckman (1979) cho rằng cách thu thập số liệu và ước lượng hàm tiền lương bằng OLS thông thường có thể dẫn đến ước lượng chệch do chọn mẫu. Từ đó, thủ tục Heckman 2 bước được đề xuất để hiệu chỉnh tính chệch này. Bài viết sử dụng thủ tục Heckman 2 bước để hồi quy hàm tiền lương theo dạng Mincer ở VN. Kết quả nghiên cứu cho thấy thực sự có chênh lệch tiền lương giữa người lao động ở khu vực thành thị và nông thôn, giữa nam giới và nữ giới. Tuy nhiên, chênh lệch giữa các nhóm có xu hướng giảm dần theo thời gian. Trình độ học vấn, thể hiện qua bằng cấp cũng thực sự tác động đến tiền lương. Bằng cấp càng cao thì mức lương tương ứng nhận được càng lớn.

Abstract

Mincer earnings function is widely used by researches on wages in various countries. Heckman (1979), however, points out that methods of gathering data and estimating the earning function with OLS may lead to sample selection bias and he suggests a two-stage estimation procedure to correct selection bias. Our research employs this procedure to regress the Mincer earnings function in the case of Vietnam. The results provide statistical evidence of differences in wages between rural and urban areas and between male and female laborers. Such differences, however, tend to reduce over time. Education reflected in academic degrees does affect the earnings. Higher degrees lead to higher earnings.

Từ khóa:

Hàm tiền lương Mincer, thủ tục Heckman 2 bước, ước lượng chệch do chọn mẫu.

Keywords:

Mincer earnings function, Heckman two-stage estimation procedure, sample selection bias.

1. GIỚI THIỆU

Tiền lương đóng vai trò rất quan trọng đối với người lao động, doanh nghiệp và xã hội. Tiền lương là giá cả của sức lao động, thước đo giá trị sức lao động trên thị trường. Hơn nữa, tiền lương còn là thước đo năng lực, trình độ của người lao động và là công cụ tạo động lực hiệu quả nhất để người lao động không ngừng nâng cao năng suất và chất lượng lao động. Do vậy, việc nhận diện các yếu tố tác động đến tiền lương được quan tâm nghiên cứu rất nhiều trên thế giới và ở VN. Một trong những mô hình được sử dụng rất nhiều khi phân tích tiền lương đó là hàm tiền lương do Mincer (1974) đề xuất. Các nghiên cứu thông thường chỉ tiến hành thu thập số liệu trên những người lao động có việc làm, được trả lương theo việc làm để hồi quy nhằm xác định các yếu tố có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, Heckman (1979) đã chỉ ra việc hồi quy OLS chỉ tiến hành trên những lao động có số liệu về tiền lương như thế sẽ gây ra tính chệch và không vững cho ước lượng thu được. Từ đó, các nhà nghiên cứu xây dựng nhiều phương pháp hạn chế tính chệch của ước lượng này do vấn đề chọn mẫu gây ra. Nghiên cứu trình bày thủ tục Heckman 2 bước và ứng dụng thủ tục này để xây dựng hàm tiền lương theo trình độ học vấn ở VN.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Jacob Mincer (1974) giới thiệu phương trình tiền lương thể hiện mối quan hệ giữa logarit tiền lương (hoặc tiền công/thu nhập) bị tác động bởi các yếu tố như số năm đi học, kinh nghiệm và bình phương của biến kinh nghiệm dựa trên lập luận rằng số tiền công được trả của một người trong hiện tại phụ thuộc vào việc họ đã đầu tư vào vốn con người (Human Capital) của bản thân trước đó. Phương trình tiền lương của Mincer có dạng :

$$\ln w = \alpha + \beta s + \delta z + \phi z^2 \quad (1)$$

Với w : Tiền lương của người lao động

s : Số năm đi học của người lao động

z : Số năm kinh nghiệm

z^2 : Bình phương của số năm kinh nghiệm

Đây là phương trình tiền lương Mincer dạng tĩnh, được sử dụng rất nhiều trong các bài nghiên cứu về tiền lương và phân tích sự chênh lệch tiền lương. Kế thừa phương trình tiền lương của Mincer (1974) để tiếp tục hoàn thiện và phát triển, David Card (1999) tập trung vào tác động trung bình của số năm đi học đến tiền lương thông qua

kỹ thuật hồi quy theo phương pháp bình phương nhỏ nhất và phương pháp hồi quy với biến công cụ.

Sau đó, hàng loạt các nghiên cứu khác về tiền lương và chênh lệch tiền lương dựa trên phương trình tiền lương của Mincer đã được công bố. Nhiều nghiên cứu mở rộng đề xuất thêm biến và thay đổi các biến độc lập xuất hiện trong phương trình Mincer ban đầu. Mặc dù phương trình tiền lương do Mincer đề xuất và các dạng mở rộng còn có một số hạn chế nhưng nó vẫn có vai trò nhất định trong việc xác định tác động của việc học tập đến tiền lương trên thị trường lao động và được sử dụng rất rộng rãi trong các nghiên cứu về tiền lương và chênh lệch tiền lương.

Dạng tổng quát của phương trình tiền lương Mincer có dạng:

$$\ln W_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

Hàm tiền lương của Mincer nhanh chóng được áp dụng rộng rãi trong các nghiên cứu về xây dựng hàm hồi quy tiền lương của các quốc gia. Các nhà nghiên cứu tiến hành thu thập số liệu về tiền lương W_i và các đặc điểm lao động X_i . Trong đó, X_i có thể chứa các biến số năm đi học, số năm kinh nghiệm, số năm kinh nghiệm bình phương và các biến độc lập khác có tác động đến tiền lương. Hồi quy W_i theo X_i để tìm ra ước lượng của hệ số hồi quy β . Số liệu thông thường đưa vào hồi quy chỉ bao gồm những người lao động có việc làm và được nhận lương theo việc làm đó.

Heckman J.(1979) đã chỉ ra việc ước lượng hàm tiền lương theo mô hình (2) dựa trên việc chọn mẫu chỉ lấy số liệu ở những người có việc làm và được nhận lương mà bỏ qua những người lao động không tham gia làm việc sẽ làm cho ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS – Ordinary Least Squares) thu được bị chệch và không vững. Heckman gọi đó là ước lượng chệch do chọn mẫu (Sample Selection Bias). Heckman chỉ rõ nguyên nhân tồn tại của ước lượng chệch đó trong mô hình Heckman được đề xuất như sau:

$$\text{Giả sử xét hàm hồi quy: } E_i^* = Z_i \gamma + u_i \quad (3)$$

Trong đó, $E_i^* = W_i - E_i'$ và E_i' là mức tiền lương tối thiểu mà người lao động chấp nhận để nhận công việc. Người lao động sẽ không đi làm nếu mức lương thấp hơn E_i' .

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$u \sim N(0, \sigma_u^2) \text{ với } \sigma_u^2 = 1 \quad (4)$$

Hệ số tương quan giữa u và ε là $\rho_{u\varepsilon}$

u, ε độc lập với X, Z

$$\text{Đặt biến giả } E = \begin{cases} 1 & \text{khi } E_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{khi } E_i^* < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Trong các nghiên cứu thông thường, mẫu chỉ được chọn ứng với

$$E_i^* \geq 0 \text{ tức } E = 1 \quad (6)$$

Lấy kì vọng có điều kiện ở cả hai vế của phương trình (2), ta có

$$E(W_i | E_i = 1) = X_i\beta + E(\varepsilon_i | E_i = 1) \quad (7)$$

Kết hợp với phương trình (4), $E_i = 1 \Rightarrow E_i^* \geq 0 \Rightarrow Z_i\gamma + u_i \geq 0 \Rightarrow u_i \geq -Z_i\gamma$

$$\text{suy ra } E(W_i | E_i = 1) = X_i\beta + E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma) \quad (8)$$

Nếu chỉ thu thập số liệu ở những người lao động có đi làm và được nhận lương thì hàm tiền lương ước lượng được không phản ánh đúng hàm tiền lương của tổng thể. Vì trong tổng thể có cả những người lao động không đi làm và không nhận lương. Họ không làm việc vì họ được trả lương thấp hơn mức E_i' . Họ vẫn có đầy đủ các đặc điểm lao động được nghiên cứu trong X . Việc bỏ qua nhóm lao động được trả lương thấp hơn mức E_i' sẽ làm cho ước lượng tham số hồi quy thu được từ mẫu bị chệch và phản ánh sai mức độ tác động các yếu tố trong X_i đến tiền lương W_i .

Nếu u và ε không tương quan ($\rho_{u\varepsilon} = 0$) thì $E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma) = 0$ và do đó ước lượng thu được bằng OLS từ phương trình (2) vẫn là ước lượng không chệch và vững. Tuy nhiên, do u và ε có thể tương quan với nhau ($\rho_{u\varepsilon} \neq 0$) nên $E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma) \neq 0$, khi đó ước lượng sẽ bị chệch và không vững nữa. Sự chệch này là do vấn đề chọn mẫu gây ra, gọi là hiện tượng ước lượng chệch do chọn mẫu.

Heckman (1979) xem sự xuất hiện của $E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma)$ trong phương trình (3) gây ra tình trạng ước lượng chệch và không vững giống như bị nội sinh do bỏ sót biến trong mô hình. Yếu tố $(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma)$ trong phương trình (3) được xem như một biến tốt bị bỏ sót. Để khắc phục trường hợp này, Heckman (1979) đề xuất khắc phục bằng

cách lượng hóa yếu tố bị bỏ sót và đưa biến này vào mô hình. Theo Green (2003), $E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma)$ có thể được ước lượng thông qua tỉ lệ Mill nghịch đảo. Tỉ lệ Mill nghịch đảo được đặt theo tên của John P. Mills, cho biết tỉ lệ giữa hàm mật độ xác suất so với hàm phân phối tích lũy của một phân phối. Tỉ lệ này được xây dựng dựa trên tính chất sau đây của hàm phân phối chuẩn:

$$\text{nếu } X \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ thì } E(X | X > \alpha) = \mu + \underbrace{\sigma \frac{\phi\left(\frac{\alpha - \mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\alpha - \mu}{\sigma}\right)}}_{\text{Mill's ratio}} \quad (9)$$

Áp dụng công thức (9) để tính $E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma)$, với $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ đóng vai trò của X và $\alpha = -Z_i\gamma$. Ta được :

$$E(u_i | u_i > -Z_i\gamma) = \lambda_i(-Z_i\gamma) = \frac{\phi(-W_i\gamma)}{1 - \Phi(-W_i\gamma)} = \frac{\phi(W_i\gamma)}{\Phi(W_i\gamma)} \quad (10)$$

$$\text{Ta lại có } \rho_{\varepsilon u} = \frac{\text{Cov}(\varepsilon, u)}{\sigma_\varepsilon \sigma_u} \Rightarrow \sigma_\varepsilon \sigma_u \rho_{\varepsilon u} = \text{Cov}(\varepsilon, u) \quad (11)$$

Theo giả thiết ở (4), thay $\sigma_u = 1$ vào (10) suy ra $\text{Cov}(\varepsilon, u) = \sigma_\varepsilon \rho_{\varepsilon u}$

$$\text{Khi đó } E(\varepsilon_i | u_i > -Z_i\gamma) = \underbrace{\rho_{\varepsilon u}}_{\beta_\lambda} \sigma_\varepsilon \lambda_i(-Z_i\gamma) = \beta_\lambda \lambda_i(-Z_i\gamma) = \beta_\lambda \frac{\phi(-W_i\gamma)}{1 - \Phi(-W_i\gamma)} \quad (12)$$

Phương trình hồi quy (12) trở thành $E(W_i | E_i = 1) = X_i\beta + \beta_\lambda \lambda(-Z_i\gamma)$

$$\text{Hay } W_i = X_i\beta + \beta_\lambda \lambda(-Z_i\gamma) + v_i \quad (13)$$

v_i thoả mãn các giả thiết hồi quy cổ điển.

Từ phương trình (13), để tìm ra $\lambda(-Z_i\gamma)$ và ước lượng không chệch cho β thủ tục hồi quy hiệu chỉnh chệch do chọn mẫu theo hai bước với đề xuất của Heckman được thực hiện như sau:

Bước 1: Ước lượng hồi quy Probit với biến phụ thuộc E được định nghĩa ở phương trình (3) để thu được ước lượng $\hat{\gamma}$ của γ . Với mỗi quan sát trong mẫu, tính tỉ lệ

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(Z_i \hat{\gamma})}{\Phi(Z_i \hat{\gamma})}$$

Bước 2: Hồi quy W_i theo X và $\hat{\lambda}$ theo phương trình (13) bằng OLS để thu được ước lượng của β cần tìm.

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Dựa trên hàm tiền lương mở rộng theo dạng Mincer, bài viết xây dựng hàm tiền lương cho VN dựa trên bộ số liệu của cuộc điều tra mức sống dân cư (VHLSS – Vietnam Household Living Standard Survey) 2002 và 2010 và phân tích sự thay đổi hàm hồi quy tiền lương theo thời gian. Mô hình hồi quy tiền lương được đề xuất theo dạng hàm Mincer nhưng được bổ sung mở rộng các biến độc lập như trong nghiên cứu của Polachek (2008). Đồng thời, bài viết áp dụng thủ tục hiệu chỉnh ước lượng chệch do chọn mẫu của Heckman để ước lượng hàm tiền lương dạng Mincer theo dạng mở rộng để xác định các yếu tố tác động đến tiền lương. Biến tuổi và tuổi bình phương được dùng thay thế cho số năm đi học. Các biến giả về bằng cấp, tình trạng hôn nhân, sức khỏe và khu vực thành thị/nông thôn cũng được bổ sung vào hàm hồi quy tiền lương nhằm xác định các yếu tố tác động đến tiền lương ở VN. Hàm tiền lương cụ thể được xây dựng như sau :

$$\begin{aligned} W_i = & \alpha_1 + \alpha_2 \text{GioiTinh}_i + \alpha_3 \text{Tuoi}_i + \alpha_4 \text{Tuoi_binhphuong}_i + \alpha_5 \text{TieuHoc}_i + \alpha_6 \text{THCS}_i \\ & + \alpha_7 \text{THPT}_i + \alpha_8 \text{HocNghe}_i + \alpha_9 \text{CaoDang_Daihoc}_i + \alpha_{10} \text{SauDaiHoc}_i \\ & + \alpha_{11} \text{HonNhan}_i + \alpha_{12} \text{SucKhoe}_i + \alpha_{12} \text{ThanhThi}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (14)$$

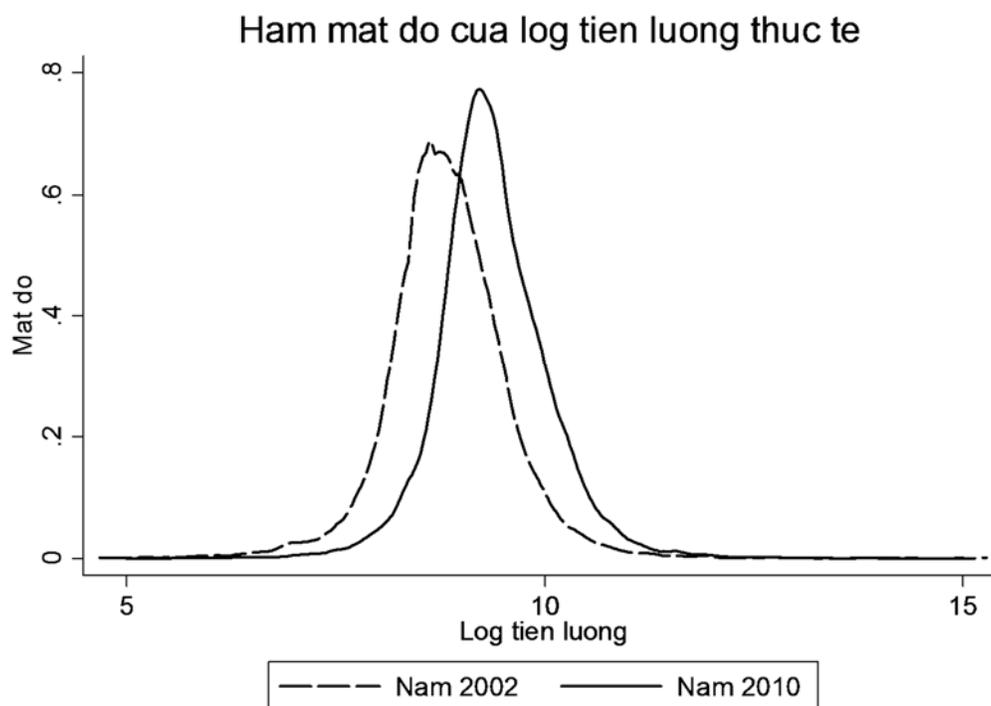
Trong đó W_i : Logarit của tiền lương thực tế theo giờ. Tiền lương giờ được tính bằng cách lấy tổng tiền lương trong năm của người lao động chia cho tổng số giờ làm việc. Tiền lương của năm 2002 và 2010 được điều chỉnh trượt giá theo số liệu về lạm phát do Tổng cục Thống kê VN công bố. Các biến độc lập được liệt kê và giải thích trong Bảng 1.

Bảng 1 . Thống kê giá trị trung bình các biến trong mô hình

Tên biến	Diễn giải	Giá trị trung bình	
		2002	2010
LnTienLuong	Logarit của tiền lương thực tế theo giờ	8,837	9,361
GioiTinh	Biến giả về giới tính, =1 nếu là lao động nam, =0 nếu là lao động nữ	0,623	0,603
Tuoi	Tuổi	33,560	34,740
Tuoi_bp	Bình phương của tuổi		
HonNhan	Biến giả về hôn nhân, = 1 nếu đang hoặc đã từng kết hôn, = 0 nếu chưa từng lập gia đình	0,698	0,759
KhongCoBangCap	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu người lao động không có bằng cấp	0,184	0,098
TieuHoc	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng tốt nghiệp tiểu học	0,225	0,203
THCS	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng trung học cơ sở	0,229	0,241
THPT	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng trung học phổ thông	0,123	0,15
HocNghe	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng học nghề	0,124	0,171
SauDaiHoc	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng sau đại học	0,003	0,006
CaoDang_DaiHoc	Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng đại học hoặc cao đẳng	0,112	0,131
SucKhoe	Biến giả về sức khỏe, = 1 nếu chưa phải điều trị bệnh nội trú lần nào	0,952	0,986
ThanhThi	Biến giả về thành thị/nông thôn, = 1 nếu là khu vực thành thị, = 0 nếu là khu vực nông thôn	0,377	0,400
Số quan sát		19.048	35.311

Nguồn: Theo tính toán của tác giả

Kết quả thống kê mô tả trong Bảng 1 được tính trên những lao động có việc làm và có nhận lương từ việc làm đó trong từng năm 2002 và 2010. Các biến tiền lương đã được điều chỉnh theo mức trượt giá nên so sánh được với nhau cho thấy một sự gia tăng rõ rệt trong mức tiền lương trung bình của năm 2010 so với năm 2002. Kết quả mô tả mẫu số liệu năm 2002 có 62,3% lao động là nam; 37,7% lao động sống ở khu vực thành thị và 95,2% lao động không phải nhập viện để điều trị bệnh nội trú. Ở mẫu số liệu năm 2010, tỉ lệ nam giới là 60,3%; tỉ lệ lao động ở thành thị 40% và tỉ lệ lao động không phải nhập viện để điều trị nội trú là 98,6%. So sánh tỉ lệ lao động ở từng mức nhóm bằng cấp minh chứng sự gia tăng trong trình độ học vấn của lực lượng lao động. Nhóm lao động không có bằng cấp chiếm tỉ lệ 18,4% trong năm 2002 giảm xuống chỉ còn 9,8% trong năm 2010; trong khi nhóm lao động có bằng cấp cao nhất là cao đẳng – đại học gia tăng từ 11,2% trong năm 2002 lên 13,1% trong năm 2010. Nhóm lao động có bằng sau đại học cũng tăng từ 0,3% năm 2002 lên 0,6% ở năm 2010.



Hình 1 . Hàm mật độ tiền lương thực tế

Hình 1 diễn tả hàm mật độ tiền lương của năm 2002 và 2010 được tính toán trên nhóm lao động có thông tin về tiền lương. Hàm mật độ tiền lương thực tế của năm 2010 dịch sang phải rõ rệt so với năm 2002. Điều này cho thấy tiền lương trung bình của năm 2010 cao hơn hẳn so với năm 2002. Đồ thị năm 2010 cũng cao và nhọn hơn, đồ thị năm 2002 ít nhọn và rộng hơn. Đây cũng là dấu hiệu cho thấy sự chênh lệch tiền lương của năm 2010 nhìn chung ít hơn so với năm 2002.

Kết quả hồi quy hàm tiền lương theo phương trình (20) được thể hiện trong Bảng 2. Kết quả ước lượng bằng phương pháp OLS cũng được trình bày để so sánh kết quả với kết quả ước lượng bằng thủ tục Heckman 2 bước.

Bảng 2 . Kết quả hồi quy hàm tiền lương

Tên biến	OLS		Heckman	
	2002	2010	2002	2010
Tuoi	0,0240*** (5,87)	0,0379*** (16,69)	0,0242*** (6,01)	0,0387*** (17,11)
Tuoi_bp	-0,000300*** (-5,46)	-0,000461*** (-15,52)	-0,000230*** (-4,29)	-0,000448*** (-15,18)
GioiTinh	0,224*** (21,18)	0,211*** (34,68)	0,247*** (23,75)	0,215*** (35,52)
HonNhan	-0,0636*** (-4,02)	0,0888*** (10,13)	-0,0289* (-1,84)	0,0980*** (11,20)
TieuHoc	0,107*** (7,10)	0,119*** (11,34)	0,0980*** (6,50)	0,103*** (9,91)
THCS	0,115*** (7,62)	0,149*** (14,58)	0,151*** (9,51)	0,132*** (12,87)
THPT	0,366***	0,265***	0,393***	0,253***

	(18,89)	(23,34)	(19,90)	(22,25)
HocNghe	0,644***	0,223***	0,723***	0,233***
	(31,68)	(24,75)	(34,98)	(25,93)
CaoDang_DaiHoc	0,938***	0,882***	0,978***	0,874***
	(43,35)	(78,56)	(44,70)	(77,92)
SauDaiHoc	1,311***	1,293***	1,355***	1,273***
	(12,35)	(32,01)	(13,21)	(31,65)
ThanhThi	0,431***	0,148***	0,374***	0,136***
	(35,64)	(23,18)	(30,97)	(21,35)
Hệ số chặn	7,676***	8,070***	8,864***	8,357***
	(115,70)	(206,59)	(109,67)	(200,09)
<hr/>				
Mills				
Lambda			-1,297***	-0,310***
			(-25,80)	(-19,14)
Số quan sát	24.948	35.348	69.698	107.657
R ²	0,218	0,297		

Nguồn: Theo tính toán của tác giả

Trong Bảng 2, sự chênh lệch tiền lương thực sự xảy ra ở nhóm lao động nam và nữ và xu hướng chênh lệch giảm dần theo thời gian. Năm 2002, tiền lương trung bình của nhóm lao động nam cao hơn lao động nữ khoảng 28,01 % ($= (e^{0,247} - 1) \times 100\%$), đến năm 2010, mức độ chênh lệch chỉ vào khoảng 23,98%. Cũng theo kết quả hồi quy ở Bảng 2, chênh lệch tiền lương giữa khu vực thành thị - nông thôn cũng tồn tại theo thời gian nhưng mức độ chênh lệch giảm đáng kể.

Kết quả này còn cung cấp bằng chứng thống kê cho thấy trình độ học vấn, thể hiện qua các biến giả về bằng cấp thực sự có tác động tiền lương của người lao động. Nhóm lao động không có bằng cấp được lựa chọn làm nhóm cơ sở khi xét các biến giả về bằng cấp. Bằng cấp đạt được càng cao thì tiền lương người lao động được nhận càng cao nhưng khoảng cách giữa các nhóm bằng cấp có xu hướng thu hẹp dần. Theo số liệu của năm 2002, nhóm lao động có bằng cấp cao nhất là bằng sau đại học được nhận mức đãi ngộ cao nhất, gấp 3,87 lần tiền lương của nhóm cơ sở. Nhóm lao động có bằng cấp cao nhất là bằng đại học – cao đẳng có tiền lương cao hơn nhóm cơ sở đến 165% ($= (e^{0,978} - 1) \times 100\%$); trong khi khoảng cách này ở nhóm lao động có bằng cấp nghề là 106%. Tiền lương của nhóm có bằng tiểu học chỉ cao hơn nhóm cơ sở khoảng 10%, con số này ở nhóm tốt nghiệp trung học cơ sở là 16% và ở nhóm tốt nghiệp trung học phổ thông là 48%.

Kết quả ước lượng hàm tiền lương năm 2010 cho thấy xu hướng tăng mức độ đãi ngộ theo bằng cấp vẫn diễn ra, tuy nhiên mức độ chênh lệch giữa các nhóm bằng cấp có thay đổi. Theo kết quả hồi quy của năm 2010, nhóm lao động có bằng cấp sau đại học có mức tiền lương thực tế cao nhất, khi chênh lệch tiền lương của nhóm này với nhóm cơ sở lên đến 257% ($= (e^{1,273} - 1) \times 100\%$). Chênh lệch của nhóm có bằng đại học – cao đẳng với nhóm cơ sở là 139%. Nhóm có bằng tiểu học, trung học cơ sở, trung học phổ thông, có mức tiền lương thực tế chỉ cao hơn nhóm cơ sở lần lượt là 10,84%; 14,11% và 28,78%.

Mặc dù khoảng tiền lương giữa các nhóm bằng cấp có xu hướng thu hẹp dần theo thời gian nhưng kết quả chung vẫn cho thấy mức đãi ngộ nhận được càng cao khi bằng cấp càng cao. Đặc biệt là mức tiền lương trung bình cao hơn rõ rệt khi xét thu nhập giữa nhóm bằng cấp cao đẳng – đại học trở lên so với các nhóm lao động khác. Kết quả này phản ánh đúng thực trạng thị trường lao động của VN khi xu hướng sinh bằng cấp vẫn còn đang tiếp tục diễn ra. Học sinh tốt nghiệp phổ thông vẫn phải cạnh tranh nhau khốc liệt để vào đại học và bằng đại học vẫn được xem như tấm giấy thông hành vào tương lai. Cả người đi học và nhà tuyển dụng đều đề cao bằng cấp khiến cho tình trạng thừa thầy thiếu thợ vẫn sẽ tiếp tục diễn ra và không dễ khắc phục trong những năm tới.

Tỉ lệ Mills ở hàm hồi quy tiền lương của năm 2002 và 2010 đều âm có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy vấn đề chênh lệch do chọn mẫu có thực sự xảy ra và việc hiệu chỉnh ước lượng chệch do chọn mẫu là cần thiết.

4. KẾT LUẬN VÀ GỢI Ý CHÍNH SÁCH

Kết quả nghiên cứu cho thấy khi người lao động có bằng cấp càng cao thì mức tiền lương thực tế nhận được sẽ càng lớn. Đặc biệt, những nhóm lao động có bằng cấp từ cao đẳng – đại học trở lên có mức lương cao hơn rất nhiều so với các nhóm bằng cấp còn lại. Nam giới có mức tiền lương thực tế cao hơn nữ giới. Lao động ở khu vực thành thị có mức tiền lương thực tế cao hơn lao động ở khu vực nông thôn. Bằng chứng thống kê minh chứng cho các nhận định này được tìm thấy ở cả hai mẫu số liệu VHLSS của năm 2002 và 2010. Tuy nhiên, khoảng cách chênh lệch giữa các nhóm lao động nam – nữ, thành thị - nông thôn và nhóm theo bằng cấp đang có xu hướng thu hẹp dần theo thời gian.

Bằng cấp càng cao thì tiền lương thực tế nhận được cũng càng cao. Điều này có thể do người lao động khi được tuyển dụng được nhận hệ số lương tương ứng với bằng cấp, hoặc do những người lao động có bằng cấp cao, có tri thức về công việc tốt; do đó thường hoàn thành công việc tốt nên mức đãi ngộ cũng tương xứng, hoặc cũng có thể quá trình thăng tiến ở VN thường gắn liền với yếu tố bằng cấp. Đây là bằng chứng thống kê rõ rệt cho thấy giáo dục đóng vai trò quan trọng trong các yếu tố tác động đến tiền lương. Cải thiện giáo dục vừa góp phần cải thiện tiền lương cho người lao động, vừa tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn.

Đối với bản thân người lao động: Khi tham gia hoặc chuẩn bị tham gia thị trường lao động cần nhận thấy tầm quan trọng của trình độ học vấn đối với mức độ đãi ngộ mà mình sẽ được nhận, để từ đó có chiến lược và kế hoạch phù hợp để nâng cao trình độ học vấn cho bản thân. Tuy nhiên, bằng cấp cao chỉ thực sự có ý nghĩa khi gắn liền với năng lực cá nhân của người lao động, những kiến thức thu được trong quá trình học tập để có được bằng cấp đó gắn liền với công việc và người lao động biết cách vận dụng hiệu quả những tri thức đó để cải tiến công việc.

Đối với Nhà nước và các cấp quản lý cũng như những người sử dụng lao động: Cần tạo điều kiện để người lao động nâng cao trình độ học vấn, thông qua đó nâng cao năng suất lao động. Đối với doanh nghiệp, việc nâng cao trình độ người lao động cũng đồng thời góp phần nâng cao khả năng cạnh tranh của doanh nghiệp. Đối với Nhà nước, nâng cao trình độ người lao động cũng là nâng cao trình độ nguồn nhân lực, nâng cao vị thế của đất nước trong tiến trình hội nhập với kinh tế thế giới.

Tiền lương thành thị cao hơn nông thôn. Do vậy, lao động luôn luôn có xu hướng dịch chuyển từ nông thôn ra thành thị. Ở thành thị, người lao động vừa có cơ hội tìm

việc làm với mức lương cao, đồng thời vừa có cơ hội học tập nâng cao trình độ. Việc di cư lao động từ thành thị ra nông thôn, đặc biệt là những lao động trình độ cao là một xu hướng tự nhiên trong kinh tế. Do vậy, nếu nhà quản lý muốn hạn chế mức độ di cư của người lao động có trình độ từ nông thôn ra thành thị không thể bằng các biện pháp hành chính mà phải bằng các biện pháp kinh tế: Nâng cao mức đãi ngộ của khu vực nông thôn, nâng cao cơ hội nâng cao trình độ, cơ hội thăng tiến, cơ hội cải thiện thu nhập, nâng cao mức sống người dân. Điều đó sẽ giúp giữ chân những lao động trình độ cao ở lại với nông thôn, đồng thời có thể thu hút cả nguồn lao động có trình độ cao nhưng chưa tìm được việc làm tốt thành thị đến với nông thôn... Dần dần, sẽ đô thị hóa nông thôn thực chất về kinh tế và xã hội, chứ không phải chỉ đô thị hóa nông thôn về mặt hành chính và giấy tờ.

Đối với vấn đề chênh lệch tiền lương theo giới tính, kết quả thống kê cho thấy giả định có cùng một đặc điểm lao động, sự đãi ngộ thực sự khác nhau giữa nam và nữ làm cho tiền lương của nam giới cao hơn nữ giới. Sự đãi ngộ khác nhau này có thể một phần do tư tưởng trọng nam khinh nữ vốn đã tồn tại từ rất lâu trong xã hội, không phải chỉ phương Đông mà cả ở phương Tây. Luật bình đẳng giới ở VN quy định rất rõ về việc đối xử bình đẳng giữa nam và nữ, nhưng trên thực tế, sự bất bình đẳng giữa nam và nữ có thể không thể hiện cụ thể thành những hành động trái luật mà chính là trên định kiến, cách cư xử và trong tư tưởng. Mặc dù luật pháp không thể quy định về những định kiến, những tư tưởng phân biệt đối xử giữa nam và nữ, nhưng luật pháp cũng cần hoàn thiện hơn nữa để những tư tưởng phân biệt đối xử này không thể hiện thực hóa thành những bất công trong trả lương cho nữ giới.

Bên cạnh đó, bài viết đã khẳng định có sự chênh lệch tiền lương giữa các nhóm lao động khu vực thành thị - nông thôn, nam - nữ. Thực tế có rất nhiều nguyên nhân dẫn đến tình trạng chênh lệch này, khách quan là do chênh lệch về trình độ học vấn, sức khỏe, năng lực. Nhưng cũng có thể có những nguyên nhân chủ quan như do phân biệt đối xử hoặc do kì thị. Trong những nghiên cứu tiếp theo, tác giả có thể áp dụng các kĩ thuật định lượng trong phân rã chênh lệch tiền lương (Wage Gap Decomposition) để tìm ra nguyên nhân và nguồn gốc của những chênh lệch tiền lương này■

Tài liệu tham khảo

- Card, D. (1999), “The Causal Effect of Education on Earnings”, *Handbook of Labor Economics*, New York, North-Holland.
- Heckman, J.J. (1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153-161.
- Heckman J.J. Lochner L.J., & Todd P.E. (2003), *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*, NBER Working Papers, n° 9732, National Bureau of Economic Research, May.
- Greene, W.H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th. Ed.. Upper Saddle River, NJ.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Polachek, Solomon W., (2008), *Earnings Over the Life Cycle: The Mincer Earnings Function and Its Applications*, *Foundations and Trends in Microeconomics*, vol. 4(3), pages 165-272, April.
- Puhani, P. (2000), "The Heckman Correction for sample selection and its critique", *Journal of Economic Surveys*, 14 (1): 53–68.