

PHÂN RÃ CHÊNH LỆCH TIỀN LƯƠNG THÀNH THỊ - NÔNG THÔN Ở VIỆT NAM BẰNG PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY PHÂN VỊ

Trần Thị Tuấn Anh*

Ngày nhận: 5/12/2014

Ngày nhận bản sửa: 16/3/2015

Ngày duyệt đăng: 30/7/2015

Tóm tắt:

Sự chênh lệch về mức sống giữa thành thị - nông thôn là một trong những hệ quả của tăng trưởng kinh tế. Chênh lệch tiền lương là một trong những nguyên nhân quan trọng dẫn đến sự chênh lệch về mức sống giữa hai khu vực. Bài viết này sử dụng hồi quy phân vị và phương pháp phân rã Machado & Mata trên số liệu VHLSS 2012 để tìm ra các yếu tố tác động đến tiền lương ở thành thị - nông thôn; đồng thời bài viết xác định mức chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực cũng như tìm ra nguyên nhân của khoảng chênh lệch này. Kết quả nghiên cứu của bài viết cho thấy bằng cấp tác động rất lớn đến tiền lương của người lao động ở cả hai khu vực. Bên cạnh đó, người lao động thành thị luôn nhận được mức lương cao hơn người lao động nông thôn ở tất cả các phân vị. Chênh lệch về đặc điểm lao động có tham gia giải thích chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực. Mức độ tham gia giải thích của đặc điểm lao động đến tiền lương thì khác nhau giữa các phân vị nhưng nhìn chung tỷ lệ giải thích này khá lớn - trên 50% - ở hầu hết các phân vị được xét.

Từ khóa: Chênh lệch tiền lương thành thị - nông thôn, hồi quy phân vị, phân rã chênh lệch tiền lương, phương pháp Machado-Mata

A quantile regression decomposition of urban - rural wage gap in Vietnam

Abstract:

The disparity in the living standards between urban and rural areas is a consequence of economic growth. Urban - rural wage gap is an important cause of this disparity. This paper applied quantile regression and Machado & Mata decomposition on VHLSS 2012 to discover the factors that affect wages in each area. It also determines the differences in hourly wage between urban and rural workers for Vietnam in 2012, as well as figures out the causes of this gap. The results showed that qualifications had a strong effect on wages. Additionally, urban workers received higher wages than rural workers at all quantiles. A relatively large part of the observed wage gap can be explained by urban - rural difference in characteristics.

Keywords: Urban – rural wage gap; quantile regression; wage gap decomposition; Machado - Mata method.

1. Giới thiệu

Tiền lương là một trong các yếu tố gắn liền với mức sống của người lao động. Vì thế, chênh lệch tiền lương cũng là một nguyên nhân quan trọng dẫn đến chênh lệch mức sống và phân hóa giàu nghèo.

Kinh tế học đã chỉ ra rằng sự tồn tại của chênh lệch tiền lương là tất yếu. Nguyên nhân của điều này có thể là do tiền lương phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố như thị trường lao động, môi trường làm việc, tính chất công việc và đặc điểm của người lao động. Hơn

nữa, chênh lệch tiền lương còn bắt nguồn từ việc phân công lao động. Tiền lương sẽ khác nhau khi mà mỗi người lao động được phân công đảm trách những công đoạn, công việc khác nhau trong cùng một quy trình sản xuất. Becker (1971), Cain (1986) đề xuất rằng chênh lệch tiền lương có thể được tách thành hai phần: một là phần chênh lệch tiền lương do phân biệt đối xử (*wage discrimination*) và một là phần chênh lệch tiền lương do sự khác nhau về vốn con người (*human capital*) hoặc năng suất lao động của người lao động. Còn những chênh lệch tiền lương do phân biệt đối xử là chênh lệch tiền lương “tiêu cực”, thể hiện bất bình đẳng nảy sinh trong xã hội mà chúng ta cần phải điều chỉnh.

Vấn đề chênh lệch tiền lương giữa thành thị - nông thôn cũng là một vấn đề đang rất được quan tâm trong nghiên cứu, đặc biệt là ở các nước đang phát triển như Việt Nam. Vì vậy, bài viết này được thực hiện với mục tiêu nghiên cứu là *xác định mức chênh lệch tiền lương thành thị - nông thôn ở Việt Nam và phân rã khoảng chênh lệch tiền lương* này để tìm hiểu các thành phần cấu thành nên chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực này.

2. Tổng quan lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Tổng quan lý thuyết

Các nghiên cứu về sự chênh lệch tiền lương trên thế giới được bắt đầu từ những năm hai mươi của thế kỷ trước, thông qua công trình nghiên cứu của Edgewort (1922). Tuy nhiên, chủ đề này thực sự được quan tâm từ sau những nghiên cứu được công bố vào những năm 1950, đặc biệt là sau nghiên cứu của Becker (1957). Những nghiên cứu sơ khởi này không những chỉ ra sự tồn tại của vấn đề chênh lệch tiền lương mà còn cung cấp một mô hình nghiên cứu chênh lệch tiền lương ở những dạng sơ khai. Sự phát triển của các mô hình về vốn con người và sự phát triển của các công cụ phân tích số liệu làm sản sinh ra một loạt các nghiên cứu về sự khác biệt tiền lương mới trong suốt những năm 70 và 80. Một trong những bước ngoặt của các nghiên cứu về chênh lệch tiền lương đó là khi Oaxaca - Blinder (1973) giới thiệu phương pháp phân rã chênh lệch tiền lương dựa trên hàm hồi quy tiền lương trung bình. Khoảng chênh lệch tiền lương giữa hai nhóm lao động được phân tích thành hai phần: phần chênh lệch được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình và phần chênh lệch chưa được giải thích gây ra do chênh lệch hệ số hồi quy. Phần chênh lệch chưa

được giải thích này có thể được xem như là dấu hiệu của bất bình đẳng trong trả lương giữa hai nhóm lao động được xét.

Sau khi Koenker và Bassett (1978) giới thiệu phương pháp hồi quy phân vị, Buchinsky (1994) đã khởi xướng việc ứng dụng phương pháp hồi quy phân vị trong việc ước lượng hàm hồi quy biến tiền lương theo trình độ học vấn. Buchinsky dùng hồi quy phân vị với số liệu tiền lương của Mỹ trong giai đoạn 1963 - 1987 để xây dựng và so sánh hàm tiền lương theo thời gian. Từ đó, Buchinsky (1994) kết luận về sự thay đổi cấu trúc tiền lương ở Mỹ theo thời gian. Năm 2005, Machado & Mata (2005) đã có một đóng góp lớn về chênh lệch tiền lương khi đề xuất một phương pháp phân rã chênh lệch tiền lương giữa hai nhóm trên từng phân vị dựa theo phương pháp Oaxaca- Blinder (1973). Phương pháp do Machado - Mata (2005) đề xuất, được sử dụng rất phổ biến trong các nghiên cứu chênh lệch tiền lương có sử dụng hồi quy phân vị sau này. Với phép phân rã này, áp dụng trên số liệu tiền lương của Bồ Đào Nha, kết quả nghiên cứu của hai ông cho thấy tiền lương trung bình của nữ giới thấp hơn tiền lương trung bình của nam giới và khoảng chênh lệch tiền lương này càng tăng khi xét ở phân vị càng cao. Bên cạnh đó, đặc điểm lao động như số năm kinh nghiệm, trình độ học vấn tham gia giải thích rất lớn đến sự chênh lệch tiền lương theo giới tính.

Mặc dù đề tài về chênh lệch tiền lương đã được chú trọng nghiên cứu định lượng khá nhiều ở Việt Nam, nhưng rất ít các tác giả đã áp dụng phương pháp hồi quy phân vị Hung T.P. và các cộng sự (2007a) áp dụng phương pháp hồi quy phân vị để xác định mức độ chênh lệch tiền lương theo giới tính ở Việt Nam giai đoạn 1993 - 2002 và phân rã chênh lệch tiền lương theo giới tính này bằng phương pháp phân rã Machado - Mata (2005). Nam giới nhận được mức lương cao hơn nữ trên tất cả các phân vị nhưng xu hướng chung là chênh lệch càng thấp ở những phân vị càng cao.

Trong một nghiên cứu khác cũng do Hung T.P và các cộng sự (2007b) thực hiện đối với số liệu tiền lương ở Việt Nam, các tác giả đã nghiên cứu chênh lệch tiền lương giữa các nhóm lao động xét theo dân tộc ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy thực sự có chênh lệch dương về tiền lương giữa nhóm lao động thuộc dân tộc Kinh - Hoa với nhóm các lao động thuộc các dân tộc thiểu số. Chênh lệch tiền lương càng cao ở những phân vị càng thấp.

Tổng quan các nghiên cứu ở Việt Nam cho thấy việc phân tích chênh lệch tiền lương ở Việt Nam đã được quan tâm nghiên cứu nhưng chưa có nghiên cứu nào áp dụng hồi quy phân vị cũng như phương pháp phân rã Machado - Mata (2005) có tính đến tính chệch do chọn mẫu để nghiên cứu và phân rã chênh lệch tiền lương giữa thành thị và nông thôn ở Việt Nam.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp hồi quy phân vị được Koenker & Bassett giới thiệu lần đầu tiên năm 1978. Thay vì ước lượng các tham số của hàm hồi quy trung bình bằng phương pháp OLS, Koenker & Bassett (1978) đề xuất việc ước lượng tham số hồi quy trên từng phân vị của biến phụ thuộc để sao cho tổng chênh lệch tuyệt đối của hàm hồi quy tại phân vị τ của biến phụ thuộc là nhỏ nhất. Nói một cách khác, thay vì xác định tác động biên của biến độc lập đến giá trị trung bình của biến phụ thuộc, hồi quy phân vị sẽ giúp xác định tác động biên của biến độc lập đến biến phụ thuộc trên từng phân vị của biến phụ thuộc đó. Hàm phân vị tuyến tính có điều kiện của Y theo X ở phân vị $\tau \in (0,1)$ là hàm số $Q_\tau(Y_i) = X_i \hat{\beta}_\tau$ trong đó tham số $\hat{\beta}_\tau$ được chọn sao cho tổng chênh lệch sai số ở phân vị τ nhỏ nhất. Có nghĩa là

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min_{\beta_\tau} \left(\tau \sum_{y_i \geq X_i \beta_\tau} (y_i - X_i \beta_\tau) + (\tau - 1) \sum_{y_i < X_i \beta_\tau} (y_i - X_i \beta_\tau) \right) \quad (1)$$

Trong đó Y là biến phụ thuộc, X_i bao gồm tất cả các biến độc lập, β_τ là hệ số hồi quy cần ước lượng tại phân vị τ .

Sau khi hồi quy phân vị được Koenker & Bassett giới thiệu năm 1978, Buchinsky (1994) là người đầu tiên áp dụng hồi quy phân vị trong xây dựng hàm tiền lương. Và sau đó, đã có rất nhiều nghiên cứu tiếp tục mở rộng việc ứng dụng hồi quy phân vị trong xây dựng hàm tiền lương cho các quốc gia trên thế giới. Sau khi hồi quy phân vị được áp dụng trong xây dựng hàm tiền lương, Machado - Mata (2005) đã có một đóng góp quan trọng khi mở rộng phương pháp phân rã của Oaxaca - Blinder (1973) cho trường hợp hồi quy phân vị. Giả sử hàm hồi quy phân vị phân vị ở phân vị τ ở nhóm lao động nam như sau:

$$Y_m = X'_m \beta_{tm} + \varepsilon_{tm} \quad (2)$$

$$\text{và đặt } Q_\tau(Y_m | X_m) = X'_m \beta_{tm} \text{ và } Q_\tau(u_{tm} | X_m) = 0 \quad (3)$$

Hàm hồi quy phân vị tương ứng của nhóm lao động nữ là:

$$Y_f = X'_f \beta_{tm} + u_{tf}$$

$$\text{trong đó } Q_\tau(Y_f | X_f) \text{ và } Q_\tau(u_{tf} | X_f) = 0 \quad (4)$$

Gọi $Q_\tau(Y_f | X_m) = X'_m \bar{\beta}_{tf}$ là hàm hồi quy phân vị tiền lương đối chứng được xây dựng trong trường hợp giả định lao động nữ có đặc điểm lao động giống như lao động nam. Khi đó, khoảng cách tiền lương giữa hai nhóm sẽ được Machado - Mata (2005) phân rã thành hai nhóm như sau:

$$Q_\tau(Y_m | X_m) - Q_\tau(Y_f | X_f) = [Q_\tau(Y_m | X_m) - Q_\tau(Y_f | X_m)] + [Q_\tau(Y_f | X_m) - Q_\tau(Y_f | X_f)] \quad (5)$$

Số hạng $[Q_\tau(Y_m | X_m) - Q_\tau(Y_f | X_m)]$ trong ngoặc vuông thứ nhất ở về phải cho biết phân chênh lệch tiền lương gây ra bởi sự chênh lệch trong hệ số hồi quy phân vị, trong khi số hạng thứ hai $[Q_\tau(Y_f | X_m) - Q_\tau(Y_f | X_f)]$ cho biết phân chênh lệch tiền lương ở phân vị đang xét gây ra bởi chênh lệch về đặc điểm giữa hai nhóm lao động.

Biến phụ thuộc trong hàm tiền lương được bài viết xây dựng là *biến log-tiền lương theo giờ* của người lao động. Nghĩa là, tiền lương của người lao động được quy đổi để tính ra tiền lương theo giờ (đơn vị tính là nghìn đồng/giờ) và sau đó được lấy logarit nepe và đưa vào xử lý hồi quy. Hàm tiền lương được xây dựng dưới dạng hàm log - lin theo phương trình tiền lương Mincer (1974). Các biến giải thích được đưa vào hồi quy hàm tiền lương được chia thành ba nhóm. Một nhóm biến bao gồm các biến liên quan đến năng suất lao động cá nhân, một nhóm biến liên quan đến đặc điểm công việc và một nhóm bao gồm các biến kiểm soát như yếu tố vùng, miền.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Thống kê mô tả số liệu

Bài viết sử dụng bộ số liệu VHLSS năm 2012 để thực hiện hồi quy hàm tiền lương ở Việt Nam và phân tích chênh lệch tiền lương. Đối với bộ số liệu VHLSS năm 2012, sau khi chọn lọc các quan sát trong độ tuổi lao động, mẫu số liệu còn lại 20217 quan sát; trong đó có 7299 quan sát có số liệu về tiền lương và có đầy đủ giá trị của các biến độc lập để có thể tiến hành hồi quy. Trong số 7299 quan sát với đầy đủ số liệu, có 4735 quan sát ở nông thôn (chiếm 59,94%) và 2924 quan sát ở thành thị (chiếm 40,06%).

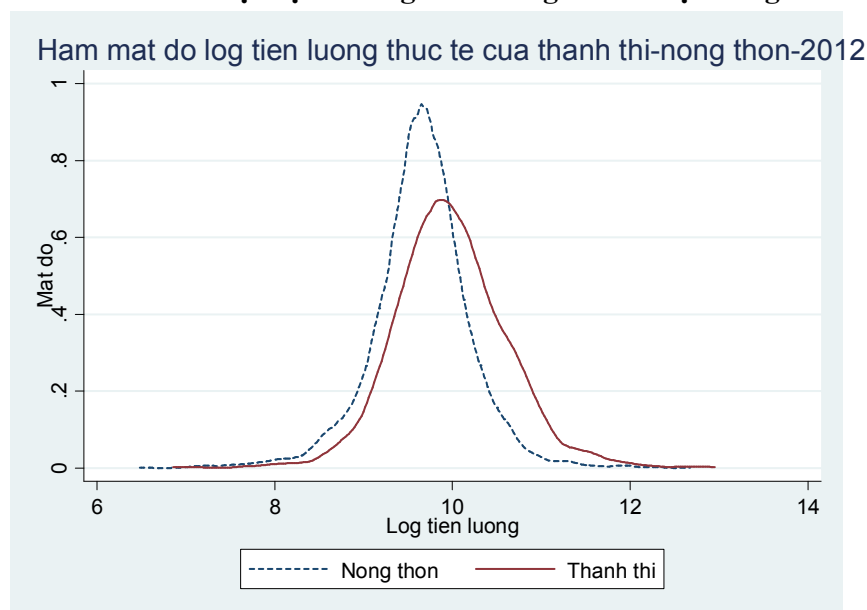
Hơn nữa, khi xét cơ cấu các nhóm lao động theo bằng cấp trong năm 2012, số liệu thống kê cũng cho thấy sự chênh lệch về bằng cấp giữa nhóm lao động thành thị và nông thôn. Nhóm lao động ở thành thị có bằng cấp cao hơn lao động ở nông thôn.

Bảng 1: Giá trị trung bình các biến trong mô hình

| Tên biến | Giải thích tên biến | Giá trị trung bình | | | | |
|---------------------|---|--------------------|-----------|---------|-----------|-----------|
| | | Toàn bộ mẫu | Giới tính | | Khu vực | |
| | | | Nam giới | Nữ giới | Thành thị | Nông thôn |
| LnTienLuong | Logarit tiền lương thực tế theo giờ | 9.782 | 9.843 | 9.691 | 9.981 | 9.649 |
| GioiTinh | Biến giả về giới tính, =1 nếu là lao động nam, =0 nếu là lao động nữ | 0.601 | 1.000 | 0.000 | 0.569 | 0.621 |
| HonNhan | Biến giả về hôn nhân, = 1 nếu đang hoặc đã từng kết hôn, = 0 nếu chưa từng lập gia đình | 0.764 | 0.747 | 0.789 | 0.786 | 0.749 |
| Kinh - Hoa | Biến giả về dân tộc, = 1 nếu là người dân tộc Kinh/Hoa, = 0 nếu là các dân tộc khác | 0.919 | 0.915 | 0.925 | 0.952 | 0.897 |
| KinhNghiem | Số năm kinh nghiệm tiềm năng của người lao động | 21.040 | 21.920 | 19.710 | 22.590 | 20.000 |
| KinhNghiem_sq | Bình phương của số năm kinh nghiệm tiềm năng | 561.2 | 607.0 | 492.3 | 624.0 | 519.2 |
| TieuHoc | Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng tốt nghiệp Tiểu học | 0.193 | 0.201 | 0.180 | 0.130 | 0.235 |
| Trung học cơ sở | Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng tốt nghiệp Trung học cơ sở | 0.216 | 0.229 | 0.195 | 0.142 | 0.264 |
| Trung học phổ thông | Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng tốt nghiệp Trung học phổ thông | 0.113 | 0.113 | 0.114 | 0.111 | 0.115 |
| HocNghe | Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng học nghề | 0.185 | 0.193 | 0.173 | 0.241 | 0.148 |
| Caodang_Daihoc | Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là bằng Cao đẳng hoặc Đại học | 0.186 | 0.159 | 0.227 | 0.303 | 0.108 |
| SauDaiHoc | Biến giả về bằng cấp, = 1 nếu bằng cấp cao nhất là Sau đại học. | 0.010 | 0.009 | 0.011 | 0.022 | 0.002 |
| SucKhoe | Biến giả về sức khỏe, = 1 nếu chưa phải điều trị bệnh nội trú lần nào | 0.007 | 0.007 | 0.008 | 0.009 | 0.006 |
| Số quan sát | | 7299 | 4384 | 2915 | 2924 | 4375 |

Nguồn: tác giả tự tính toán theo số liệu thu thập được

Hình 1: Hàm mật độ biến log tiền lương thành thị - nông thôn



Nguồn: tác giả tự tính toán theo số liệu thu thập được

Tiền lương của nhóm lao động thành thị - nông thôn được biểu diễn trên bằng hàm mật độ trên Hình 1. Hàm mật độ tiền lương ở thành thị và nông thôn có một sự khác biệt rõ rệt. Hàm mật độ của biến log-tiền lương của nhóm lao động ở khu vực nông thôn ở bên trái, hẹp và cao hơn rất nhiều so với nhóm lao động ở thành thị. Điều này có nghĩa là người lao động ở khu vực thành thị nhận được mức tiền lương theo giờ cao hơn ở nông thôn. Đồng thời, sự biến thiên của tiền lương ở nhóm lao động thành thị cũng cao hơn ở nông thôn.

3.2. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Từ kết quả so sánh hàm mật độ của biến log tiền lương, sự thay đổi về cả vị trí và hình dáng hàm mật độ tiền lương của người lao động theo khu vực thành thị nông thôn cho thấy việc lựa chọn hồi quy phân vị là phù hợp để xây dựng hàm tiền lương ở Việt Nam. Các phân vị được lựa chọn để nghiên cứu là phân vị 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 và 0,9 của biến log tiền lương theo giờ thực tế. Phân vị càng cao ứng với mức tiền lương của người lao động càng cao.

Kết quả hồi quy hàm tiền lương của khu vực

Bảng 2 : Kết quả hồi quy hàm tiền lương ở thành thị năm 2012

| Biến độc lập | OLS | Hồi quy phân vị | | | | |
|------------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | 10% | 25% | 50% | 75% | 90% |
| GioiTinh | 0.183*** [9.374] | 0.143*** [3.949] | 0.168*** [6.742] | 0.206*** [9.593] | 0.214*** [8.543] | 0.226*** [5.900] |
| HonNhan | 0.0480* [1.729] | 0.0459 [0.892] | 0.0464 [1.306] | 0.0572* [1.877] | 0.0410 [1.152] | 0.0628 [1.156] |
| Kinh_Hoa | 0.0675 [1.403] | 0.0153 [0.171] | 0.0344 [0.558] | 0.103* [1.946] | 0.0242 [0.393] | 0.0432 [0.458] |
| KinhNghiem | 0.0235*** [5.905] | 0.0353*** [4.777] | 0.0261*** [5.120] | 0.0198*** [4.515] | 0.0131** [2.568] | 0.00512 [0.657] |
| KinhNghiem_sq | - 0.000369*** [-4.137] | - 0.000663*** [-4.019] | - 0.000430*** [-3.772] | - 0.000262*** [-2.673] | - 0.000168 [-1.474] | 0.0000108 [0.062] |
| TieuHoc | 0.000577 [0.012] | -0.0693 [-0.773] | 0.0173 [0.280] | 0.0761 [1.431] | 0.000257 [0.004] | -0.0479 [-0.506] |
| Trung học cơ sở | 0.0556 [1.125] | 0.0402 [0.440] | 0.0755 [1.196] | 0.116** [2.132] | 0.0509 [0.805] | 0.0308 [0.318] |
| Trung học phổ thông | 0.176*** [3.317] | 0.0512 [0.521] | 0.159** [2.345] | 0.218*** [3.735] | 0.137** [2.017] | 0.235** [2.264] |
| HocNghe | 0.242*** [4.636] | 0.0799 [0.826] | 0.153** [2.297] | 0.269*** [4.680] | 0.328*** [4.908] | 0.394*** [3.856] |
| CaoDang_DaiHoc | 0.484*** [8.419] | 0.349*** [3.278] | 0.380*** [5.162] | 0.431*** [6.831] | 0.518*** [7.033] | 0.765*** [6.795] |
| SauDaiHoc | 0.766*** [8.911] | 0.736*** [4.622] | 0.656*** [5.974] | 0.686*** [7.265] | 0.851*** [7.729] | 0.994*** [5.909] |
| Các biến giả nghề nghiệp, sức khỏe | Có | Có | Có | Có | Có | Có |
| Các biến giả về loại hình kinh tế | Có | Có | Có | Có | Có | Có |
| Các biến giả về khu vực sinh sống | Có | Có | Có | Có | Có | Có |
| lambda_ThanhThi2012 | -0.0604 [-1.094] | -0.220** [-2.157] | -0.0981 [-1.391] | -0.0754 [-1.244] | 0.128* [1.812] | 0.134 [1.245] |
| _cons | 9.081*** [70.943] | 8.698*** [36.675] | 8.792*** [53.706] | 9.074*** [64.529] | 9.310*** [56.766] | 9.632*** [38.422] |
| Số quan sát | 2924 | 2924 | 2924 | 2924 | 2924 | 2924 |

Bảng 3: Hàm hồi quy tiền lương nông thôn

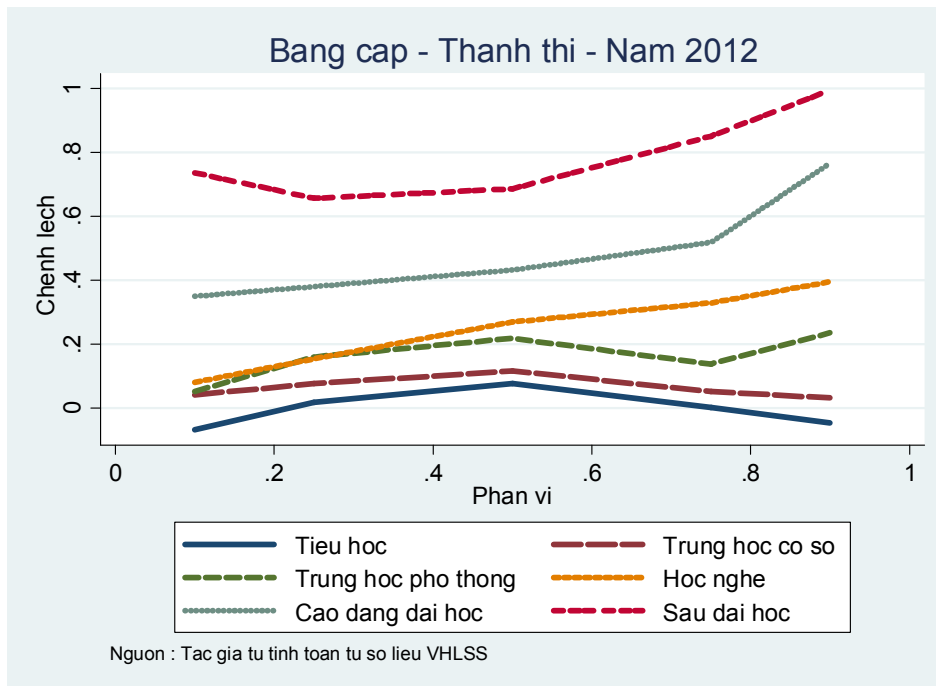
| Biến độc lập | OLS | Hồi quy phân vị | | | | |
|--------------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | | 10% | 25% | 50% | 75% | 90% |
| GioiTinh | 0.199*** [11.429] | 0.259*** [6.967] | 0.208*** [9.062] | 0.170*** [10.026] | 0.162*** [8.592] | 0.184*** [7.160] |
| HonNhan | 0.0649*** [2.850] | 0.0805* [1.652] | 0.120*** [4.003] | 0.0621*** [2.796] | 0.0701*** [2.845] | 0.0319 [0.950] |
| Kinh_Hoa | 0.0247 [0.798] | 0.0578 [0.874] | 0.00283 [0.069] | 0.0574* [1.901] | 0.0386 [1.152] | 0.0946** [2.071] |
| KinhNghiem | 0.0269*** [8.738] | 0.0322*** [4.909] | 0.0214*** [5.292] | 0.0180*** [6.012] | 0.0177*** [5.338] | 0.0231*** [5.086] |
| KinhNghiem_sq | - 0.000504*** [-7.815] | - 0.000623*** [-4.515] | - 0.000421*** [-4.955] | - 0.000306*** [-4.856] | - 0.000310*** [-4.445] | - 0.000437*** [-4.587] |
| TieuHoc | 0.148*** [5.585] | 0.176*** [3.113] | 0.183*** [5.242] | 0.143*** [5.535] | 0.102*** [3.558] | 0.0604 [1.544] |
| Trung học cơ sở | 0.190*** [6.878] | 0.294*** [4.972] | 0.227*** [6.236] | 0.153*** [5.665] | 0.148*** [4.953] | 0.101** [2.467] |
| Trung học phổ thông | 0.301*** [8.732] | 0.343*** [4.656] | 0.290*** [6.394] | 0.217*** [6.462] | 0.245*** [6.568] | 0.279*** [5.495] |
| HocNghe | 0.345*** [10.249] | 0.331*** [4.606] | 0.326*** [7.347] | 0.282*** [8.597] | 0.313*** [8.605] | 0.355*** [7.149] |
| CaoDang_DaiHoc | 0.591*** [14.053] | 0.577*** [6.416] | 0.569*** [10.271] | 0.479*** [11.687] | 0.530*** [11.650] | 0.574*** [9.257] |
| Các biến giả nghề nghiệp và sức khỏe | Có | Có | Có | Có | Có | Có |
| Các biến giả về loại hình kinh tế | Có | Có | Có | Có | Có | Có |
| Các biến giả về khu vực sinh sống | Có | Có | Có | Có | Có | Có |
| lambda_ThanhThi2012 | -0.200*** [-4.873] | -0.367*** [-4.194] | -0.247*** [-4.577] | -0.155*** [-3.887] | -0.119*** [-2.689] | 0.0159 [0.263] |
| _cons | 9.285*** [91.451] | 8.857*** [40.810] | 9.064*** [67.769] | 9.315*** [94.061] | 9.589*** [87.342] | 9.683*** [64.648] |
| Số quan sát | 4365 | 4365 | 4365 | 4365 | 4365 | 4365 |

thành thị và nông thôn trong năm 2012 được thể hiện ở bảng 2 và bảng 3. Hệ số hồi quy của các biến giả về bằng cấp được biểu diễn lên đồ thị để việc phân tích và so sánh tác động của bằng cấp đến tiền lương được dễ dàng hơn. Hình 2 biểu diễn hệ số hồi quy của các biến giả về bằng cấp ở khu vực thành thị năm 2012. *Bằng cấp càng cao thì mức tiền lương mà người lao động nhận được cũng càng cao.* Mức tiền lương tăng thêm ở những bằng cấp khác nhau thì rất khác nhau, tùy vào bằng cấp và tùy vào phân vị được xét. Có thể thấy rằng, trong năm 2012, bằng cấp *Cao đẳng - Đại học* và *Sau đại học* có tác động rất lớn đến tiền lương. Mức lương những người lao động nhận được khi nắm giữ bằng cấp này cao hơn

hẳn mức lương của những bằng cấp khác.

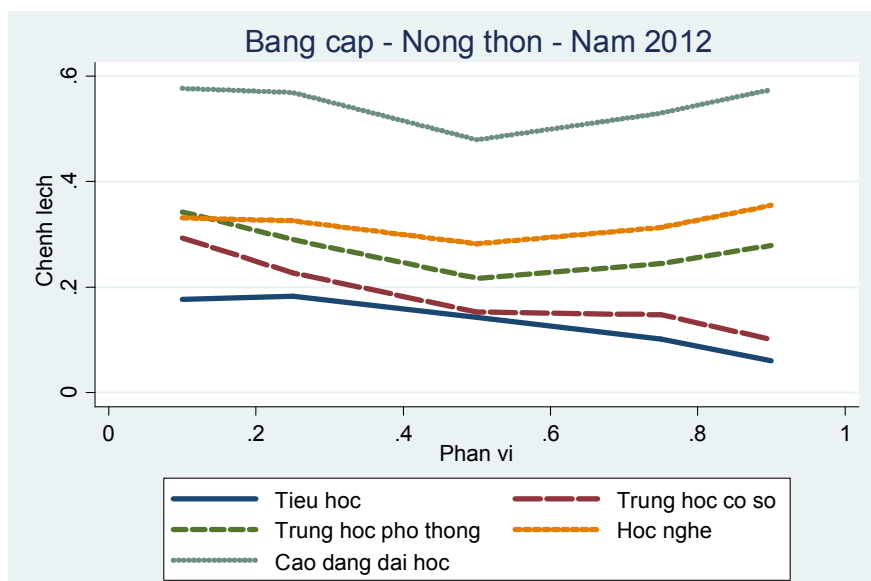
Hệ số hồi quy của các biến giả bằng cấp của người lao động ở nông thôn trong năm 2012 được biểu diễn lên đồ thị trên Hình 3. Kết quả hồi quy cho thấy rằng ở nhóm lao động nông thôn, trong năm 2012, bằng cấp cũng thực sự tác động đến tiền lương và bằng cấp càng cao thì mức tiền lương người lao động được nhận càng lớn. Hệ số hồi quy của biến giả ứng với bằng cấp *Cao đẳng - Đại học* khá tách biệt với hệ số hồi quy của các biến giả ứng với các bằng cấp còn lại. Điều này cũng cho thấy tầm quan trọng của bằng cấp *Cao đẳng - Đại học* trong vấn đề tiền lương ở Việt Nam.

Hình 2: Hệ số hồi quy theo bằng cấp của nhóm lao động ở thành thị - năm 2012



Nguồn: tác giả tự tính toán theo số liệu thu thập được

Hình 3: Hệ số hồi quy theo bằng cấp của nhóm lao động ở nông thôn - năm 2012



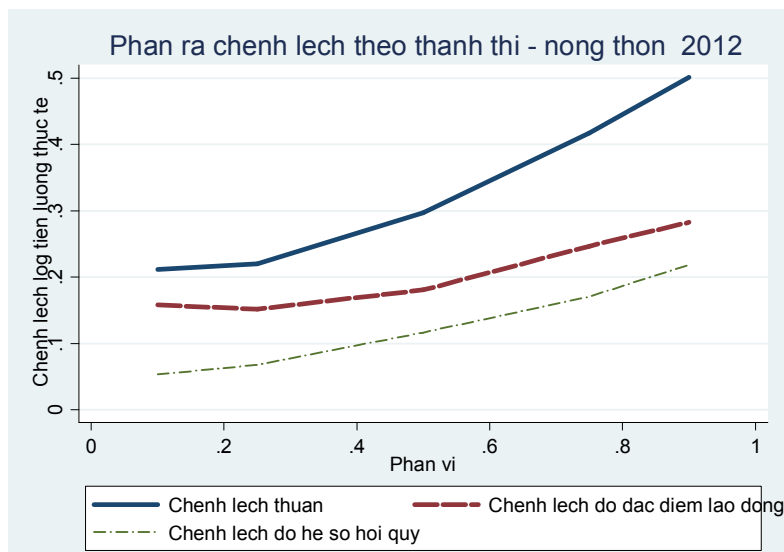
Nguồn: tác giả tự tính toán theo số liệu thu thập được

Nhìn chung, với những phân tích đã thực hiện trên kết quả hồi quy người lao động thành thị và nông thôn bằng số liệu năm 2012, kết quả phân tích cho thấy những xu hướng chung là bằng cấp càng cao thì tiền lương người lao động nhận được càng lớn cũng xảy ra cả ở thành thị và nông thôn. Hệ số hồi quy theo bằng cấp ở khu vực nông thôn có xu hướng cao hơn hệ số hồi quy tương ứng ở khu vực thành thị; đặc biệt là ở những phân vị thấp của biến log-tiền lương.

Kết quả phân rã chênh lệch giữa nhóm lao động thành thị - nông thôn được thể hiện trong bảng 4. Đồ thị mà nghiên cứu đưa ra để minh họa cho các kết quả phân rã này được thể hiện ở Hình 4.

Từ kết quả tính toán, có thể thấy rằng người lao động thành thị luôn luôn nhận được tiền lương cao hơn người lao động nông thôn ở tất cả các phân vị. Hơn nữa, ở phân vị càng cao thì mức chênh lệch càng lớn. Người lao động thành thị luôn luôn nhận được tiền lương cao hơn người lao động ở nông

Hình 4: Kết quả phân rã chênh lệch tiền lương giữa lao động thành thị và nông thôn



Nguồn: tác giả tự tính toán theo số liệu thu thập được

thôn ở tất cả các phân vị. Hơn nữa, ở phân vị càng cao thì mức chênh lệch càng lớn. Tổng mức chênh lệch tiền lương ở khu vực thành thị và nông thôn được thể hiện ở dòng 1 (*chênh lệch thuần*) của bảng 3. Phần chênh lệch được xác định do sự khác nhau về đặc điểm lao động ở hai khu vực được thể hiện ở dòng 2 của bảng 3 (*Phần chênh lệch do đặc điểm lao động*). Phần xác định chênh lệch được xác định do sự khác nhau về hệ số hồi quy được trình bày ở dòng 3 của bảng này. Theo kết quả tính toán; ở phân vị 0,1; chênh lệch tiền lương thành thị - nông thôn là 21,13%. Ở phân vị 0,25; chênh lệch này là 21,99%. Ở phân vị 0,5; con số thể hiện chênh lệch tăng lên 29,73%. Khoảng chênh lệch này là 41,75% ở phân vị 0,75 và tăng lên đến 50,14% ở phân vị 0,9. Sự khác nhau về đặc điểm lao động giữa thành thị và nông thôn năm 2012 giải thích được phần lớn chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực. Tỷ trọng của phần được giải thích bởi sự khác nhau về đặc điểm lao động này giảm theo phân vị nhưng luôn cao hơn 50%. Sự tham gia giải thích nhiều nhất của đặc điểm lao động vào chênh lệch tiền lương là ở phân vị 0,1 với tỷ lệ

74,83% ($=0.1579/0,2113 \times 100\%$). Sự tham gia giải thích ít nhất là ở phân vị 0,9 với 56,43% ($=0.2827/0,5014 \times 100\%$). Ngược lại, phần chênh lệch do sự khác nhau về hệ số hồi quy trong chênh lệch tiền lương giữa thành thị - nông thôn năm 2012 chiếm tỷ trọng nhỏ và tăng dần theo phân vị được xét. Tỷ trọng nhỏ nhất là ở phân vị 0,1 với 25,17% ($=0.0533/0,2113 \times 100\%$). và tỷ trọng cao nhất là 43,57% ở phân vị 0,9 ($=0.2186/0,5014 \times 100\%$).

Kết quả phân rã chênh lệch tiền lương thành thị - nông thôn ở Việt Nam của bài viết được so sánh với một số kết quả phân rã chênh lệch tiền lương khu vực thành thị - nông thôn trên thế giới. Ở Trung Quốc, theo nghiên cứu của Magnani et al (2011), mức độ chênh lệch tiền lương giữa thành thị và nông thôn vào khoảng (28,8% đến 42,6%), tăng dần theo phân vị nhưng sự tham gia giải thích của các biến độc lập thấp hơn 50%. Trong khi đó, ở Uruguay, chênh lệch tiền lương thành thị- nông thôn thay đổi từ khoảng 1,2% cho đến 46,5% tùy theo từng phân vị và đặc điểm lao động tham gia giải thích gần như toàn bộ phần chênh lệch tiền lương

Bảng 4: Kết quả phân rã chênh lệch tiền lương thành thị - nông thôn

| Phân vị | 0.1 | 0.25 | 0.5 | 0.75 | 0.9 |
|--------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Chênh lệch thuần | 0.2113*** [12.41] | 0.2199*** [21.4] | 0.2973*** [23.81] | 0.4176*** [20.02] | 0.5014*** [20.95] |
| Phần chênh lệch do đặc điểm lao động | 0.1579*** [7.66] | 0.1520*** [11.04] | 0.1807*** [16.66] | 0.2468*** [18.00] | 0.2827*** [13.25] |
| Phần chênh lệch do hệ số hồi quy | 0.0533*** [4.18] | 0.0678*** [6.13] | 0.1165*** [15.13] | 0.1707*** [24.50] | 0.2186*** [20.53] |

Bảng 5: So sánh kết quả phân rã của bài viết với một số nghiên cứu trên thế giới

| Tác giả | Quốc gia | Phân vị | | | | | |
|-------------------------------|------------|--------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | Thành phần | 0.1 | 0.25 | 0.5 | 0.75 | 0.9 |
| Magnani E. & Zhu R. (2011) | Trung Quốc | Chênh lệch thuần | 0.288 | | 0.292 | | 0.426 |
| | | Phần giải thích do đặc điểm lao động | 0.059 | | 0.096 | | 0.175 |
| Bergolo M. Carbajar F. (2010) | Uruguay | Chênh lệch thuần | 0.012 | 0.084 | 0.169 | 0.315 | 0.465 |
| | | Phần giải thích do đặc điểm lao động | 0.188 | 0.202 | 0.246 | 0.305 | 0.363 |

này.

Mặc dù đặc điểm lao động có tham gia giải thích chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực ở nhóm lao động nam, nhưng phần chênh lệch do hệ số hồi quy vẫn tồn tại. Dù tỷ trọng phần chênh lệch do hệ số hồi quy nhỏ hơn 50% nhưng đó vẫn được xem là dấu hiệu bất bình đẳng trong tiền lương giữa thành thị và nông thôn.

4. Kết luận và khuyến nghị giải pháp

Với số liệu năm 2012, ở cả hai khu vực thành thị và nông thôn, kết quả nghiên cứu cho thấy rằng bằng cấp càng cao thì tiền lương người lao động nhận được càng lớn. Người lao động thành thị luôn nhận được tiền lương cao hơn người lao động ở nông thôn ở tất cả các phân vị, phân vị càng cao thì chênh lệch này càng lớn. Sự khác nhau về đặc điểm lao động giữa thành thị và nông thôn có giải thích được trên 50% phần chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực.

Như vậy, nghiên cứu thực nghiệm cho thấy rằng tiền lương ở Việt Nam chịu sự tác động lớn của yếu tố bằng cấp. Do vậy, các giải pháp thúc đẩy cải thiện trình độ học vấn của người lao động là phù hợp và cần thiết ở Việt Nam. Các chính sách cải thiện giáo dục đem lại lợi ích trên nhiều phương diện: vừa giúp người lao động cải thiện tiền lương của bản thân họ, vừa giúp nâng cao chất lượng nguồn nhân lực của đất nước và nâng cao mặt bằng tiền lương của toàn xã hội trong tương lai.

Từ những kết quả phân tích, để thay đổi mức chênh lệch tiền lương thành thị - nông thôn theo hướng tích cực, bài viết đề xuất một vài ý kiến như sau:

Thứ nhất, tiếp tục thực hiện những chính sách phát triển kinh tế nông thôn mà Nhà nước đã thực hiện trong những năm qua như chính sách xóa đói giảm nghèo, cho vay từ nguồn vốn chính sách xã hội... để nâng cao mức tiền lương trung bình của khu vực nông thôn.

Thứ hai, bằng chứng thực nghiệm từ kết quả

nghiên cứu của bài viết cho thấy thực sự có chênh lệch tiền lương giữa thành thị và nông thôn và có sự khác nhau trong hệ số hồi quy hàm tiền lương ở thành thị và nông thôn. Điều này cũng góp phần giúp lý giải cho xu hướng lao động nhập cư từ nông thôn vào thành thị. Do vậy, nếu địa phương nông thôn muốn giữ chân người lao động thì nên thực thi các biện pháp kinh tế (tạo nhiều cơ hội nâng cao trình độ, cơ hội thăng tiến, cơ hội nghề nghiệp...) chứ không nên áp đặt các biện pháp hành chính. Đồng thời, với chính sách đãi ngộ phù hợp, các địa phương có thể thu hút cả nguồn lao động có trình độ cao nhưng chưa tìm được việc làm tốt từ thành thị đến với nông thôn, giúp giảm dần khoảng cách chênh lệch tiền lương giữa hai khu vực.

Thứ ba, đối với nông thôn, không chỉ cải thiện trình độ lao động, ngành nghề (là những yếu tố trực tiếp tác động đến tiền lương) mà còn cần cải thiện cơ sở hạ tầng, cải thiện chính sách tiền lương, cải thiện chế độ trả lương để thông qua đó cải thiện hàm tiền lương ở nông thôn, qua đó làm giảm phần bất bình đẳng thể hiện qua chênh lệch hệ số hồi quy hàm tiền lương giữa hai khu vực.

5. Những hạn chế của nghiên cứu

Bài viết chỉ đo lường mức chênh lệch tiền lương bằng con số tiền lương cụ thể nhưng chưa đo lường được sự chênh lệch về những cơ hội trong nghề nghiệp giữa lao động thành thị và nông thôn. Hơn nữa, hồi quy phân vị hiện nay đã được mở rộng và phát triển thêm nhiều kỹ thuật để việc tính toán và phân tích được đáng tin cậy. Do đó, bài viết có thể mở rộng dạng số liệu hoặc áp dụng các kỹ thuật mới của hồi quy phân vị để phương pháp nghiên cứu được cập nhật hơn và kết quả đáng tin cậy hơn. Bên cạnh đó, bài báo chỉ mới phân tích chênh lệch tiền lương giữa lao động thành thị - nông thôn trong năm 2012 mà chưa có sự so sánh để cho thấy xu hướng thay đổi của chênh lệch này theo thời gian. □

Tài liệu tham khảo

- Becker, G.S., (1957), *The Economics of Discrimination*, Chicago: Univ. Chicago Press.
- Becker, G.S., (1971), *The Economics of Discrimination*, 2nd edition, Chicago: University of Chicago Press.
- Bergolo M. Carbajar F. (2010), 'Revista de Análisis Económico', Vol. 25, N° 2, pp. 133-168.
- Blinder, A. S., (1973), 'Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables', *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
- Buchinsky, M. (1994), 'Changes in the U. S. wage structure 1963-1987: Application of quantile regression', *Econometrica (1986-1998)*, 62(2), 405-405.
- Cain, G. (1986), 'The economic analysis of labor market discrimination: a survey', In Ashenfelter, O. and Layard, R. (eds) *Handbook of Labor Economics*, vol I. Amsterdam: North-Holland.
- Edgeworth F. Y. (1922), 'Equal Pay to Men and Women for Equal Work', *The Economic Journal*, 32, p. 431-457.
- Hung, P. T. and Reilly, B. (2007a), 'The gender gap in Vietnam, 1993-2002: A quantile regression approach', *Poverty Research Unit at Sussex Working Paper 34*.
- Hung, P. T. and Reilly, B. (2007b), 'Ethnic wage inequality in Vietnam', *International Journal of Manpower*, 30(3), pp 192-219.
- Koenker R., & Bassett, J. R. (1978), 'Regression quantiles', *Econometrica (Pre-1986)*, 46(1), 33.
- Machado J, and Mata J (2005), 'Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression', *J Appl Econom* 20:445-46.
- Magnani E. & Rong Zhu. (2011), 'Gender wage differentials among rural-urban in China', *Regional Science and Urban Economics*, Vol 42, Issue 5, pp.779-793.
- Mincer A. J., (1974), 'Introduction to Schooling, Experience, and Earnings', *NBER Chapters*, in: *Schooling, Experience, and Earnings*, pages 1-4 National Bureau of Economic Research, Inc.
- Oaxaca, R. (1973), 'Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets', *International Economic Review*, 14, 693-709.

Thông tin tác giả:

***Trần Thị Tuấn Anh**, Thạc sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: toán kinh tế, toán tài chính

- Một số tạp chí đã từng đăng tải công trình nghiên cứu: *Tạp chí Kinh tế và phát triển*, *tạp chí Công nghệ ngân hàng*

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: anhthtt@ueh.edu.vn