

PHÂN TÍCH CHÊNH LỆCH THU NHẬP GIỮA NHÓM HỘ GIÀU VÀ NGHÈO Ở THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH BẰNG HỒI QUY PHÂN VỊ

Hà Văn Sơn

Khoa Toán - Thống kê, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: hason@ueh.edu.vn

Ngày nhận: 15/9/2016

Ngày nhận bản sửa: 8/10/2016

Ngày duyệt đăng: 18/10/2016

Tóm tắt:

Nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa đã đưa kinh tế nước ta thoát khỏi sự trì trệ của thời kỳ bao cấp và đạt được những thành quả quan trọng. Tuy nhiên mặt trái của nền kinh tế thị trường là làm cho khoảng cách giàu nghèo ngày càng giãn ra. Vì vậy, vai trò của Nhà nước và chính quyền các cấp là rất quan trọng trong việc điều phối thu nhập và thu hẹp khoảng cách giàu nghèo. Bài viết này vận dụng phương pháp hồi quy phân vị và dựa trên số liệu thu thập được về thu nhập trên địa bàn Thành phố Hồ Chí Minh để đo lường mức độ chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo của cư dân đô thị ở thành phố này, đồng thời phân tích để thấy phần chênh lệch thu nhập gây ra do sự khác biệt về đặc điểm của hai nhóm thu nhập.

Từ khóa: cư dân đô thị, nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo, chênh lệch thu nhập, hồi quy phân vị

Analyzing the income gap between the rich and the poor groups in Ho Chi Minh city using the quantile regression method

Abstract:

Market economy with socialist orientation has taken Vietnam's economy out of the subsidy period and brought important achievement. However, the downside of the market economy is that the increase of wealth gap. In this case, the role of the State and all the levels of government is really critical in coordinating income and narrowing wealth gap. This paper uses the quantile regression based on the income data collected in Ho Chi Minh city in order to measure income gap between the rich and the poor of urban residents in Ho Chi Minh city as well as to analyse the different income caused by differences in the characteristics of the two income groups.

Keywords: urban residents, the rich and the poor groups, income gap, quantile regression

1. Giới thiệu

Nền kinh tế thị trường với định hướng xã hội chủ nghĩa đã đưa kinh tế nước ta thoát khỏi sự trì trệ của thời kỳ bao cấp và đạt được những thành quả quan trọng. Tuy nhiên mặt trái của nền kinh tế thị trường là làm cho khoảng cách giàu nghèo ngày càng giãn ra. Một bộ phận dân cư nhanh nhậy, tháo vát, có lợi thế đã nhanh chóng nắm bắt cơ hội làm giàu một cách nhanh chóng, trong khi đó một bộ phận dân cư khác bị đẩy sang hướng đói nghèo. Chúng ta chấp nhận nền kinh tế thị trường là chúng ta chấp nhận sự phân hóa giàu nghèo, là chấp nhận đoạn tuyệt cơ

chế phân phối bình quân chủ nghĩa. Tuy nhiên trong trường hợp này vai trò của Nhà nước và chính quyền các cấp là rất quan trọng trong việc điều phối thu nhập và thu hẹp khoảng cách giàu nghèo.

Thành phố Hồ Chí Minh là địa phương đi đầu trong cả nước về xóa đói, giảm nghèo. Các mô hình xóa đói, giảm nghèo của Thành phố được nhân rộng trong cả nước, được các tỉnh, thành phố khác học tập, làm theo. Thành ủy và Ủy ban nhân dân Thành phố đã tổng kết 16 năm chương trình xóa đói giảm nghèo thành phố trải qua 2 giai đoạn (1992 - 2003 và 2004 - 2010) và công bố Thành phố đến cuối năm

2008, về cơ bản không còn hộ nghèo theo tiêu chí thu nhập 6 triệu đồng/người/năm, kết thúc chương trình xóa đói giảm nghèo giai đoạn 2 (2004 - 2010) trước thời hạn hai năm. Đồng thời, Thành phố triển khai và thực hiện chương trình giảm nghèo, tăng hộ khá giai đoạn 3 (2009 - 2015). Ủy ban nhân dân Thành phố Hồ Chí Minh vừa có quyết định về việc ban hành chuẩn hộ nghèo, hộ cận nghèo thành phố áp dụng cho giai đoạn 2016 - 2020. Theo đó, các tiêu chí về thu nhập và mức độ thiếu hụt của các chiều giảm nghèo (tiếp cận các dịch vụ xã hội cơ bản) được sử dụng để đo lường xác định chuẩn hộ nghèo, hộ cận nghèo thành phố giai đoạn 2016 - 2020. Cụ thể, hộ nghèo của Thành phố Hồ Chí Minh (có hộ khẩu thường trú và tạm trú KT3) là những hộ có một hoặc cả hai tiêu chí, gồm thu nhập bình quân từ 21 triệu đồng/người/năm trở xuống; có tổng số điểm thiếu hụt của các chiều nghèo từ 40 điểm trở lên.

Bài viết này vận dụng phương pháp hồi quy phân vị để hồi quy hàm thu nhập và phân tích chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo của cư dân đô thị ở Thành phố Hồ Chí Minh, đồng thời phân tích để thấy phần chênh lệch thu nhập, nhằm góp phần rút ngắn khoảng cách chênh lệch giàu nghèo tại Thành Phố Hồ Chí Minh.

2. Cơ sở lý thuyết

Trong kinh tế cá nhân/gia đình thu nhập đến từ tiền công, tiền lương bao gồm cả lương hưu, các khoản trợ cấp bao gồm cả học bổng và thu nhập tài chính như lãi tiết kiệm, lãi mua bán chứng khoán, thu từ cho thuê bất động sản và các thu nhập khác (tiền thưởng,...).

Chênh lệch thu nhập bình quân đầu người của nhóm hộ có thu nhập cao nhất so với nhóm hộ có thu nhập thấp nhất là chỉ tiêu phản ánh mức độ phân hoá thu nhập giữa nhóm hộ giàu nhất và nhóm hộ nghèo nhất, khu vực thành thị, nông thôn là cơ sở để phục vụ đánh giá chênh lệch mức sống của dân cư và định ra các chính sách nhằm nâng cao thu nhập cho mọi người dân để giảm bớt chênh lệch giàu nghèo.

Chênh lệch thu nhập bình quân đầu người được tính bằng số lần chênh lệch giữa thu nhập bình quân đầu người 1 tháng của nhóm hộ có thu nhập cao nhất so với thu nhập bình quân đầu người 1 tháng của nhóm hộ có thu nhập thấp nhất. Công thức như sau:

Chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ có thu nhập cao nhất so với nhóm hộ có thu nhập thấp nhất (lần) = (Thu nhập bình quân đầu người 1 tháng của nhóm hộ có thu nhập cao nhất) / (Thu nhập bình quân đầu

người 1 tháng của nhóm hộ có thu nhập thấp nhất). Các nhóm thu nhập được xác định bằng cách sắp xếp các hộ theo mức thu nhập bình quân đầu người 1 tháng từ thấp đến cao, sau đó chia các hộ thành các nhóm hộ có số hộ bằng nhau, thường là 5 nhóm, mỗi nhóm chiếm 20% tổng số hộ. Ngoài ra trong phân tích định lượng người ta còn dùng phương pháp hồi quy phân vị để phân tích chênh lệch thu nhập.

Phương pháp hồi quy phân vị được giới thiệu lần đầu tiên vào năm 1978 (Koenker & Bassett, 1978). Thay vì ước lượng các tham số của hàm hồi quy trung bình bằng phương pháp OLS, Koenker và Bassett đề xuất việc ước lượng tham số hồi quy trên từng phân vị của biến phụ thuộc.

Trong hồi quy OLS, các quan sát bất thường thường được loại bỏ để ước lượng OLS không bị chệch. Trong khi đó, hồi quy phân vị không bị ảnh hưởng bởi sự hiện diện của các quan sát bất thường. Hồi quy phân vị đặc biệt phù hợp khi phân tích trên mô hình hồi quy có sự hiện diện của phương sai thay đổi. Khi đó, hàm hồi quy phân vị trên các phân vị khác nhau sẽ có sự khác biệt rõ rệt, cho thấy tác động không giống nhau của biến độc lập đến biến phụ thuộc ở những phân vị khác nhau. Như vậy việc lập hồi quy trên mỗi phân vị của dữ liệu vừa khắc phục được hiện tượng phương sai thay đổi, vừa cho thấy một cái nhìn tổng quát và toàn diện về hồi quy trên mẫu số liệu đang được nghiên cứu.

Phương pháp hồi quy phân vị sau đó được Buchinsky (1994) ứng dụng trong xây dựng hàm thu nhập theo trình độ học vấn. Lý thuyết hồi quy phân vị được tiếp tục phát triển bởi các nhà khoa học Poterba & Rueben (1994), Machado & Mata (1999).

Machado & Mata (2005) đã dựa trên phương pháp phân tích chênh lệch tiền lương của Oaxaca (1973), phân tích phần chênh lệch thu nhập tại từng phân vị thành 2 phần: phần chênh lệch được giải thích gây ra bởi sự khác biệt về các biến độc lập nghiên cứu trong mô hình và phần chênh lệch chưa giải thích, được xem như là phần thể hiện của vấn đề bất bình đẳng về thu nhập.

Các nghiên cứu sau đó cũng đã áp dụng các kỹ thuật phân tích chênh lệch thu nhập bằng hồi quy phân vị. Nghiên cứu của Albrecht & cộng sự (2003) đã sử dụng phương pháp phân vị chênh lệch thu nhập theo giới tính bằng hồi quy phân vị ở Hà Lan. Machado & Mata (2001) kết luận rằng khoảng cách chênh lệch thu nhập theo giới tính càng lớn khi xét những nhóm phân vị cao, ứng với đối tượng có thu

nhập cao khi nghiên cứu ở Bồ Đào Nha.

Ở Việt Nam, vấn đề chênh lệch thu nhập cũng đã được quan tâm nghiên cứu. Các nghiên cứu chênh lệch thu nhập trước đây thường dựa trên hệ số *Gini*. Hệ số *Gini* là hệ số đo lường mức độ bất bình đẳng trong phân phối thu nhập. Hệ số *Gini* có giá trị từ 0 đến 1, càng gần 1 càng có bất bình đẳng, càng gần 0 càng ít có bất bình đẳng.

Bình T. N & cộng sự (2006) đã sử dụng số liệu của VHLSS từ năm 1993 đến năm 1998 để kiểm tra vấn đề bất bình đẳng trong thu nhập và phúc lợi giữa khu vực thành thị và nông thôn ở Việt Nam thông qua phương pháp hồi quy phân vị.

Trần Thị Tuấn Anh (2013), sử dụng phương pháp hồi quy phân vị phân tích chênh lệch thu nhập theo giới tính ở Thành phố Hồ Chí Minh, đã cho thấy thực sự có chênh lệch thu nhập giữa lao động nam và lao động nữ. Lao động nam thực sự có thu nhập cao hơn lao động nữ.

Hung T Pham & Barry Reilly (2007) sử dụng phương pháp hồi quy phân vị và trung bình để nghiên cứu chênh lệch về tiền lương theo giới tính ở Việt Nam trong giai đoạn 1993 - 2002. Bài viết cho thấy quá trình đổi mới đã thu hẹp khoảng cách chênh lệch về tiền lương theo giới tính ở Việt Nam.

Nghiên cứu phân tích chênh lệch thu nhập của nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo của cư dân đô thị Thành phố Hồ Chí Minh để tìm hiểu các nhân tố tác

động đến thu nhập và chênh lệch thu nhập

3. Phương pháp nghiên cứu

Xét hàm hồi quy tuyến tính tổng thể $Y_i = X_i\beta + U_i$ với Y_i là biến phụ thuộc, X_i là véc-tơ các biến độc lập; U_i là sai số. Hàm hồi quy mẫu ước lượng cho hàm hồi quy tổng thể $Y_i = X_i\hat{\beta} + e_i$

Theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS), hàm hồi quy mẫu được ước lượng sao cho tổng bình phương sai số là nhỏ nhất tức là

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n (y_i - X_i\beta)^2$$

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

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

Các hàm hồi quy phân vị thường không được sử dụng riêng rẽ ở một phân vị nào mà thường được tiến hành hồi quy nhiều phân vị một lúc để cho thấy một cái nhìn toàn diện về mẫu số liệu đang được nghiên cứu.

Dựa vào số liệu điều tra của dự án “Hỗ trợ đánh giá sâu về tình trạng nghèo đô thị ở Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh” do Chương trình phát triển Liên hợp quốc tài trợ (UPS-09), các yếu tố được đưa vào

Bảng 1: Danh sách các biến trong mô hình

	Diễn giải	Giá trị	Vai trò
Log_thunhap	Logarit của biến thu nhập		Biến phụ thuộc
quimoho	Qui mô hộ		Biến độc lập
thpt	Trung học phổ thông	1: Có bằng THPT 0: Có bằng khác	Biến độc lập
cd	Cao đẳng	1: Có bằng cao đẳng 0: Có bằng khác	Biến độc lập
dh	Đại học	1: Có bằng đại học 0: Có bằng khác	Biến độc lập
cogd	Có gia đình	1: Đã kết hôn 0: Độc thân	Biến độc lập
gtinh	Giới tính	1: Nam 0: Nữ	Biến độc lập
khuvuc	Khu vực	1: Thành thị 0: Nông thôn	Biến độc lập
tuoi	Tuổi		Biến độc lập

hàm hồi quy phân vị để phân tích chênh lệch thu nhập được liệt kê trong Bảng 1. Điều tra nghèo đô thị UPS-09 được thiết kế để khắc phục những hạn chế trong thiết kế mẫu của VHLSS, tức là bao hàm cả bộ phận dân di cư. Điều tra tập trung thu thập thông tin về tình trạng sinh sống của người di cư và những hộ gia đình không có hộ khẩu bên cạnh những thông tin về dân số có hộ khẩu.

Trong hàm hồi quy mà bài viết sử dụng để phân tích, biến phụ thuộc là logarit thu nhập của người lao động.

Hàm hồi quy biến thu nhập dạng tuyến tính như sau:

$$W = X\beta + U, \quad i = \overline{1, n}$$

Trong đó:

W_i : biến log - thu nhập của người dân Thành phố Hồ Chí Minh;

X : các biến độc lập trong mô hình.

Hàm hồi quy của biến thu nhập tại phân vị $\tau \in (0, 1)$ được xây dựng cho nhóm hộ giàu

$$Q_\tau(W_i^r) = Q(X_i^r, \beta_\tau^r) = X_i^r \beta_\tau^r$$

Hàm hồi quy của biến thu nhập tại phân vị τ được xây dựng cho nhóm hộ nghèo

$$Q_\tau(W_i^p) = X_i^p \beta_\tau^p$$

Với

$\beta_\tau^r, \beta_\tau^p$: hệ số của hàm hồi quy thu nhập của nhóm hộ giàu/hộ nghèo tại phân vị τ

X_i^r, X_i^p : Giá trị biến độc lập ứng với nhóm giàu/ngheo

Chênh lệch thu nhập ở phân vị τ của hai nhóm hộ giàu và nghèo sẽ là

$$Q_\tau(W_i^r) - Q_\tau(W_i^p) = [X_i^r \beta_\tau^r - X_i^p \beta_\tau^p]$$

Áp dụng phương pháp phân tích của Machado & Mata (2005), phần chênh lệch thu nhập trên sẽ được phân tích như sau:

$$\begin{aligned} Q_\tau(W_i^r) - Q_\tau(W_i^p) &= (X_i^r \beta_\tau^r - X_i^r \beta_\tau^p) + (X_i^r \beta_\tau^p - X_i^p \beta_\tau^p) \\ &= \underbrace{X_i^r (\beta_\tau^r - \beta_\tau^p)}_{\Delta D} + \underbrace{(X_i^r - X_i^p) \beta_\tau^p}_{\Delta E} \end{aligned}$$

Trong đó:

ΔE : phần chênh lệch của biến log - thu nhập tại phân vị τ được giải thích bởi sự chênh lệch về đặc điểm cá nhân giữa hai nhóm giàu và nghèo.

ΔD : phần chênh lệch của biến log - thu nhập tại

phân vị τ chưa được giải thích, gây ra bởi sự chênh lệch về hệ số hồi quy giữa hàm hồi quy theo phân vị của hai nhóm giàu và nghèo.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả điều tra thu nhập

Theo Lê Thị Thanh Loan & cộng sự (2010), trong Điều tra nghèo đô thị UPS-09, có tổng số 3.349 hộ gia đình và cá nhân được điều tra. Gần một nửa các bảng hỏi được dùng để phỏng vấn hộ gia đình, phần còn lại được giành phỏng vấn cá nhân sống ở thành phố một mình hoặc người giúp việc, hoặc cá nhân ở trên các công trường xây dựng hoặc trong các xưởng sản xuất, hoặc sống trong từng nhóm ở khu tập thể. Trong tổng số 3.349 bảng hỏi, phân cho Thành phố Hồ Chí Minh 1.712 bảng hỏi, trong đó bảng hỏi cho hộ gia đình là 873, bảng hỏi cho cá nhân là 839, tổng số người điều tra là 4.011 người. Những hộ gia đình và cá nhân có hộ khẩu ở thành phố khảo sát được gọi chung là “dân thường trú”. Những hộ gia đình và cá nhân có hộ khẩu ở thành phố hoặc tỉnh khác nhưng đang sống ở thành phố khảo sát được gọi chung là “dân di cư”.

Thu nhập của hộ gia đình bao gồm tất cả các khoản thu như tiền lương, tiền công, tiền thưởng, phụ cấp... của lao động làm công ăn lương, thu nhập từ các hoạt động sản xuất kinh doanh nông lâm thủy sản và phi nông lâm thủy sản, tiền lương hưu, lãi tiền gửi ngân hàng, lãi tiền cho vay, góp vốn, tiền trúng xổ số, tiền cứu trợ, quà biếu...

Thu nhập bình quân 1 người 1 tháng của Thành phố Hồ Chí Minh là 2.441,05 ngàn đồng. Thu nhập bình quân của nhóm 5 (nhóm hộ giàu nhất) là 5.327,23 ngàn đồng/người/tháng gấp 6,38 lần so với nhóm 1 - nhóm nghèo nhất (834,58 ngàn đồng/người/tháng). Thu nhập bình quân 1 người 1 tháng của nhóm hộ có nam là chủ hộ cao hơn nhóm hộ có nữ là chủ hộ (2.565,83 ngàn đồng so với 2.270,55 ngàn đồng).

Xét theo trình độ học vấn của chủ hộ, thu nhập bình quân 1 người 1 tháng của nhóm chủ hộ có trình độ học vấn thạc sỹ có mức thu nhập cao nhất là 5.711,93 ngàn đồng/người/tháng, tiếp đến cao đẳng nghề 5.410,37 ngàn đồng/người/tháng, đại học 4.617,88 ngàn đồng/người/tháng, trung học chuyên nghiệp 3.775,81 ngàn đồng/người/tháng.

Thu nhập bình quân 1 người 1 tháng của nhóm hộ thường trú cao hơn nhóm hộ di cư (2.588,98 ngàn đồng so với 2.137,87 ngàn đồng). Chênh lệch về thu nhập giữa nhóm 5 và nhóm 1 của hộ thường trú cao

Bảng 2: Thu nhập bình quân 1 người 1 tháng chia theo 5 nhóm thu nhập, giới tính, trình độ học vấn, tình trạng hộ khẩu của chủ hộ (1.000 đồng)

	Chung	Nhóm 1	Nhóm 2	Nhóm 3	Nhóm 4	Nhóm 5	nhóm 5 so với nhóm 1
Tổng số	2.441,05	834,58	1.349,72	1.781,81	2.373,37	5.327,23	6,38
<i>Giới tính của chủ hộ</i>							
Nam	2.565,83	817,20	1.352,26	1.779,15	2.361,12	5.594,45	6,85
Nữ	2.270,55	852,62	1.344,64	1.784,63	2.389,97	4.891,62	5,74
<i>Trình độ học vấn của chủ hộ</i>							
Không bằng cấp	1.563,85	847,31	1.327,12	1.782,38	2.406,74	3.938,16	4,65
Tiểu học	1.934,42	831,99	1.359,41	1.754,74	2.331,21	5.265,68	6,33
Trung học cơ sở	1.982,01	839,25	1.340,44	1.809,25	2.353,45	4.298,45	5,12
Trung học phổ thông	2.588,05	765,69	1.347,00	1.738,54	2.367,70	4.607,27	6,02
Công nhân kỹ thuật ngắn hạn	2.382,52	823,04	1.384,27	1.794,58	2.374,52	4.530,40	5,50
Công nhân kỹ thuật dài hạn	1.807,55	984,95	1.385,37	1.783,68	2.274,64	3.979,51	4,04
Trung cấp nghề	3.101,04	0,00	1.398,95	1.829,73	2.423,62	4.280,36	
Trung học chuyên nghiệp	3.775,81	823,79	1.346,10	1.730,15	2.291,15	6.816,86	8,27
Cao đẳng nghề	5.410,37	254,17	0,00	1.900,00	0,00	5.659,24	22,27
Cao đẳng	2.852,04	933,33	1.346,45	1.955,75	2.553,15	4.605,29	4,93
Đại học	4.617,88	1.001,49	1.347,74	1.740,22	2.446,91	6.376,26	6,37
Thạc sỹ	5.711,93	0,00	0,00	1.750,00	0,00	7.144,92	
Tiến sỹ	2.742,86	0,00	0,00	0,00	2.742,86	0,00	
<i>Tình trạng đăng ký hộ khẩu</i>							
Tại thành phố khảo sát	2.588,98	857,62	1.341,06	1.776,27	2.379,50	5.727,88	6,68
Thành phố/tỉnh khác	2.137,87	782,63	1.370,63	1.790,84	2.362,79	4.245,90	5,43

Nguồn: Tính toán của tác giả.

hơn chênh lệch của hộ di cư (6,68 lần so với 5,43 lần). Không có chênh lệch đáng kể về thu nhập giữa hộ thường trú và hộ di cư ở nhóm hộ cận nghèo, trung bình và hộ khá.

4.2. Kết quả hồi quy phân vị

Hồi quy thu nhập của nhóm hộ nghèo được tiến hành ở các phân vị 0,1; 0,25; 0,5; 0,75; 0,9. Kết quả hồi quy phân vị được thể hiện ở Bảng 3 và Hình 1. Theo kết quả ở Bảng 3 cho thấy tại phân vị 0,1, thu nhập của nhóm hộ nghèo chịu sự tác động của trình độ văn hóa. Cụ thể là thu nhập trung bình của lao động có trình độ văn hóa cao đẳng cao hơn lao động không có trình độ cao đẳng là 62,06%. Tại phân vị

0,25, ngoài trình độ văn hóa còn có các yếu tố tác động đến thu nhập trung bình như khu vực, tuổi và gia đình. Thu nhập trung bình của lao động khu vực thành thị cao hơn lao động nông thôn gần 15%, lao động đã lập gia đình có thu nhập trung bình cao hơn lao động sống độc thân là 25,54%. Ở phân vị 0,5 xuất hiện nhân tố mới là giới tính. Cụ thể thu nhập trung bình của lao động nam cao hơn lao động nữ là 11,13%. Các phân vị 0,75 và 0,9 không xuất hiện nhân tố mới tác động đến thu nhập, và trong hai phân vị này chỉ có hai nhân tố tác động đến thu nhập trung bình là giới tính và khu vực.

Hình 1 thể hiện các kết quả hồi quy phân vị.

Bảng 3: Kết quả hồi quy phân vị của Log_thunhap của nhóm hộ nghèo

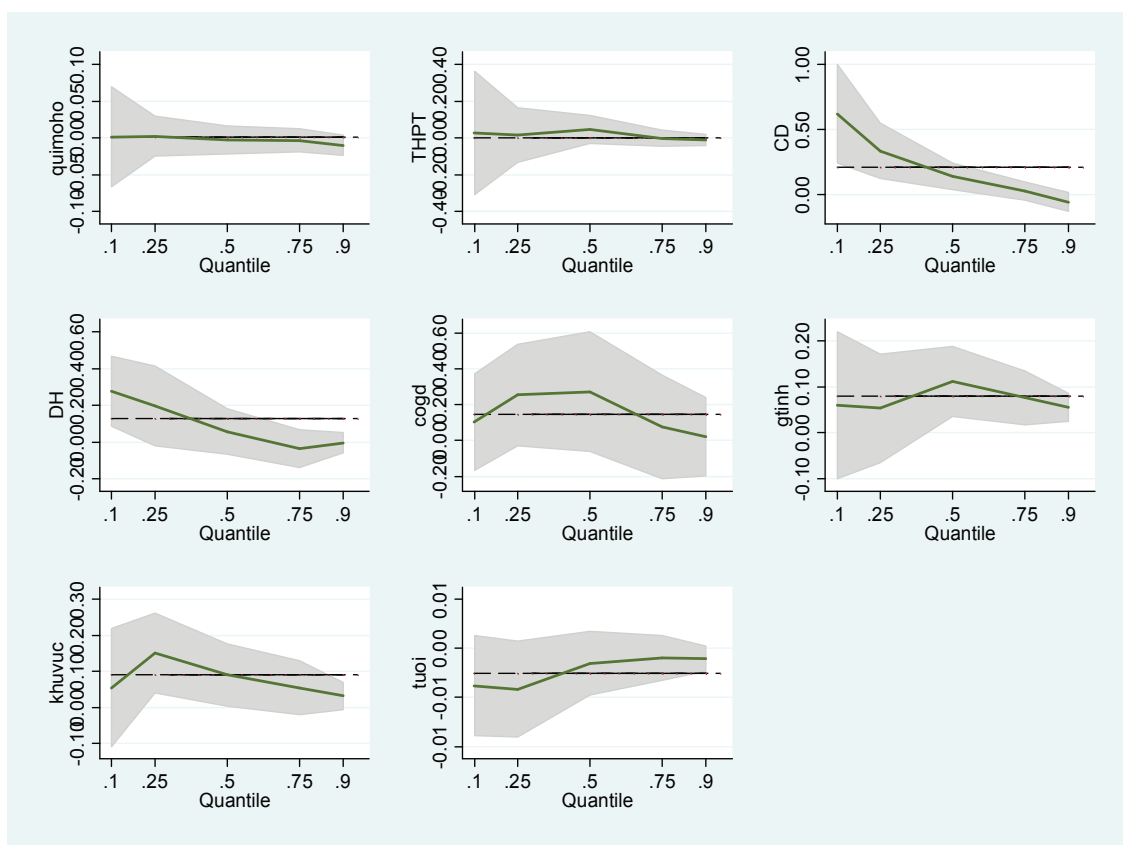
Log_thunhap	Hệ số	Sai số chuẩn	t	P_value
q10				
quimoho	0,0014768	0,0321944	0,05	0,963
thpt	0,0289496	0,2004791	0,14	0,885
cd	0,6206318	0,2043524	3,04	0,003
dh	0,2772727	0,1101834	2,52	0,012
cogd	0,1046617	0,1518904	0,69	0,491
gtinh	0,0596534	0,0632686	0,94	0,346
khuvuc	0,054452	0,7767530	0,70	0,484
tuoi	-0,038217	0,0027176	-1,41	0,161
_cons	9,044167	0,1714723	52,74	0,000
q25				
quimoho	0,0025437	0,0221926	0,11	0,909
thpt	0,0147351	0,0861675	0,17	0,864
cd	0,3352690	0,1139002	2,94	0,003
dh	0,1978253	0,0319961	6,18	0,000
cogd	0,2553984	0,1150659	2,22	0,027
gtinh	0,0538486	0,0547843	0,98	0,326
khuvuc	0,1499992	0,0635054	2,36	0,019
tuoi	-0,0041525	0,0021944	-1,89	0,059
_cons	9,097502	0,1740893	52,26	0,000
q50				
quimoho	-0,0026025	0,015691	-0,17	0,868
thpt	0,0474922	0,0529146	0,90	0,370
cd	0,1402914	0,0574016	2,44	0,015
dh	0,0579073	0,0703844	0,82	0,411
cogd	0,2738205	0,1463716	1,87	0,062
gtinh	0,1113723	0,0383765	2,90	0,004
khuvuc	0,0895167	0,0523521	1,71	0,088
tuoi	-0,0015436	0,0018163	-0,85	0,396
_cons	9,203826	0,1428379	64,44	0,000
q75				
quimoho	-0,0032166	0,0104122	-0,31	0,758
thpt	-0,0018475	0,0432429	-0,04	0,966
cd	0,0272342	0,0355036	0,77	0,444
dh	-0,0348817	0,0722512	-0,48	0,630
cogd	0,0751465	0,1677368	0,45	0,654
gtinh	0,0765021	0,0287655	2,66	0,008
khuvuc	0,0544015	0,0285460	1,91	0,058
tuoi	-0,0009702	0,0011455	-0,85	0,398
_cons	9,568419	0,1791548	53,41	0,000
q90				
quimoho	-0,0100234	0,0078836	-1,27	0,204
thpt	-0,0118791	0,0161402	-0,74	0,462
cd	-0,0570408	0,0450904	-1,27	0,207
dh	-0,0027085	0,0506515	-0,05	0,957
cogd	0,0209532	0,1038050	0,20	0,840
gtinh	0,0549689	0,0250026	2,20	0,029
khuvuc	0,0313956	0,0138908	2,26	0,024
tuoi	-0,0010309	0,0008493	-1,21	0,226
_cons	9,766984	0,1139554	85,71	0,000

Nguồn: Số liệu tính toán của tác giả.

Đường nằm ngang là kết quả hệ số hồi quy ứng với hồi quy bằng OLS, thể hiện tác động trung bình của yếu tố đang nghiên cứu ở tất cả các phân vị. Ở đó

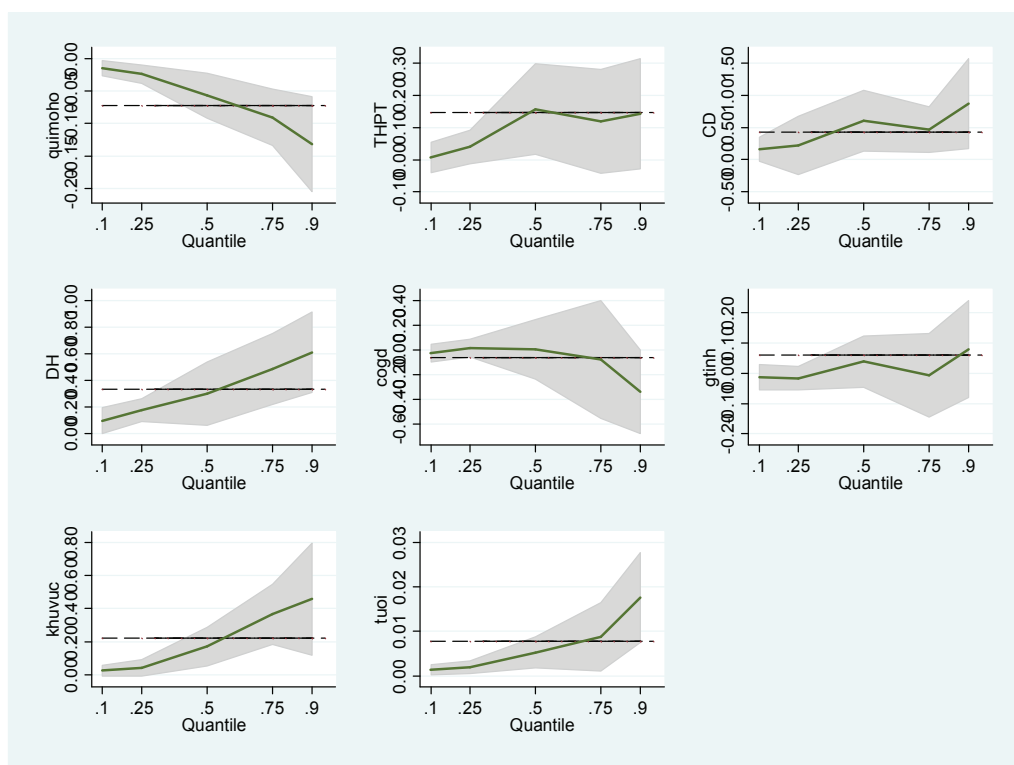
thị tác động của biến quy mô hộ gia đình và biến trình độ văn hóa trung học phổ thông, tác động của hai biến này đối với thu nhập ở các phân vị hầu như

Hình 1: Kết quả hồi quy phân vị của Log_thunhạp của nhóm hộ nghèo



Nguồn: Số liệu tính toán của tác giả.

Hình 2: Kết quả hồi quy phân vị của Log_thunhạp của nhóm hộ giàu



Nguồn: Số liệu tính toán của tác giả.

Bảng 4: Kết quả hồi quy phân vị của Log_thunhap của nhóm hộ giàu

Log_thunhap	Hệ số	Sai số chuẩn	t	P_value
q10				
quimoho	-0,0144749	0,0099233	-1,46	0,146
thpt	0,0070761	0,0284863	0,25	0,804
cd	0,1630139	0,0872087	1,87	0,062
dh	0,0971621	0,0467835	2,08	0,039
cogd	-0,0282976	0,0348946	-0,81	0,418
gtinh	-0,0136212	0,0279625	-0,49	0,626
khuvuc	0,0247458	0,0270924	0,91	0,362
tuoi	0,0013315	0,0006786	1,96	0,051
_cons	10,160790	0,0484139	209,87	0,000
q25				
quimoho	-0,023915	0,0084012	-2,85	0,005
thpt	0,0398643	0,0283327	1,41	0,160
cd	0,2228307	0,3002955	0,74	0,459
dh	0,1760325	0,0424348	4,15	0,000
cogd	0,0162852	0,0366063	0,44	0,657
gtinh	-0,0168246	0,0301295	-0,56	0,577
khuvuc	0,0420993	0,0288652	1,46	0,146
tuoi	0,0019937	0,0008958	2,23	0,027
_cons	10,16983	0,0556555	182,73	0,000
q50				
quimoho	-0,0569275	0,0178769	-3,18	0,002
thpt	0,1571855	0,0589423	2,67	0,008
cd	0,6031704	0,3691985	1,63	0,103
dh	0,3016267	0,1227656	2,46	0,015
cogd	0,0035739	0,1073471	0,03	0,973
gtinh	0,0382045	0,0493321	0,77	0,439
khuvuc	0,1696164	0,0489395	3,47	0,001
tuoi	0,0052318	0,0019555	2,68	0,008
_cons	10,15534	0,1069598	64,95	0,000
q75				
quimoho	-0,0904091	0,0220404	-4,10	0,000
thpt	0,1193606	0,1017794	1,17	0,242
cd	0,4690465	0,2955434	1,59	0,113
dh	0,4880733	0,1016879	4,80	0,000
cogd	-0,0774809	0,2283655	-0,34	0,735
gtinh	-0,0074139	0,0726095	-0,10	0,919
khuvuc	0,3655273	0,0911596	4,01	0,000
tuoi	0,0087569	0,0034241	2,56	0,011
_cons	10,34018	0,2396523	43,15	0,000
q90				
quimoho	-0,1320312	0,056096	-2,35	0,019
thpt	0,1429462	0,1017899	1,40	0,161
cd	0,8675121	0,3808042	2,28	0,023
dh	0,6125626	0,1316264	4,65	0,000
cogd	-0,3396689	0,2093083	-1,62	0,106
gtinh	0,0791397	0,0836243	0,95	0,345
khuvuc	0,4580127	0,1506520	3,04	0,003
tuoi	0,0175921	0,0066674	2,64	0,009
_cons	10,51308	0,3884393	27,06	0,000

Nguồn: Số liệu tính toán của tác giả.

không khác biệt. Ở bằng cấp cao đẳng, tác động đến thu nhập cũng thể hiện cao nhất ở nhóm phân vị 0,1 và giảm dần ở các nhóm phân vị cao hơn. Tác động

của bằng cấp đại học đến thu nhập cũng gần tương tự như bằng cấp cao đẳng. Ở biến có gia đình, tác động đến thu nhập trung bình thể hiện cao nhất từ

Bảng 5: Chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo**Coefficients^a**

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	9.453	.022		432.626	.000
	nhomho	1.161	.031	.816	37.514	.000

a. Dependent Variable: log_thunhap

*Nguồn: Số liệu tính toán của tác giả.***Bảng 6: Phân tích chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ giàu và nghèo tại Thành phố Hồ Chí Minh**

Thành phần	Hệ số	Sai số chuẩn	T	p-value
Phân vị 0,1				
Chênh lệch thuần	1,13157	0,008618	131,30	0,000
Chênh lệch do đặc điểm lao động	0,009142	0,051877	0,18	0,795
Chênh lệch do hệ số	1,12243	0,035246	31,85	0,000
Phân vị 0,25				
Chênh lệch thuần	0,968104	0,013909	69,60	0,000
Chênh lệch do đặc điểm lao động	0,009203	0,044079	0,21	0,774
Chênh lệch do hệ số	0,9589	0,03212	29,85	0,000
Phân vị 0,5				
Chênh lệch thuần	0,911052	0,028657	31,79	0,000
Chênh lệch do đặc điểm lao động	0,013193	0,022259	0,59	0,436
Chênh lệch do hệ số	0,897859	0,016942	53,00	0,000
Phân vị 0,75				
Chênh lệch thuần	1,15376	0,044824	25,74	0,000
Chênh lệch do đặc điểm lao động	0,008764	0,014044	0,62	0,408
Chênh lệch do hệ số	1,145	0,010594	108,08	0,000
Phân vị 0,9				
Chênh lệch thuần	1,54963	0,069347	22,35	0,000
Chênh lệch do đặc điểm lao động	0,006998	0,010317	0,68	0,399
Chênh lệch do hệ số	1,54263	0,008299	185,89	0,000

Nguồn: Số liệu tính toán của tác giả.

phân vị 0,25 đến phân vị 0,5 và thấp nhất ở phân vị 0,1 và 0,9. Các biến tuổi, giới tính và khu vực tác động đến thu nhập trung bình ở các phân vị không quá khác biệt nhau.

Đối với nhóm hộ giàu, kết quả hồi quy phân vị cho thấy tác động của các yếu tố như quy mô hộ, bằng cấp, tuổi, khu vực cũng giống như kết quả hồi quy của nhóm hộ nghèo. Ngoài ra số liệu cũng cho thấy biến giới tính có tác động đến thu nhập của nhóm hộ nghèo nhưng lại không có ý nghĩa đối với nhóm hộ giàu, điều này được lý giải người đàn ông thường là trụ cột trong các hộ nghèo. Cuộc sống của các hộ nghèo thường rơi vào túng quẫn nếu chẳng may mất người đàn ông trong gia đình. Ở các phân

vị cho thấy bằng cấp tác động đến thu nhập của hộ giàu, trong khi đó bằng cấp không có ý nghĩa đối với nhóm hộ nghèo ở phân vị 0,75 và 0,9.

4.3. Phân tích chênh lệch thu nhập giữa hai nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo

Theo kết quả Bảng 5, mức độ chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo là 116,1%. Nghĩa là thu nhập trung bình của một lao động thuộc nhóm hộ giàu cao hơn 116,1% so với người lao động ở nhóm hộ nghèo.

Kết quả phân tích chênh lệch thu nhập theo phương pháp phân rã của Machado & Mata (2005) giữa nhóm hộ giàu và nghèo thể hiện trong bảng 6.

Kết quả cho thấy ở tất cả các phân vị nghiên cứu, sự khác biệt thu nhập do sự khác biệt về đặc điểm của lao động như trình độ văn hoá, khu vực, tình trạng hôn nhân... giải thích được rất ít sự chênh lệch thu nhập giữa nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo. Phần chênh lệch gây ra bởi sự khác nhau trong hệ số hồi quy là rất lớn. Chênh lệch do hệ số là phần chênh lệch chưa tìm được nguyên nhân để giải thích. Điều đó cho thấy cần phải tìm ra nguyên nhân thực sự tác động đến chênh lệch thu nhập của nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo, để từ đó đề xuất ra các giải pháp nhằm giảm chênh lệch thu nhập thích hợp. Việc phân tích để đưa vào mô hình các biến có ý nghĩa để giải thích sự chênh lệch về thu nhập là cần thiết. Xét phân vị 0,5, mức chênh lệch biến $\log_thunhap$ của nhóm giàu và nhóm nghèo là 0,91; trong đó 1,43% (0,013/0,911) mức chênh lệch này được giải thích là do sự chênh lệch của các biến độc lập trong mô hình; còn lại 98,57% là do sự chênh lệch về hệ số hồi quy, là phần chênh lệch chưa được giải thích.

5. Kết luận

Kết quả hồi quy phân vị các yếu tố tác động đến thu nhập của từng nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo cho thấy ở những phân vị khác nhau thì mức độ tác động cũng khác nhau.

Hồi quy thu nhập của nhóm hộ nghèo cho thấy tại phân vị 0,1, thu nhập của nhóm hộ nghèo chịu sự tác động của trình độ văn hóa. Cụ thể là thu nhập trung bình của lao động có trình độ văn hóa cao đẳng cao hơn lao động không có trình độ cao đẳng là 62,06%. Tại phân vị 0,25, ngoài trình độ văn hóa còn có các

yếu tố tác động đến thu nhập trung bình như khu vực, tuổi và gia đình. Thu nhập trung bình của lao động khu vực thành thị cao hơn lao động nông thôn gần 15%, lao động đã lập gia đình có thu nhập trung bình cao hơn lao động sống độc thân là 25,54%. Ở phân vị 0,5 xuất hiện nhân tố mới là giới tính. Cụ thể thu nhập trung bình của lao động nam cao hơn lao động nữ là 11,13%.

Đối với nhóm hộ giàu, kết quả hồi quy phân vị cho thấy tác động của các yếu tố như quy mô hộ, bằng cấp, tuổi, khu vực cũng giống như kết quả hồi quy của nhóm hộ nghèo. Ngoài ra số liệu cũng cho thấy biến giới tính có tác động đến thu nhập của nhóm hộ nghèo nhưng lại không có ý nghĩa đối với nhóm hộ giàu, điều này được lý giải người đàn ông thường là trụ cột trong các hộ nghèo. Cuộc sống của các hộ nghèo thường rơi vào túng quẫn nếu chẳng may mất người đàn ông trong gia đình. Ở các phân vị cũng cho thấy bằng cấp tác động đến thu nhập của nhóm hộ giàu.

Thu nhập trung bình của nhóm hộ giàu cao hơn nhóm hộ nghèo là 116,1%. Khi tiến hành phân rã chênh lệch thu nhập của nhóm giàu và nhóm nghèo theo các phân vị, chênh lệch này cao nhất ở phân vị 0,9 (154,96%); chênh lệch thấp nhất ở phân vị 0,5 (91,1%). Tuy nhiên sự khác biệt của các biến độc lập đưa vào hàm hồi quy phân vị giải thích được chênh lệch này rất ít. Điều đó cho thấy cần phải tìm ra nguyên nhân thực sự tác động đến chênh lệch thu nhập của nhóm hộ giàu và nhóm hộ nghèo, để từ đó đề xuất ra các giải pháp nhằm giảm chênh lệch thu nhập thích hợp.

Tài liệu tham khảo:

- Albrecht, J., Bjorklund, A. & Vroman, S. (2003), *Is there a glass ceiling in Sweden?* Journal of Labor Economics, 21(1), 145-154.
- Bình N. T., Albrecht, J. W., Vroman, S. & Westbrook, M. D. (2006), *A quantile regression decomposition of urban-rural inequality in Vietnam*. Journal of Development Economics 83, 466-490.
- Buchinsky, M. (1994), *Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: Application of quantile regression*. Econometrica 62, 405-458.
- Hung T. Pham & Barry Reilly (2007). *The gender pay gap in Vietnam, 1993-2002: A quantile regression approach*. MPRA paper No.6475, posted 29, vol5(185) pp:775-806
- Koenker R., & Bassett, J. R. (1978), *Regression quantiles*. Econometrica (Pre-1986), 46(1), 33.
- Lê Thị Thanh Loan & cộng sự (2010), *Đánh giá nghèo đô thị ở Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh*.
- Machado, J. & Mata, J. (1999), *Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression Models*, Mimeo, Department of Economics, Universidade Nova de Lisboa, Portugal.
- Machado, J. & Mata, J. (2001), *Earning functions in Portugal 1982-1994: Evidence from Quantile Regressions*, Empirical Economics, 26: 115-134.

- Machado J. & Mata J. (2005), *Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression*. J Appl Econom 20:445-446.
- Oaxaca, R. (1973), *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets*. International Economics Review 14, 693-709.
- Poterba, James M. & Rueben Kim S. (1994). *The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence Using Quantile Regression Methods*. NBER Working Paper No.4734. Issued in May 1994, NBER Program(s): PE.
- Trần Thị Tuấn Anh (2013), *Phân tích chênh lệch thu nhập theo giới tính ở thành phố Hồ Chí Minh bằng phương pháp hồi qui phân vị*, Tạp chí Phát triển Kinh tế, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh (ISSN: 1859-11240).