

KHOẢNG CÁCH TIỀN LƯƠNG THEO GIỚI TRONG BỐI CẢNH VIỆT NAM THAM GIA CHUỖI GIÁ TRỊ TOÀN CẦU*

Gender wage gap when Vietnam participates in the global value chain

PHẠM MINH THÁI

Bài viết khai thác bộ số liệu điều tra lao động, việc làm năm 2015 và 2020 của Tổng cục Thống kê để ước lượng mô hình tiền lương Mincer. Kết quả cho thấy, khi kiểm soát đồng thời các yếu tố khác nhau, lao động nữ có tiền lương thấp hơn lao động nam 18,9% trong năm 2015 và 24,4% trong năm 2020. Tuy nhiên, chưa đủ cơ sở để kết luận việc tham gia chuỗi giá trị toàn cầu có tác động tới tiền lương của lao động làm công ăn lương ở Việt Nam năm 2020. Kết quả phân rã chênh lệch tiền lương theo giới bằng phương pháp của Blinder - Oaxaca cũng khẳng định có tồn tại sự khác biệt lương giữa hai giới. Cụ thể, nguyên nhân dẫn tới sự khác biệt trong thu nhập của hai giới đến từ lợi tức của các đặc điểm. Theo đó, mức lương của lao động nữ sẽ tăng đến 43,0% trong năm 2020 nếu nhận được đãi ngộ tương tự như nam giới trong điều kiện giữ nguyên các đặc điểm vốn có của họ.

Từ khóa: Mincer, phân rã Oaxaca chuỗi giá trị toàn cầu, khoảng cách thu nhập.

Exploiting the 2015 and 2020 labor force surveys of the General Statistics Office to estimate the Mincerian wage model, the results show that when controlling for different factors simultaneously, female workers have lower wages than their counterparts at 18.9% in 2015 and 24.35% in 2020. However, there is not enough evidence to conclude that participation in the global value chain impacts the wages of workers in Vietnam 2020. The results of the gender wage decomposition using the Blinder - Oaxaca method also confirm the existence of a wage difference between the two sexes. Specifically, the cause of the difference in wages for the two sexes comes from the return of coefficients. Accordingly, the wage of female employees will increase to 43.0% in 2020 if they receive the same treatment as men while maintaining their inherent characteristics.

Keywords: Mincer equation, Oaxaca decomposition global value chain, gender income gap.

1. Giới thiệu

Theo kết quả tính toán của nghiên cứu từ số liệu điều tra lao động, việc làm năm 2020 của Tổng cục Thống kê, tỷ lệ nữ giới tham gia lực lượng lao động là 66,95%, thấp hơn 11 điểm phần trăm so với tỷ lệ này ở nam giới (77,95%). Trong khi đó, tiền lương bình quân của lao động làm công ăn lương nữ chỉ bằng 89,15% so với lao động nam. Điều đó cho thấy, ở Việt Nam chênh

lệch tiền lương theo giới vẫn còn đáng kể và cần được cải thiện.

Hơn thế nữa, Việt Nam ngày càng hội nhập sâu rộng vào kinh tế quốc tế với việc

Phạm Minh Thái, TS., Trung tâm Phân tích và dự báo, Viện Hàn lâm Khoa học xã hội Việt Nam.

* Bài viết là sản phẩm của đề tài cấp Bộ "Tác động của việc tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu đối với thị trường lao động ở Việt Nam" do TS. Phạm Minh Thái là chủ nhiệm đề tài.

tham gia tích cực vào các hiệp định thương mại song phương và đa phương. Đồng thời, việc tham gia vào chuỗi giá trị sản xuất toàn cầu cũng được đẩy mạnh và kỳ vọng sẽ đem lại việc làm cũng như thúc đẩy nâng cao trình độ và năng suất lao động, từ đó giúp không những tăng thu nhập cho người lao động nói chung mà còn giúp làm thu hẹp khoảng cách thu nhập giữa nam và nữ trên thị trường lao động. Vì vậy, nghiên cứu về chênh lệch tiền lương theo giới trong bối cảnh Việt Nam tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu là cần thiết và kỳ vọng sẽ tìm ra những yếu tố tác động tới sự chênh lệch tiền lương giữa hai giới trong thời gian qua.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

Chênh lệch thu nhập theo giới không phải là một vấn đề mới và đã được thảo luận rất nhiều trong các nghiên cứu quốc tế từ đầu những năm 70 của thế kỷ XX. Trong đó, nghiên cứu của Blinder (1973) và Oaxaca (1973) đã đặt nền móng cho phân tích các nhân tố tác động đến khác biệt thu nhập theo giới.

Nhiều phương pháp được sử dụng gần đây để phân tích tiền lương cũng có những ưu điểm nhất định như của Neumark (1988), Cotton (1988), Appleton và cộng sự (1999). Dựa trên mô hình của Oaxaca (1973) và Neumark (1988), mô hình mới đã được phát triển nhằm đánh giá khoảng cách thu nhập đối với các ngành và lĩnh vực khác nhau. Ngoài ra, từ phương pháp của Neumark (1988), Appleton và cộng sự (1999) đã phân rã chênh lệch tiền lương nhằm tính đến khác biệt lao động. Machado và Mata (2005) đề xuất phân tích sự thay đổi của phân phối tiền lương trong một khoảng thời gian bằng hồi quy phân vị.

Ở Việt Nam, chênh lệch và bất bình đẳng giới trong thu nhập bắt đầu được nghiên cứu rộng rãi từ đầu những năm 2000. Lao động nữ được nhận định dễ bị

tồn thương hơn trong giai đoạn cơ cấu lại khu vực doanh nghiệp nhà nước. Quá trình chuyển đổi đã có tác động tiêu cực lên lao động nữ về tiếp cận dịch vụ công và tham gia thị trường lao động. Sử dụng phương pháp thống kê mô tả, báo cáo của UNDP (2011) đã cho thấy, sự phát triển của con người nói chung và xu hướng bình đẳng giới nói riêng tại Việt Nam trong những năm 1999-2008. Báo cáo cho thấy, có sự phân tách theo giới trong thị trường lao động. Ví dụ, tỷ lệ nam giới có công việc được trả lương cao hơn (38,9% ở nam giới so với 27,5% ở nữ giới).

Bên cạnh đó, bằng cách thống kê mô tả và xây dựng mô hình hồi quy về mức lương dựa trên khảo sát mức sống hộ gia đình qua các năm, Brassard (2004) và Gallup (2004) đều nhận định rằng, lao động nữ có mức lương thấp hơn lao động nam và sự khác biệt phần nào còn phụ thuộc vào ngành nghề và vị trí địa lý.

Nghiên cứu của Pham và Reilly (2007) vận dụng phương pháp hồi quy phân vị để đi sâu vào phân tích chênh lệch theo giới ở nhiều điểm khác nhau trên phân phối thu nhập có điều kiện, cũng chỉ ra sự chênh lệch thu nhập giữa nam và nữ ở Việt Nam.

Gần đây nhất, McGuinness và cộng sự (2021) đã nghiên cứu về lợi tức giáo dục ở Việt Nam sử dụng chuỗi số liệu điều tra mức sống dân cư 2002-2016. Nghiên cứu chỉ ra rằng, lợi tức về giáo dục của nam giới và phụ nữ ở Việt Nam thể hiện theo mô hình tuyến tính trong các năm 2002, 2008 và 2010, với thu nhập tăng lên khi trình độ học vấn tăng lên. Tình hình đã thay đổi hoàn toàn trong giai đoạn 2010-2016, nguồn cung lao động có trình độ học vấn mở rộng với tốc độ chậm hơn nhiều và mức lợi tức cho giáo dục cũng giảm đi. Tuy nhiên, nghiên cứu này không thực hiện phân rã để tính sự chênh lệch tiền lương giữa nam và nữ.

Xét về khía cạnh giới, tác động của việc tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu đối với nam và nữ là khác nhau (Staritz và Reis, 2013). Công việc mà lao động nữ chủ yếu làm là các hoạt động không có kỹ năng (Shingal, 2015). Phụ nữ chiếm một phần lớn công việc trong các chuỗi thâm dụng lao động (Farole, 2016; Bamber và Staritz, 2016). Trung bình, 60 - 80% công nhân may mặc và 70 - 80% công việc đóng gói, làm vườn là phụ nữ (Bamber và Staritz, 2016). Có tới 70% công việc trong chuỗi giá trị du lịch là do phụ nữ thực hiện (Christian và cộng sự, 2013). Những tình huống này cũng xảy ra trong một ngành công nghiệp. Nguyễn Ngọc Anh và cộng sự (2008) nhận thấy rằng, trong ngành dệt may tại Việt Nam, phụ nữ chủ yếu tham gia vào các hoạt động tay nghề thấp như dệt, kéo sợi và đan. Do đó, làm việc trong các loại công việc có tay nghề thấp và công việc lặp đi lặp lại dẫn đến khoảng cách tiền lương giữa nữ và nam càng bị nới rộng ra trong bối cảnh tham gia chuỗi giá trị toàn cầu (Seguino, 2000; Dolan và Sutherland, 2003; Christian và cộng sự, 2013; Bamber và Staritz, 2016).

Ở mức độ chi tiết hơn, liên quan đến khía cạnh giới, nghiên cứu về tương lai việc làm ở Việt Nam, Cunningham và cộng sự (2019) đã chỉ ra rằng, việc làm cho lao động nữ đã được cải thiện rõ trong thời gian qua. Tuy nhiên, báo cáo cũng phân tích rằng, phụ nữ không được đối xử công bằng trong một số khía cạnh trên thị trường lao động đặc biệt là sự khác biệt trong vấn đề tiền lương so với lao động nam. Những nguyên nhân dẫn tới sự khác biệt về tiền lương bao gồm: sự phân mảng trong nghề nghiệp, gánh nặng trong việc thực hiện các công việc nhà không được trả lương, sự phân biệt trong môi trường làm việc và ngay cả luật lao động cũng hạn chế những lựa chọn nghề nghiệp của lao động nữ.

Demombynes và Testaverde (2018) sử dụng bộ số liệu điều tra lao động việc làm giai đoạn 2007 - 2014, chỉ rõ lợi tức của giáo dục là cao nhất trong khối tư nhân. Hơn thế nữa, mặc dù khoảng cách thu nhập giữa lao động nữ và lao động nam đã được thu hẹp, nhưng lao động nữ vẫn có lương thấp hơn đáng kể so với lao động nam trên thị trường lao động Việt Nam.

Như vậy, mặc dù đã có một số nghiên cứu về chuỗi giá trị toàn cầu cũng như tác động của việc tham gia chuỗi giá trị toàn cầu tới thị trường lao động ở Việt Nam, chưa có phân tích về tác động của việc tham gia chuỗi giá trị toàn cầu tới chênh lệch tiền lương giữa lao động nam và lao động nữ trong các doanh nghiệp có định hướng xuất khẩu ở Việt Nam. Do đó, nghiên cứu này sẽ là một nỗ lực đóng góp vào nền tảng học thuật của vấn đề này.

3. Số liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Số liệu

Số liệu chủ yếu của nghiên cứu này là bộ số liệu điều tra lao động, việc làm (LFS) được Tổng cục Thống kê (GSO) thực hiện khảo sát điều tra từ năm 2007. LFS là cuộc điều tra chọn mẫu trong chương trình điều tra thống kê quốc gia được thực hiện nhằm mục đích: thu thập thông tin về tình trạng tham gia thị trường lao động của những người từ 15 tuổi trở lên hiện đang sống tại Việt Nam làm cơ sở để tổng hợp, biên soạn các chỉ tiêu thống kê quốc gia về lao động, việc làm, thất nghiệp và thu nhập của người lao động. Kết quả điều tra giúp các cấp, các ngành đánh giá, dự báo tình hình biến động của thị trường lao động trên phạm vi cả nước (Tổng cục Thống kê, 2017).

Bên cạnh đó, bài viết cũng sử dụng số liệu về chỉ số liên kết dọc (VSI) tính toán dựa trên bảng đầu ra - đầu vào cập nhật I/O năm 2016 để đại diện cho yếu tố tham gia

vào chuỗi giá trị toàn cầu của các ngành chế tạo của Việt Nam.

3.2. Xác định mô hình

3.2.1. Phương trình tiền lương Mincer và hàm lựa chọn Heckman

Mô hình hàm thu nhập của Mincer (1962) ước lượng ảnh hưởng của một số yếu tố đến tiền lương. Phương trình tiền lương Mincer thường sử dụng được biểu diễn như sau:

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

Trong đó, thu nhập (w) ở dạng logarit là hàm tuyến tính của số năm đi học (S) và hàm bậc hai của thâm niên công tác (z).

Nhiều công trình sau này đã mở rộng phương trình của Mincer để đánh giá tác động trung bình của số năm đi học đến tiền lương, dựa trên kỹ thuật hồi quy OLS hoặc hồi quy với biến công cụ nhằm giải quyết vấn đề nội sinh. Phương trình tiền lương mở rộng được biểu diễn như sau:

$$\ln w = \alpha + \beta S + \gamma z + \delta z^2 + \theta X + \varepsilon \quad (2)$$

Trong đó, S : số năm đi học; z : số năm kinh nghiệm; X : các biến độc lập khác có tác động đến tiền lương như giới tính, ngành, nghề, tình trạng hôn nhân, vùng kinh tế, tuổi, trình độ học vấn, chỉ số tham gia chuỗi giá trị toàn cầu.

Tuy nhiên, phương trình tiền lương Mincer bằng hồi quy OLS có thể gặp phải vấn đề sai lệch do chọn mẫu dẫn đến ước lượng bị chệch. Heckman (1979) đã chứng minh rằng, việc ước lượng hàm tiền lương chỉ dựa trên số liệu từ những người có việc làm và được trả lương mà bỏ qua những người lao động không tham gia thị trường lao động sẽ làm cho ước lượng bị chệch và không vững do không phản ánh được hàm tiền lương tổng thể. Hàm lương tổng thể bao gồm một bộ phận người lao động không đi làm và không nhận được lương do họ được trả lương thấp hơn mức lương tiềm năng. Nếu họ đi làm, họ thậm chí có thể đạt được

mức lương cao hơn những lao động trong mẫu mà có cùng các đặc điểm lao động.

Do đó, Heckman (1979) đã đề xuất thủ tục hồi quy gồm hai bước để hiệu chỉnh ước lượng bị chệch do chọn mẫu bằng cách đưa một biến kiểm soát¹ vào phương trình ước lượng lợi suất từ giáo dục.

Hiệu chỉnh hai bước của Heckman bao gồm:

Bước 1: Ước lượng hồi quy probit về sự tham gia thị trường lao động cho mỗi quan sát trong tổng thể mẫu và sau đó tính tỷ lệ Mills nghịch đảo².

Bước 2: Hồi quy phương trình tiền lương Mincer bằng việc thêm vào biến kiểm soát chính là tỷ lệ Mills nghịch đảo có được ở bước 1 bằng phương pháp OLS để thu được ước lượng của β cần tìm.

3.2.2. Phương pháp phân rã Blinder – Oaxaca

Blinder (1973) và Oaxaca (1973) đã phát triển một phương pháp phân rã tiền lương để phân chia khoảng cách tiền lương theo giới tính thành các thành phần: sự khác biệt giải thích được và thành phần "không giải thích được" được coi là yếu tố phân biệt đối xử. Kỹ thuật của Blinder-Oaxaca đòi hỏi phương trình ước tính vốn nhân lực riêng cho nam và nữ. Phương trình lương của giới được thiết lập như sau:

$$\ln w_m = \alpha_m + \beta_m X_m + \varepsilon_m \quad (3)$$

$$\ln w_f = \alpha_f + \beta_f X_f + \varepsilon_f \quad (4)$$

Trong đó, w_m và w_f là tiền lương của nam và nữ; α_m và α_f là hệ số chặn trong phương trình lương, cho thấy mức lương

¹ Biến kiểm soát được ước lượng từ mô hình probit giai đoạn một về sự tham gia thị trường lao động. Biến kiểm soát được đưa vào nhằm điều chỉnh cho phù hợp với thực tế là không phải tất cả người trong độ tuổi lao động đều tham gia thị trường lao động.

² Tỷ lệ Mills nghịch đảo được đặt theo tên của John P. Mills cho biết tỷ lệ giữa hàm mật độ xác suất so với hàm phân phối tích lũy của một phân phối.

mà người lao động nam và nữ nhận được mà không tính đến các đặc điểm cá nhân; X_m và X_f là những đặc điểm quan sát được của nam và nữ để giải thích các biến lương; β_m và β_f là các hệ số, còn được gọi là tỷ lệ hoàn vốn, cho các đặc tính X_m và X_f .

Từ các phương trình (3) và (4), chênh lệch lương giữa lao động nam và nữ được ước tính bằng hồi quy $\beta_m X_m - \beta_f X_f$ và sự khác biệt về hệ số $\alpha_m - \alpha_f$. Có thể thực hiện tính chênh lệch lương giữa hai giới (chênh lệch thô) với phân tách sau:

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = \beta_m (\overline{X_m} - \overline{X_f}) + \overline{X_f} (\beta_m - \beta_f) + (\alpha_m - \alpha_f) \quad (5)$$

$$R = E + C + U$$

Trong đó: E – Endowments: là tổng giá trị lợi thế của các đặc điểm của nam giới so với phụ nữ (tài nguyên - tài sản); C – Coefficients: đo lường sự khác biệt do một số đặc điểm giữa nam và nữ (hệ số); U - Nhóm thành phần cuối cùng là không thể giải thích được, đây không phải là sự khác biệt về đặc tính hoặc sản lượng từ các đặc tính đó. Do đó,

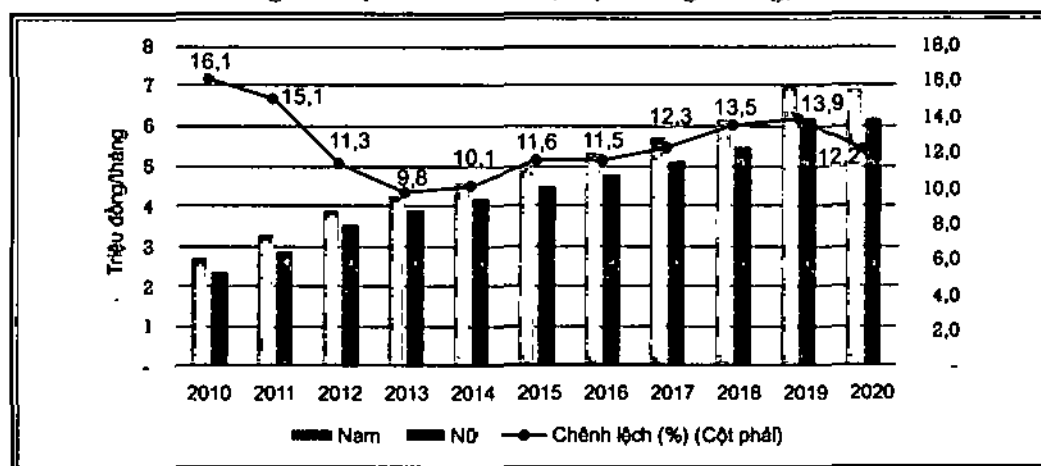
sự khác biệt không phải do lợi thế tài nguyên giữa nam và nữ sẽ là $D = C + U$.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thực trạng chênh lệch thu nhập theo giới ở Việt Nam

Số liệu điều tra lao động và việc làm các năm 2010 - 2020 cho thấy có sự chênh lệch về lương giữa nam và nữ. Thu nhập trung bình theo tháng của lao động Việt Nam năm 2010 và 2020 tương ứng là 2,5 triệu đồng/tháng và 6,6 triệu đồng/tháng. Tuy nhiên, cần chú ý rằng việc thu thập số liệu của những đối tượng không làm công ăn lương thường không chính xác, vì vậy số liệu thống kê trong nghiên cứu này chỉ đề cập tới tiền lương của của nhóm lao động làm công ăn lương. Thu nhập trung bình của lao động nam năm 2020 là 6,92 triệu đồng/tháng, cao hơn 12,2% so với nữ giới³ (6,17 triệu đồng/tháng). Tuy nhiên, xét chung cả giai đoạn, khoảng cách tiền lương bình quân mỗi tháng của hai giới đã thu hẹp dần, giảm từ 16,1% năm 2010 xuống còn 12,2% năm 2020 (hình 1).

HÌNH 1: Chênh lệch thu nhập bình quân của lao động làm công ăn lương giai đoạn 2010-2020 (triệu đồng/tháng)



Nguồn: Tính toán của tác giả từ LFS 2010-2020 của Tổng cục Thống kê qua các năm.

³ Chênh lệch thu nhập theo giới được tính bằng công thức: $(E_m - E_w)/E_w$, trong đó E_m là tiền lương bình quân của nam và E_w là tiền lương bình quân của nữ.

Khoảng cách tiền lương theo giới...

4.2. Tác động của việc tham gia chuỗi giá trị toàn cầu tới chênh lệch tiền lương theo giới ở Việt Nam
 4.2.1. Lợi tức giáo dục giai đoạn 2015-2020

BẢNG 1: Lợi tức giáo dục giai đoạn 2015 – 2020

Ln (thu nhập)	Heckman_2015	Heckman_2020	Heckman_2020_VSI
Theo trình độ học vấn			
Không bằng cấp	-0,150***	-0,201***	-0,211***
Tiểu học	-0,0510***	-0,144***	-0,154***
Trung học cơ sở	Nhóm tham chiếu		
Trung học phổ thông	0,0774***	0,0999***	0,108***
Cao đẳng trở lên	0,267***	0,169***	0,157***
Đặc điểm cá nhân			
Tuổi	0,0667***	0,0747***	0,0742***
Tuổi bình phương	-0,000790***	-0,000805***	-0,000794***
Nữ giới	-0,210***	-0,279***	-0,276***
Nông thôn	-0,107***	0,162***	0,159***
Đã kết hôn	0,0504***	0,0745***	0,0792***
Theo vùng kinh tế			
Trung du và miền núi phía Bắc	-0,0702*	-0,112***	-0,110***
Đồng bằng sông Hồng	Nhóm tham chiếu		
Bắc Trung bộ và duyên hải miền Trung	-0,0874**	-0,294***	-0,299***
Tây Nguyên	-0,0298	-0,0751*	-0,0840**
Đông Nam bộ	0,152***	0,166***	0,163***
Đồng bằng sông Cửu Long	-0,0856***	-0,0780***	-0,0935***
Theo loại hình sở hữu			
Cơ quan, doanh nghiệp nhà nước	0,119***	0,0156	-0,0925
Doanh nghiệp FDI	0,342***	0,281**	0,197
Doanh nghiệp tư nhân	0,240***	0,187	0,09
Kinh doanh cá thể phi nông nghiệp	0,102***	0,310***	0,269***
Kinh doanh cá thể nông nghiệp	Nhóm tham chiếu		
Theo nghề nghiệp			
Lao động tự do	Nhóm tham chiếu		
Lãnh đạo	0,458***	0,664***	0,651***
Chuyên môn kỹ thuật bậc cao	0,331***	0,487***	0,486***
Chuyên môn kỹ thuật bậc trung	0,211***	0,242***	0,249***
Nhân viên văn phòng	-0,0343	0,0443	0,0296

Khoảng cách tiền lương theo giới...

Nhân viên dịch vụ cá nhân	0,0126	0,0727**	-0,0116
Lao động kỹ thuật trong nông nghiệp	0,1000***	0,192***	0,194***
Thợ thủ công	0,128***	0,174***	0,197***
Thợ vận hành máy móc, thiết bị	0,216***	0,255***	0,268***
Quân đội	0,554***	0,739***	0,726***
Chỉ số tham gia chuỗi giá trị toàn cầu			
VSI			-0,136
VSI bình phương			-0,0901
Hệ số chặn	6,738***	6,453***	6,618***
lambda	-2,011	-0,415***	-0,474***
Số quan sát	175.958	404.581	395.523
Prob > F	0	0	0

*Ghi chú: * p<0,10; ** p<0,05; *** p<0,01.*

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu của tác giả.

Kết quả ước lượng lợi tức giáo dục sau khi hiệu chỉnh sai lệch lựa chọn được trình bày trong bảng 1. Trong phương trình này, biến phụ thuộc là trung bình lương/tháng mà người lao động nhận được. Khi kiểm soát những yếu tố khác, lao động nữ có thu nhập thấp hơn lao động nam ở mức 18,9%⁴ trong năm 2015 và 24,35% trong năm 2020. Biến tuổi đại diện cho kinh nghiệm làm việc của người lao động, với giả định rằng tuổi càng cao thì kinh nghiệm làm việc càng tăng, nhưng chỉ tăng đến một mức độ nhất định sẽ giảm xuống chứ không tăng tuyến tính. Kết quả ước lượng của biến tuổi bình phương nhỏ hơn 0 đã cho thấy mối quan hệ hình chữ U ngược giữa tuổi và tiền lương của người lao động. Ngoài ra, hệ số hồi quy của biến giả trình độ (thể hiện qua

bằng cấp cao nhất đạt được) cho thấy mức đãi ngộ đối với người lao động. So với những lao động tốt nghiệp trung học cơ sở (nhóm tham chiếu), lao động có bằng cấp càng cao thì mức tiền lương nhận được càng lớn, ngược lại, lao động có bằng cấp thấp hơn thì tiền lương nhận được cũng thấp hơn đáng kể. Nhìn chung, lợi tức từ giáo dục thu được ở các trình độ nhất định trong giai đoạn nghiên cứu cũng tăng lên. Hệ số hồi quy của biến giả “Cao đẳng trở lên” cao hơn đáng kể so với các nhóm còn lại, cho thấy việc đạt được bằng cấp này có tác động rất lớn đến mức lương của lao động. Cụ thể, so với những người tốt nghiệp trung học cơ sở thì thu nhập của những người có trình độ cao đẳng trở lên cao hơn 30,6% năm 2015 và cao hơn 18,4% năm 2020.

Về tình trạng hôn nhân, lao động đã kết hôn (bao gồm cả li thân, li dị và góa) sẽ nhận được mức lương cao hơn những người chưa kết hôn. Những người có địa bàn cư trú ở thành thị nhận mức lương cao hơn

⁴ Đối với phương trình dạng log – biến giả, hệ số θ được diễn giải như sau: nếu biến giả X nhận giá trị bằng 1 thì biến phụ thuộc lương/giờ sẽ tăng $a\% = (e^{\theta} - 1) * 100\%$.

nhóm ở nông thôn, nhưng sự chênh lệch đã giảm dần vào cuối giai đoạn nghiên cứu. So với đồng bằng sông Hồng, chỉ có lao động ở khu vực Đông Nam bộ có tiền lương cao hơn. Nhóm biến về phân tổ nghề nghiệp cho thấy so với nghề lao động tự do, những lao động làm những nghề khác đều có mức lương cao hơn.

Cuối cùng, biến kiểm soát về sự tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu bằng chỉ số liên kết dọc (VSI) lại không có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều đó có nghĩa là chưa đủ cơ sở để kết luận việc tham gia chuỗi giá trị toàn cầu có tác động tới tiền lương của lao động làm công ăn lương năm 2020.

4.2.2. Phân rã chênh lệch tiền lương theo giới theo phương pháp của Blinder – Oaxaca (1973)

Phương pháp phân rã tiền lương của Blinder – Oaxaca sẽ phân tách chênh lệch tiền lương theo giới dựa trên ba yếu tố:

(i) Nguồn lực (endowments) thể hiện sự chênh lệch về lương do những đặc điểm cá nhân.

(ii) Hệ số (coefficients) là phần chênh

lệch lương không giải thích được, đo lường lợi tức của các đặc điểm. Chỉ số này cho thấy dù nam và nữ có những đặc điểm như nhau nhưng lại nhận được sự đãi ngộ khác nhau trên thị trường lao động.

(iii) Tương tác (interaction) giúp ước lượng ảnh hưởng đồng thời của chênh lệch do đặc điểm cá nhân và lợi tức từ các đặc điểm.

Kết quả phân rã chênh lệch tiền lương theo giới bằng phương pháp của Blinder – Oaxaca được thể hiện trong bảng 2. Theo đó, chênh lệch tiền lương giữa nam giới và nữ giới năm 2015 là 0,123, tương đương với chênh lệch bằng $(\exp(0,123)-1)*100 = 13,1\%$

Hệ số -0,122 của yếu tố nguồn lực có nghĩa là nếu nữ giới có đặc điểm nguồn lực giống hết đặc điểm nguồn lực của nam giới thì thu nhập trung bình của nữ giới giảm đi 0,122 (tương đương giảm 11,5%). Trong khi đó, sự thay đổi trong thu nhập của nữ khi sử dụng hệ số của nam giới cho các đặc điểm của nữ giới tăng lên 0,198 (tương đương tăng 20,89%).

BẢNG 2: Kết quả phân rã chênh lệch thu nhập theo giới bằng phương pháp của Blinder – Oaxaca

	Năm 2015	Năm 2020	Năm 2020 (VSI)
Nam giới	8,315594***	8,30325***	8,298411***
Nữ giới	8,192467***	8,052808***	8,047795***
Chênh lệch thuần (difference)	0,1231265***	0,2504421***	0,2506161***
Nguồn lực (endowments)	-0,1220888***	-0,1115099***	-0,1172047***
Hệ số (coefficients)	0,1976626***	0,3432154***	0,357654***
Tương tác (interaction)	0,0475527***	0,0187367	0,0101668

*Ghi chú: * p<0,10; ** p<0,05; *** p<0,01.*

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu của tác giả.

Kết quả phân tích cho năm 2020 cũng tương tự như năm 2015, nhưng sự khác biệt về lương đã tăng lên 28,5%. Cũng trong

năm nghiên cứu này, các đặc điểm cá nhân của nữ giới ngày càng ưu việt hơn so với nam giới, đồng thời chênh lệch do hệ số

tăng lên. Mức lương của lao động nữ sẽ tăng đến 40,95% $((\exp(0,343)-1)*100)$ khi chưa kiểm soát VSI và tăng tới 43,0% $(\exp(0,358)-1)*100$ (khi kiểm soát biến tham gia chuỗi giá trị toàn cầu VSI) nếu nhận được lợi tức tương tự như nam giới và giữ nguyên các đặc điểm vốn có của họ. Kết quả này cho thấy, có thể việc tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu ở công đoạn thấp (chủ yếu nhập khẩu nguyên liệu phục vụ lắp ráp để xuất khẩu) đã làm doãng hơn khoảng cách chênh lệch về thu nhập giữa nam và nữ ở Việt Nam.

5. Kết luận

Để nghiên cứu tác động của việc tham gia chuỗi giá trị toàn cầu đến chênh lệch thu nhập theo giới ở Việt Nam, trước tiên nghiên cứu ước lượng phương trình lương Mincer để ước lượng lợi tức giáo dục và các yếu tố khác từ số liệu điều tra lao động, việc làm năm 2015 và 2020. Kết quả cho thấy khi kiểm soát các yếu tố khác, có sự chênh lệch tiền lương giữa nam và nữ trên thị trường lao động Việt Nam. Theo đó, lao động nữ có tiền lương thấp hơn lao động nam ở mức 18,9% trong năm 2015 và 24,35% trong năm 2020. Lao động có trình độ học vấn càng cao thì tiền lương nhận được càng cao. Trong đó, việc có bằng cao đẳng, đại học trở lên có ảnh hưởng cao nhất tới mức tiền lương của người lao động. Tiền lương cũng tăng theo kinh nghiệm của người lao động, tuy nhiên lợi tức do kinh nghiệm mang lại chỉ đến một độ tuổi nhất định. Ngoài ra, những lao động đã từng kết hôn và ở thành thị đều có tiền lương cao hơn nhóm còn độc thân và có địa bàn cư trú ở nông thôn. Tuy nhiên, chưa đủ bằng chứng để kết luận có tác động của tham gia chuỗi giá trị toàn cầu tới tiền lương của người lao động năm 2020.

Tiếp đó, sử dụng phương pháp phân rã của Blinder – Oaxaca, bài viết đã phân tích chênh lệch tiền lương giữa lao động nam và nữ, kết quả khẳng định có tồn tại sự khác biệt lương giữa hai giới. Cụ thể, ước lượng cho thấy, nữ giới còn có những đặc điểm cá nhân ưu việt hơn nam giới, do vậy đây không phải là nguyên nhân dẫn tới sự khác biệt trong thu nhập của hai giới. Trong khi đó, lợi tức của các đặc điểm lại giải thích phần lớn sự chênh lệch này. Mức lương của lao động nữ sẽ tăng đến 43,0% trong năm 2020 nếu nhận được đãi ngộ tương tự như nam giới trong điều kiện giữ nguyên các đặc điểm vốn có. Hơn nữa, một vấn đề trong phương pháp phân tích của Blinder-Oaxaca mà một số nghiên cứu trước đó chưa đề cập tới như vấn đề chỉ số đã được giải quyết để đưa ra phân tích tốt hơn về chênh lệch thu nhập theo giới tại Việt Nam.

Do sự chênh lệch về lương đến từ lợi tức của các đặc điểm hay sự đãi ngộ khác nhau giữa lao động hai giới, để thu hẹp khoảng cách tiền lương cũng như đảm bảo những quyền lợi cho lao động nữ nói riêng, các chính sách an sinh xã hội và hỗ trợ cho người lao động nữ cần phải được ưu tiên hơn, thực hiện nghiêm túc, minh bạch và đồng bộ. Như vậy, việc đầu tiên cần làm là đẩy mạnh tuyên truyền hiệu quả các chính sách, đảm bảo cung cấp thông tin đầy đủ cho cả người lao động và người sử dụng lao động. Đồng thời, thực hiện các chương trình bồi dưỡng, nâng cao năng lực cho lao động nữ và chăm sóc sức khỏe cho họ. Cần cải thiện khả năng tiếp cận của phụ nữ đến các dịch vụ chăm sóc sức khỏe và tăng cường ngân sách cho các hoạt động này. Những biện pháp kể trên sẽ góp phần xóa bỏ dần những khác biệt về thu nhập giữa nam và nữ trong thời gian tiếp theo.

Khoảng cách tiền lương theo giới...

Phụ lục: Mô tả các biến trong mô hình năm 2020

Tên biến	Số quan sát	Bình quân	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Ln (thu nhập)	438.496	4,09	9,94	-18,4207	12
Không bằng cấp	597.594	0,15	0,36	0	1
Tiểu học	597.594	0,21	0,40	0	1
Trung học cơ sở	597.594	0,30	0,46	0	1
Trung học phổ thông	597.594	0,16	0,37	0	1
Cao đẳng trở lên	597.594	0,18	0,38	0	1
Tuổi	805.966	33,97	21,74	0	110
Tuổi bình phương	805.966	1.626,91	1.701,88	0	12.100
Nữ giới	805.967	0,51	0,50	0	1
Nông thôn	805.967	0,58	0,49	0	1
Đã kết hôn	597.593	0,81	0,39	0	1
Trung du và miền núi phía Bắc	805.967	0,24	0,42	0	1
Đồng bằng sông Hồng	805.967	0,17	0,38	0	1
Bắc Trung bộ và duyên hải miền Trung	805.967	0,21	0,40	0	1
Tây Nguyên	805.967	0,09	0,28	0	1
Đông Nam bộ	805.967	0,12	0,32	0	1
Đồng bằng sông Cửu Long	805.967	0,18	0,38	0	1
Cơ quan, doanh nghiệp nhà nước	404.584	0,11	0,31	0	1
FDI	404.584	0,01	0,10	0	1
Doanh nghiệp tư nhân	404.584	0,13	0,34	0	1
Kinh doanh cá thể phi nông nghiệp	404.584	0,38	0,49	0	1
Kinh doanh cá thể nông nghiệp	404.584	0,37	0,48	0	1
Lao động tự do	438.534	0,37	0,48	0	1
Lãnh đạo	438.534	0,01	0,11	0	1
Chuyên môn kỹ thuật bậc cao	438.534	0,08	0,28	0	1
Chuyên môn kỹ thuật bậc trung	438.534	0,03	0,18	0	1
Nhân viên văn phòng	438.534	0,02	0,13	0	1
Nhân viên dịch vụ cá nhân	438.534	0,19	0,39	0	1
Lao động kỹ thuật trong nông nghiệp	438.534	0,07	0,26	0	1
Thợ thủ công	438.534	0,12	0,33	0	1
Thợ vận hành máy móc, thiết bị	438.534	0,10	0,30	0	1
Quân đội	438.534	0,00	0,05	0	1
VSI	394.584	0,35	0,10	0,15	1
VSI bình phương	394.584	0,13	0,08	0,02	0,42

Nguồn: Tính toán của tác giả.

TÀI LIỆU TRÍCH DẪN

1. Appleton S., Hoddinott J. and Krishnan P. (1999), 'The gender wage gap in three African countries', *Economic Development and Cultural Change*, 47 (2), 289- 313.
2. Bamber P. and Staritz C. (2016), 'The gender dimensions of global value chains', *Issue Paper, Inclusive Economic Transformation, International Centre for Trade and Sustainable Development*.
3. Blinder A. S. (1973), 'Wage discrimination: reduced form and structural estimates', *Journal of Human Resources*, 436-455.
4. Brassard C. (2004), *Wage and labour regulation in Vietnam within the poverty reduction agenda*, Public Policy Programme, National University of Singapore.
5. Christian M., Evers B. and Barrientos S. (2013), 'Women in value chains: making a difference', *Capturing the Gains Revised Summit Briefing*, 6.3.
6. Cotton J. (1988), 'On the decomposition of wage differentials', *The Review of Economics and Statistics*, 236-243.
7. Cunningham W. và cộng sự (2019), "Tương lai việc làm Việt Nam: Khai thác xu hướng lớn cho sự phát triển thịnh vượng hơn", Ngân hàng Thế giới.
8. Demombynes G. and Testaverde M. (2018), 'Employment structure and returns to skill in Vietnam estimates using the labor force survey', *Policy Research Working Paper*, 8364, The World Bank Group, March 2018.
9. Dolan C. S. and Sutherland K. (2003), 'Gender and employment in the Kenya horticulture value chain', *Globalisation, Production and Poverty Discussion Paper*, 8, Norwich, University of East Anglia.
10. Farole T. (2016), 'Do global value chains create jobs?', *IZA World of Labor*, 291.
11. Gallup J. L. (2004), 'The wage labour market and inequality in Vietnam in the 1990s', in Glewwe P., Agrawal N., Dollar D. (Eds), *Economic growth, poverty and household welfare in Vietnam*, World Bank Regional and Sectoral Studies, World Bank, Washington, D.C.
12. Heckman J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica*, 47 (1), pp. 153-161.
13. Machado J. F. and Mata J. (2005), 'Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression', *Journal Of Applied Econometrics*, 20 (4), 445-465.
14. Mincer J. (1962), 'Labor force participation of married women: a study of labor supply', *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press, Princeton NJ, pp. 63-97.
15. McGuinness S., Kelly E., Phuong P.T.T., Thuy H.T.T. and Whelan A. (2021), 'Returns to education in Vietnam: a changing landscape', *World Development*, 138 (2021) 105-205.
16. Nguyễn Ngọc Anh, Nguyễn Thắng, Lê Đăng Trung, Phạm Quang Ngọc, Nguyễn Đình Chúc và Nguyễn Đức Nhật (2008), *Foreign direct investment in Vietnam: Is there any evidence of technological spillover effects*, Munich Personal RePEc Archive (MPRA), MPRA Paper No. 7273, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/7273/>.
17. Neumark (1988), 'Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination', *Journal of Human Resources*, 279-295.
18. Oaxaca R. L. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labour markets', *International Economic Review*, Vol. 14, 693-709.
19. Pham H. T. and Reilly B. (2007), 'The gender pay gap in Vietnam, 1993-2002: A quantile regression approach', *MPRA Paper*, No. 6475.

20. Seguino S. (2000), 'The effects of structural change and economic liberalization on gender wage differentials in South Korea and Taiwan', *Cambridge Journal of Economics*, 24 (4), 437-459.
21. Shingal A. (2015), 'Labour market effects of integration into GVCs: review of literature', *R4D Working Paper*, 2015/10, Swiss Programme for Research on Global Issues for Development.
22. Staritz C. and Reis J. G. (2013), 'Global value chains, economic upgrading and gender: case studies of the horticulture, tourism and call center industries', *Int'l Trade Department Gender Development Unit, Poverty Reduction and Economic Management Network*, The World Bank.
23. Tổng cục Thống kê (2017), *Tài liệu hướng dẫn nghiệp vụ điều tra lao động việc làm năm 2018*, Nxb. Thống kê, Hà Nội.
24. UNDP (2011), *Dịch vụ xã hội phục vụ phát triển con người*, Báo cáo quốc gia về phát triển con người năm 2011.

Ngày nhận bài : 25-04-2022
Ngày nhận bản sửa : 26-04-2022
Ngày duyệt đăng : 26-04-2022