



Lựa chọn ngành học tác động thế nào đến tiền lương của sinh viên sau khi ra trường? Bằng chứng từ Việt Nam

NGUYỄN HÀ ĐĂNG KHOA *

Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN

TÓM TẮT

Ngày nhận: 26/07/2021
Ngày nhận lại: 10/03/2022
Duyệt đăng: 17/03/2022

Mã phân loại JEL:
J31; C24

Từ khóa:
Tiền lương;
Mô hình lựa chọn
Heckman.

Keywords:
Wage;
Heckman selection
model.

Bài báo xem xét việc lựa chọn ngành học đại học có tác động thế nào đến tiền lương của sinh viên sau khi ra trường. Từ dữ liệu “Điều tra Lao động năm 2019”, tác giả quan tâm đến đối tượng sinh viên đã tốt nghiệp có độ tuổi từ 21 đến 33. Nghiên cứu áp dụng mô hình Heckman, trong đó, tỷ số Mills nghịch đảo được thêm vào mô hình để giải quyết sự sai lệch do chọn mẫu, gây ra bởi tình trạng mức lương không quan sát được cho những người không có việc làm. Mô hình Heckman ước lượng hàm tiền lương, đồng thời giải thích quyết định lựa chọn tham gia thị trường lao động. Kết quả nghiên cứu cho thấy bằng cấp đại học tác động tích cực đến quyết định tham gia thị trường lao động của thanh niên. Phương trình tiền lương cho thấy sinh viên tốt nghiệp chuyên ngành về Sinh học, Nông nghiệp, Luật, và Giáo dục có mức lương sau khi ra trường thấp hơn nhóm Kỹ sư & Công nghệ lần lượt ở mức 8,1%, 12,4%, 12,1% và 6,2%. Mặt khác, những sinh viên tốt nghiệp trong lĩnh vực Quốc phòng & An ninh cũng như Nghệ thuật & Thiết kế sáng tạo thu được mức lương cao hơn so với nhóm Kỹ sư & Công nghệ ở mức 16,5% và 7,0%.

Abstract

This paper investigates the effect of major choice on students' earnings after they have graduated. Using Data from the “Labour Force Survey 2019”, the author focuses on young graduates group who are from 21 to 33 years old. The study applied the Heckman model in which the Inverse Mills Ratio is added as a solution to the problem of “selection bias”. This bias is caused by the unobserved wages of those who do

* Tác giả liên hệ.

Email: khoa.nhd@vnp.edu.vn (Nguyễn Hà Đăng Khoa).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Hà Đăng Khoa. (2022). Lựa chọn ngành học tác động thế nào đến tiền lương của sinh viên sau khi ra trường? Bằng chứng từ Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 33(4), 43–72.

not work. The Heckman model helps estimate the earnings equation and explains the decision to participate in the labour market of workers. It can be seen from the results that university degrees positively influence youngsters' decision to work. Results from the observed earnings equation show that graduates who study Biology, Agriculture, Law, and Education see their earnings after school less than their Engineer & Technology major base group by 8.1%, 12.4%, 12.1%, and 6.2%. On the other hand, young graduates in Defense & Security and Creative Art & Design gain earnings than the base group at 16.5% and 7.0%, respectively.

1. Giới thiệu

Việc lựa chọn chuyên ngành khi theo học giáo dục đại học có thể ảnh hưởng rất nhiều đến mức lương tương lai của sinh viên. Lợi nhuận thu được từ giáo dục đại học đã được nghiên cứu công phu trong một thời gian dài (Oreopoulos & Petronijevic, 2013).

Các bằng chứng thực nghiệm gần đây trên cả các quốc gia phát triển và đang phát triển cũng cho thấy rằng các khoản đầu tư cho các ngành học khác nhau cũng tạo ra sự khác nhau trong kết quả thu được đo bằng tiền tệ khác nhau giữa các cá nhân. Một số ví dụ điển hình ở các nước châu Âu như đối với trường hợp Vương quốc Anh, nghiên cứu của Belfield và các cộng sự (2018), và Britton và cộng sự (2021) lần lượt chỉ ra rằng Nghệ thuật sáng tạo, Ngôn ngữ Anh và Triết học mang lại tăng trưởng trong tiền lương thấp hơn đối với người đi làm lúc họ 29 tuổi so với các ngành về Y học hoặc Kinh tế. Đối với trường hợp tại nước Úc (Chia & Miller, 2008), sinh viên tốt nghiệp các ngành “khoa học thực hành” như: Kỹ thuật, Khoa học máy tính giúp tiền lương sau khi ra trường tăng trưởng cao hơn các sinh viên tốt nghiệp từ các ngành khoa học cơ bản. Tại khu vực châu Mỹ, bằng phương pháp hồi quy gián đoạn cho điểm đầu vào trường đại học, Hastings và cộng sự (2013) cũng cho thấy các ngành liên quan đến Sức khỏe, Khoa học tự nhiên và Khoa học xã hội có ảnh hưởng tích cực đến tiền lương sau khi ra trường của sinh viên tốt nghiệp ở Chile. Nghiên cứu của Deming và Noray (2020) tại thị trường lao động Mỹ cũng cho thấy các ngành như Kỹ thuật và Khoa học máy tính mang lại tiền lương cho người trẻ vừa ra trường cao hơn so với ngành Sư phạm.

Mặc dù tại các quốc gia đang phát triển, nghiên cứu về sự khác nhau trong tiền lương sau khi ra trường chưa phổ biến do thiếu dữ liệu về tiền lương qua các năm nhưng có thể kể đến là nghiên cứu gần nhất của Kang và cộng sự (2019) trong trường hợp thị trường lao động Trung Quốc. Nghiên cứu này cho nhóm tuổi từ 20 đến 60 và nhận thấy rằng có sự chênh lệch về tiền lương giữa khối ngành STEM (Khoa học, Công nghệ, Kỹ thuật, và Toán/ Y học) và khối ngành LEM (Luật, Kinh tế học, và Quản lý).

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Tran và Vu (2020) được xem là điều tra mới nhất cung cấp bằng chứng sự khác biệt tiền lương giữa các chuyên ngành đại học của sinh viên sau khi ra trường. Qua đó, Tran và Vu (2020) đã phát hiện rằng các ngành về Nghệ thuật và Nhân học mang lại tiền lương trung bình cho các tuổi trong khoảng 20–60 cao hơn các ngành Khoa học tự nhiên và các ngành Kinh tế. Quốc phòng & An ninh là ngành có tiền lương được quy định cụ thể và theo khung, nên tiền lương trung bình cho các nhóm độ tuổi cao hơn so với Nghệ thuật và Nhân học. Vì ảnh hưởng của việc lựa

chọn ngành học có tác động rất khác nhau giữa các nhóm tuổi, cho nên cần thiết phải quan sát chi tiết hơn tác động lên tiền lương ban đầu của nhóm tuổi trẻ (Chia & Miller, 2008; Belfield và cộng sự, 2018; Birch và cộng sự, 2009). Ví dụ: Trong trường hợp tại Mỹ, Black và cộng sự (2003) cũng đã chỉ ra rằng phần thưởng được thể hiện qua tiền lương từ việc lựa chọn ngành Kinh tế học sẽ có tác động lớn hơn ở nhóm độ tuổi từ 45 đến 55 tuổi so với nhóm độ tuổi dưới 35 của sinh viên sau khi ra trường. Từ sự cần thiết đó, tác giả đặt ra câu hỏi nghiên cứu rằng: “Sự lựa chọn ngành học tác động thế nào đến mức lương ban đầu của sinh viên Việt Nam?”

Việc ước lượng mối quan hệ nhân quả của giáo dục đối với tiền lương của người lao động không tránh khỏi những vấn đề thiếu dữ liệu tiền lương của người không làm việc. Theo Meghir và Rivkin (2011) nhận định thì việc ước lượng này khiến cho việc lựa chọn mẫu không còn mang tính ngẫu nhiên nữa. Bên cạnh đó, các kết quả ước lượng về mối quan hệ nhân quả này ở các nghiên cứu thực tiễn vẫn chịu tác động ít nhiều vấn đề nội sinh từ việc “sai lệch khả năng” (Ability Bias) của người đi học. Mặc dù đã được rất nhiều nhà nghiên cứu tìm cách giải quyết khác biệt về khả năng dẫn đến sai lệch này trong suốt hơn 50 năm qua, nhưng hiện nay vẫn chưa thể giải quyết triệt để (Heckman và cộng sự, 2003). Cả hai vấn đề gồm: Thiếu dữ liệu tiền lương của người không làm việc và khác biệt về khả năng của từng cá nhân được đề xuất các giải pháp lần lượt trong nghiên cứu của Athey và Imbens (2017) khi thảo luận về ứng dụng của biến công cụ cũng như mô hình lựa chọn mẫu cũng như bài báo của Heckman và cộng sự (2006).

Nghiên cứu của Tran và Vu (2020) mặc dù sử dụng hồi quy chuyển tiếp nội sinh (Switching Endogenous Regression) để xem xét về việc cá nhân tham gia hoặc không tham gia một ngành học cụ thể, Tran và Vu (2020) đã bỏ qua vấn đề sai lệch do “thiếu dữ liệu” về mức lương của những cá nhân lựa chọn không làm việc. Bên cạnh đó, Tran và Vu (2020) cũng chưa mang vào các yếu tố dẫn đến sự khác biệt khả năng trong quá trình học tập tại trường đại học của các cá nhân. Vì vậy, việc phải sử dụng mô hình Heckman để giải quyết sai lệch trong việc chọn mẫu những cá nhân lựa chọn không làm việc là thật sự cần thiết để không loại bỏ các dữ liệu bị khuyết.

Nhằm giải quyết các vấn đề nêu trên, nghiên cứu này đưa ra các ước tính cho mô hình lựa chọn mẫu Heckman (1979) đối với ảnh hưởng của giáo dục đại học đến tiền lương của sinh viên Việt Nam mới tốt nghiệp với số liệu cập nhật và giới hạn độ tuổi cho mẫu quan sát. Tác giả tập trung vào nhóm sinh viên tốt nghiệp có độ tuổi từ 21–33 và sở hữu ít nhất bằng Cao đẳng để xem xét tác động của việc lựa chọn môn học đối với mức lương từ nghề nghiệp ban đầu của họ. Bên cạnh đó, mô hình Heckman với hai phương trình đồng thời, bao gồm: (1) Phương trình lựa chọn tham gia thị trường lao động (Probit), và (2) phương trình tiền lương Mincer (1974) được sử dụng như một công cụ để kiểm soát sự sai lệch do không kể đến những đối tượng không làm việc.

Kết quả cho thấy rằng, qua thực hiện chạy hồi quy hai bước cho mô hình lựa chọn mẫu với Bước 1 là quyết định lựa chọn tham gia thị trường lao động hay không của hơn 32.019 cá nhân, và Bước 2 là hồi quy tiền lương cho 4.600 cá nhân có thông tin về tiền lương theo giờ, có thể tránh sự sai lệch gây ra từ vấn đề lựa chọn mẫu. Kết quả từ phương trình Probit ở Bước 1 cho thấy đối với cá nhân ra trường với bằng cấp Đại học có khả năng tham gia thị trường lao động trong nhóm độ tuổi 21–33 hơn người tốt nghiệp Cao đẳng. Cũng đối với nhóm độ tuổi này, những người đã kết hôn cũng có xu hướng tìm việc làm hơn so với đối tượng độc thân. Ở Bước 2, phương trình Mincer (1974) đo lường tiền lương quan sát được cho thấy số năm đi học tăng thêm 1 năm sẽ làm tăng mức lương của người lao động thêm 11,6%. Việc lựa chọn một số chuyên ngành thật sự có ảnh hưởng đến tiền lương của sinh

viên sau khi họ tốt nghiệp. Sinh viên tốt nghiệp các ngành như: Sinh học, Nông nghiệp, Luật, và Giáo dục có mức lương khởi điểm thấp hơn nhóm Kỹ thuật & Công nghệ lần lượt ở mức 8,1%, 12,4%, 12,1% và 6,2%. Mặc dù vậy, lựa chọn theo học các ngành như: Quốc phòng & An ninh, và Nghệ thuật & Thiết kế sáng tạo lại giúp làm tăng tiền lương của sinh viên sau khi tốt nghiệp đến 16,5% và 7,0% tương ứng.

Bài báo này có ba đóng góp vào bằng chứng thực nghiệm về lợi nhuận trở lại từ khoản đầu tư cho giáo dục đại học:

- *Thứ nhất*, với dữ liệu cập nhật từ “Điều tra Lao động Việt Nam năm 2019”, tác giả có thể điều tra sự khác biệt giữa mức lương của những người có bằng Cao đẳng, Đại học, Thạc sĩ và Tiến sĩ.

- *Thứ hai*, tác giả chọn nhóm người có độ tuổi từ 21 đến 33 để đo lường tác động của việc đi học đối với mức lương ban đầu của họ.

- *Thứ ba*, tác giả cung cấp phương pháp chọn mẫu Heckman để ước tính tác động của giáo dục lên mức lương khởi điểm của sinh viên tốt nghiệp có trình độ từ Cao đẳng trở lên tại Việt Nam. Phương pháp Heckman nhằm thêm vào tỷ số Mills nghịch đảo (Inverse Mills Ratio) như một biến cho phương trình tiền lương của Mincer. Việc này giúp cải thiện kết quả hồi quy theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (Ordinary Least Square – OLS) khi bỏ sót dữ liệu mức lương không quan sát được của người lựa chọn không tham gia thị trường lao động (Heckman, 1979).

Nghiên cứu này vẫn còn nhiều điểm hạn chế, có thể kể đến bốn điểm chính gồm:

- *Thứ nhất*, vấn đề đa cộng tuyến (Collinearity), hiện tượng này xảy ra khi không có biến giới hạn loại trừ (Exclusion Restriction) ở phương trình quyết định làm việc, nên khi thực hiện hồi quy cho mô hình Heckman sẽ khiến số biến ở phương trình 1 lặp lại hoàn toàn ở phương trình số 2. Vấn đề này được Puhani (2000) nhận xét là có thể làm suy giảm sức mạnh của kiểm định t đối với tỷ số Mills nghịch đảo trong phương trình tiền lương.

- *Thứ hai*, mặc dù vấn đề về nội sinh trong phương trình mối quan hệ nhân quả của giáo dục đại học đối với tiền lương có thể được chấp nhận tạm thời trong nghiên cứu thực tiễn (Heckman và cộng sự, 2003), nhưng các bằng chứng về các dạng hàm khác của biến giáo dục cũng như bỏ đi các giả định về lợi nhuận thu được từ giáo dục là đồng nhất giữa các cá nhân (Homogeneous) cũng đang ngày càng thách thức các nhà kinh tế học trong nghiên cứu thực tiễn (Heckman và cộng sự, 2006).

- *Thứ ba*, dữ liệu hiện tại không cung cấp thông tin chi tiết hơn về công việc đầu tiên của các cá nhân sau khi tốt nghiệp đại học, cho nên việc giới hạn độ tuổi trong bài báo của tác giả không thể loại trừ các trường hợp các cá nhân có sở hữu bằng cấp thứ hai với chuyên ngành khác so với bằng cấp ban đầu của họ (Plumber, 2021).

- *Thứ tư*, việc đánh giá xem chuyên ngành nào có hiệu quả để đầu tư có thể tạo ra nhiều lợi ích. Biết được các môn học có mức lương kỳ vọng cao, các cơ sở giáo dục có thể ra quyết định tốt hơn trong việc gia tăng số lượng tuyển sinh cho một chuyên ngành cụ thể trong tương lai hay không (Kirkeboen và cộng sự, 2016). Đối với những người trẻ tuổi, việc thất nghiệp trong thời gian đầu có thể tạo một tác động tiêu cực đến xác suất có được việc làm và mức lương trong thời gian dài, Ellwood (1979) nhận thấy rằng lịch sử thất nghiệp trước đây mặc dù chỉ làm tăng thời gian nhân rỗi của người lao động trong một thời gian ngắn, nhưng nếu kéo dài nó có thể ảnh hưởng tiêu cực đến tiền lương và cơ hội kiếm được việc làm mới sau này. Vì vậy, càng có nhiều thông tin về chuyên ngành đào tạo thì

sinh viên có thể chọn được công việc phù hợp với khả năng tránh tình trạng thất nghiệp trong thời gian dài.

Sau Phần 1 giới thiệu chung, Phần 2 trình bày tổng quan lý thuyết về ảnh hưởng của đầu tư vào giáo dục đối với lợi nhuận thu được thông qua tiền lương. Phần 3 giới thiệu mẫu quan sát và phương pháp nghiên cứu được sử dụng trong bài báo. Phần 4 là phần báo cáo kết quả từ mô hình lựa chọn Heckman. Trong phần 5, tác giả sẽ bàn luận về các kết quả thu được. Phần 6 là kết luận.

2. Tổng quan lý thuyết

Trong phần này, tác giả trình bày khái quát lý thuyết về mối quan hệ nhân quả giữa biến số năm học và biến logarit của tiền lương. Bên cạnh đó, bài nghiên cứu cũng chỉ ra một số ứng dụng thực tiễn liên quan đến sử dụng mô hình Mincer (1974) cũng như sự khác nhau của tiền lương nhận được theo chuyên ngành học của sinh viên. Những vấn đề nội sinh khi áp dụng phương trình tiền lương của Mincer (1974) trong việc đo lường tác động của giáo dục cùng với các cách giải quyết cũng được giới thiệu khái quát trong phần này.

2.1. Lý thuyết lợi nhuận thu được từ giáo dục

Giả thuyết coi giáo dục là “đầu tư thuần túy” cho vốn con người đã được nêu ra kể từ nghiên cứu của Schultz (1960). Sau đó, Becker (1962) phân tích vai trò của hình thức đầu tư này trong việc nâng cao năng suất của người lao động tại nơi làm việc. Kiến thức chính quy tại trường học và các kỹ năng học được từ đào tạo tại chỗ giúp người lao động làm việc hiệu quả hơn và do đó cũng làm tăng tiền lương họ nhận được. Đáng lưu ý, bài báo của Becker (1975) đã mô tả đầu tư vào giáo dục là sự đánh đổi xuyên suốt quãng đời con người giữa lợi nhuận đo bằng tiền lương trong tương lai cho những nỗ lực lao động của một cá nhân và sự tích lũy vốn con người qua thời gian của anh ta. Cụ thể, khi còn trẻ, các cá nhân chi tiêu nhiều hơn cho giáo dục với hy vọng thu được lợi nhuận cao hơn trong tương lai, tuy nhiên, khi già đi, họ cắt giảm đầu tư do sự đánh đổi lớn hơn đối với mức lương hiện tại. Chính vì vậy, việc tích lũy vốn con người từ giáo dục khiến cho việc đầu tư ở lứa tuổi trẻ trở nên quan trọng. Vì vậy, các cá nhân thường chọn học ở trường hoặc tham gia các chương trình đào tạo khi họ còn trẻ với hy vọng kiến thức này sẽ giúp mang lại sự tăng trưởng tiền lương cao hơn cho họ trong tương lai. Tuy nhiên, như Becker (1962) nhận định, việc học không phải là dạng đầu tư một lần, quá trình học tập tiếp tục trong suốt cuộc đời cho đến khi cá nhân đó qua đời hoặc nghỉ hưu. Theo Becker (1962), kiến thức sẽ trở nên lỗi thời và sẽ làm giảm giá trị hiện tại của thu nhập trong tương lai, do đó, việc thường xuyên bổ sung đầu tư mới cho cả việc đi học và đào tạo tại chỗ là cần thiết.

Nhằm mục tiêu đo lường thành quả của giáo dục đối với sự nghiệp của cá nhân, Mincer (1974) đã phát triển phương trình tiền lương theo phương pháp tính giá trị hiện tại của tiền lương sau khi ra trường. Tính ứng dụng của mô hình này đã được chứng minh tại thị trường lao động Mỹ những năm 1960 đến năm 1970 và được xem là một công cụ được sử dụng thường xuyên trong nghiên cứu kinh tế lao động (Lemieux, 2006). Do sự thay đổi liên tục của thị trường lao động cũng như các phương pháp hiện đại hơn được phát triển sau này, các nhà kinh tế không ngừng hoàn thiện và bổ sung thêm

các dạng hàm khác của phương trình tiền lương thay cho dạng tuyến tính (Linear) truyền thống mà Mincer (1974) đề xuất¹.

2.2. Ứng dụng thực tiễn của phương trình tiền lương

Hiện nay, có nhiều bằng chứng thực nghiệm về việc đầu tư của sinh viên vào lĩnh vực giáo dục nào có thể ảnh hưởng đến tiền lương và định hướng nghề nghiệp sau này của họ (Altonji và cộng sự, 2012; Altonji và cộng sự, 2014, 2016a, 2016b; Arcidiacono, 2004; Arcidiacono và cộng sự, 2012; Berger, 1988).

Các ứng dụng của phương trình Mincer xuất hiện trong các nghiên cứu về lợi nhuận bằng tiền của giáo dục ở nhiều quốc gia. Psacharopoulos và Patrinos (2018) cung cấp cái nhìn tổng quan về lợi nhuận thu được từ giáo dục qua tiền lương ở hơn 139 quốc gia từ năm 1950 đến năm 2014. Qua đó, có thể nhận thấy rằng việc học thêm một năm ở trường làm tăng trung bình thu nhập của người lao động trung bình ở các cấp học lên 8,8%. Tác động tích cực này là khác nhau giữa các nước tùy thuộc vào thu nhập quốc dân. Sinh viên ở các nước thu nhập thấp nhận được trung bình 9,3% tiền lương cho 1 năm học trong khi con số này ở các nước thu nhập cao là 8,2%.

Phương trình tiền lương Mincer còn được áp dụng trong việc nghiên cứu lợi nhuận thu được giữa các cấp học khác nhau. Nghiên cứu trên phương diện quốc gia của Psacharopoulos và Patrinos (2018) cho thấy tiền lương của một sinh viên sẽ tăng trung bình 12,8% nếu anh ta học thêm một năm tại trường đại học, và 13,2% nếu anh ta chọn không học². Dữ liệu tiền lương trong bối cảnh nước Anh năm 1991 lại cho thấy lao động nam hoàn thành chương trình đại học được hưởng tiền lương cao hơn 21% so với những người không học đại học (Blundell và cộng sự, 2000). Cũng trong nghiên cứu của Blundell và cộng sự (2000), trình độ sau đại học mặc dù cũng mang lại lợi ích bằng tiền cao hơn so với việc lựa chọn không học đại học, tuy nhiên, khoản lợi ích này sau khi ra trường lại thấp hơn so với người tốt nghiệp cử nhân. Cụ thể, lao động nam có bằng cấp sau đại học nhận được trung bình 15% tiền lương cao hơn đối với người lựa chọn không học đại học tại Anh.

Ở các nước đang phát triển, bằng chứng từ áp dụng mô hình Pool OLS của phương trình tiền lương cho bộ dữ liệu gia đình đô thị Trung Quốc năm 2010 của Kang và cộng sự (2019) cũng nhận thấy việc theo học đại học tác động dương lên lợi nhuận thu được từ giáo dục. Trung bình một năm học đại học thì lợi nhuận tăng lên 8–10% đối với người lao động, và có thể đạt 12–16% đối với người lao động đang theo học tại một số trường đại học chọn lọc (Selective University). Một bằng chứng tương tự của Zhang (2011) cho lao động Trung Quốc khi áp dụng phương trình Mincer với biến công cụ cũng cho thấy một năm học đại học làm gia tăng tiền lương khoảng 16% cho sinh viên sau tốt nghiệp.

2.3. Tác động của ngành học đến tiền lương

Lợi nhuận thu được từ giáo dục đại học còn có sự khác nhau giữa các chuyên ngành học (Altonji và cộng sự, 2016a). Quyết định chọn chuyên ngành nào để theo học tại trường đại học ảnh hưởng đến

¹ Xem thêm các bổ sung về dạng hàm cũng như mở rộng dần các điều kiện về sự khác nhau của lợi nhuận thu được giữa các cá nhân trong bài nghiên cứu của Lemieux (2006) và Heckman và cộng sự (2003) trong các thời gian 30 năm và 50 năm đối với thị trường lao động Mỹ. Heckman và cộng sự (2006) đưa ra các chứng minh và nghiên cứu sâu hơn về các dạng hàm của phương trình tiền lương đồng thời mở ra hướng mới trong việc đo lường sự khác nhau trong lợi nhuận thu được giữa các cá nhân.

² Ứng dụng thực tiễn cũng như phương trình tiền lương Mincer cho cấp học đại học cho riêng các quốc gia châu Âu cũng được thể hiện trong nghiên cứu của Harmon và cộng sự (2003).

tiền lương sau này của các cá nhân, đặc biệt là những sinh viên vừa ra trường (Belfield và cộng sự, 2018). Tuy nhiên, do việc lựa chọn chuyên ngành là tùy thuộc vào năng lực cũng như việc lựa chọn dựa trên lợi thế so sánh của mỗi người nên sẽ có những biến số mà các nhà kinh tế không thể quan sát được. Kirkeboen và cộng sự (2016) nhận định rằng: “Việc xác định phần thưởng này là rất khó, không chỉ vì các vấn đề tiêu chuẩn liên quan đến các yếu tố không thể quan sát được mà còn vì các cá nhân đang có những lựa chọn thay thế không theo thứ tự”.

Nghiên cứu thực nghiệm cho lợi nhuận thu được theo ngành học có thể được thấy phổ biến tại các quốc gia có nền kinh tế và hệ thống giáo dục đại học tiên tiến, ví dụ như nghiên cứu tại các quốc gia châu Âu (Harmon và cộng sự, 2003). Cụ thể, theo quy mô quốc gia như nước Anh, Belfield và cộng sự (2018) thực hiện nghiên cứu về việc sinh viên tốt nghiệp chọn chuyên ngành gì để học ở trường đại học có thể ảnh hưởng đến tiền lương công việc đầu tiên của họ. Mẫu dữ liệu tiền lương được thu thập từ hồ sơ thuế giai đoạn 2015–2016. Belfield và cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng nam lao động ở độ tuổi 29 tốt nghiệp chuyên ngành Nghệ thuật sáng tạo, Ngôn ngữ tiếng Anh và Triết học nhận được tiền lương trung bình thấp hơn so với những người lao động không học đại học. Trong khi đó, những người cùng nhóm có bằng Khoa học Y tế hoặc Kinh tế được hưởng tiền lương nhiều hơn 20% so với những người không có bằng đại học. Những nghiên cứu tương tự cho thị trường lao động Mỹ như nghiên cứu của Deming và Noray (2020) cũng cho thấy sinh viên tốt nghiệp các chuyên ngành về Khoa học máy tính và Kỹ thuật có tiền lương cao hơn sinh viên tốt nghiệp ngành Sư phạm trung bình 45% ở độ tuổi 20; tuy nhiên, khoảng chênh lệch về tiền lương này giảm dần và được ghi nhận là 33% ở độ tuổi 50 cho cùng một thế hệ. Khoảng cách này tăng dần cho các thế hệ về sau, nghiên cứu của Altonji và cộng sự (2014) cho thấy khoảng cách về tiền lương nhận được giữa chuyên ngành có tiền lương cao so với chuyên ngành có tiền lương trung bình tăng từ 14,6% năm 1993 lên 23,5% vào năm 2003.

Ở các nền kinh tế đang phát triển, hầu hết các nghiên cứu tập trung theo dõi tác động của giáo dục đối với tiền lương kỳ vọng ở nhóm trong độ tuổi lao động (từ 15–60 tuổi). Ví dụ như: Kang và cộng sự (2019) nghiên cứu về tiền lương sau khi tốt nghiệp của lực lượng lao động Trung Quốc ở bậc cao đẳng và đại học. Việc bao quát nhóm độ tuổi từ 20 đến 60 tuổi, Kang và cộng sự (2019) nhận ra rằng sinh viên chọn học khối ngành STEM (Khoa học, Công nghệ, Kỹ sư, và Toán học/ Y học) để học đại học trong 3 năm có thể cải thiện mức lương lên 30% so với không học đại học, và nhiều hơn 24% so với khi chọn chuyên ngành LEM (Luật, Kinh tế, và Quản lý) tại một số cơ sở giáo dục đại học nhất định.

Đối với nghiên cứu cho quy mô cơ sở giáo dục đại học, hiện nay cũng có rất nhiều bài báo thực hiện ở các quốc gia như Mỹ và Úc. Ví dụ như tại Úc, nghiên cứu của Chia và Miller (2008) đối với sinh viên tốt nghiệp Đại học Tây Úc năm học 2002–2004 cho thấy có sự khác biệt đáng kể về tiền lương ban đầu giữa các chuyên ngành đại học. So với các chuyên ngành Khoa học tự nhiên, sinh viên tốt nghiệp ngành Nha khoa kiếm được tiền lương cao hơn 103,7% cho công việc đầu tiên. Ngành Khoa học máy tính nhận được tiền lương ban đầu cao hơn 23,7%, trong khi ngành Kỹ thuật nhận được mức lương ban đầu cao hơn 16% so với ngành Khoa học tự nhiên. Nghiên cứu của Hamermesh và Donald (2008) trên sinh viên tốt nghiệp từ Đại học Texas ở Mỹ có độ tuổi từ 23–43 cho thấy sinh viên có bằng đại học về Kinh doanh theo hướng chuyên về phân tích dữ liệu kiếm được 48,9% tiền lương trung bình cao hơn ngành Sư phạm; trong khi đó, khoảng chênh lệch này là 37,8% đối với bằng Kinh doanh theo hướng chuyên kỹ năng quản lý. Cũng trong nghiên cứu này, sinh viên tốt nghiệp ngành Kỹ thuật nhận được lợi nhuận qua tiền lương cao hơn 31,6% so với Sư phạm nhưng thấp hơn

17,3 điểm phần trăm so với các chuyên ngành Kinh doanh theo hướng phân tích dữ liệu. Trong khi đó, ngành Khoa học xã hội nhận được tiền lương cao hơn 27,9% so với Sư phạm, trong khi các chuyên ngành liên quan đến Khoa học tự nhiên nhận được 1,4 điểm phần trăm thấp hơn ở mức 26,5%.

Cùng một chuyên ngành nhưng chất lượng đào tạo của từng cơ sở giáo dục cũng tạo nên sự khác biệt giữa các cá nhân trong tiền lương họ nhận được. Belfield và cộng sự (2018) thấy rằng nam sinh viên tốt nghiệp chuyên ngành Kinh tế học tại Đại học Bristol được nhận tiền lương gấp đôi so với những người không học đại học. Tuy nhiên, kết quả của những sinh viên cùng độ tuổi và chuyên ngành nhưng tốt nghiệp Đại học Kingston lại nhận tiền lương kém hơn 23% so với những người không đến trường đại học.

Chất lượng của tổ chức cung cấp dịch vụ giáo dục càng làm khoảng cách tiền lương giữa các chuyên ngành trở nên lớn hơn. Nghiên cứu gần đây của Britton và cộng sự (2021) sử dụng tương tác giữa hai biến trường đại học và chuyên ngành cho thấy có sự khác nhau về tiền lương sau khi ra trường của các chuyên ngành rất lớn giữa các trường nổi tiếng thuộc nhóm Russell và trường chọn lọc tại nước Anh. Ví dụ, ngành Kinh tế học tại Đại học Cambridge làm tăng tiền lương của sinh viên sau ra trường đến 127% so với chuyên ngành Lịch sử tại Đại học Sheffield Hallam. Tại Trung Quốc, Kang và cộng sự (2019) quan sát trên một nhóm lao động với độ tuổi từ 20 đến 60 tuổi và cũng nhận thấy khoảng cách về tiền lương giữa sinh viên nam đại học chuyên ngành STEM (Khoa học, Công nghệ, Kỹ thuật, và Toán học/ Y học) và những người chọn chuyên ngành LEM (Luật, Kinh tế, và Quản lý) dao động từ 30% và 24% cho một năm học. Con số này dao động từ 30% đến 41% ở các “Trường Đại học Thông thường” nhưng tăng lên 49% đến 64% ở một số “Trường Đại học Trọng điểm”.

Tác động của chuyên ngành đại học cũng tạo ra sự khác biệt trong tiền lương theo giới tính. Một loạt các nghiên cứu tại một số nước như: Anh (Belfield và cộng sự, 2018; Britton và cộng sự, 2021; Chevalier, 2011), Mỹ (Altonji và cộng sự, 2016a; Deming & Noray, 2020) đều đề cập đến sự khác nhau này. Có thể kể đến Chevalier (2011) là một ví dụ tiêu biểu. Thông qua dữ liệu tiền lương của những sinh viên có bằng đại học đầu tiên từ 18 đến 25 tuổi vào năm học 2002-2003 cho thấy sau 3 năm tốt nghiệp, sự chênh lệch tiền lương giữa lao động nam và nữ tùy thuộc vào chuyên ngành học. Cụ thể, lao động nữ tốt nghiệp ngành Sư phạm nhận tiền lương trung bình cao hơn 22% so với lao động nam, trong khi họ lại nhận được 17% trung bình thấp hơn so với lao động nam nếu sở hữu bằng tốt nghiệp ngành Kinh tế học. Sự phân bổ sinh viên theo ngành học có tác động ít nhiều đến chênh lệch tiền lương giữa 2 giới. Sinh viên nữ có xu hướng theo học các ngành có tiền lương trung bình thấp hơn như: Sư phạm và Khoa học xã hội, trong khi đó, sinh viên nam lại có xu hướng theo học ngành STEM (Altonji và cộng sự, 2016a; Deming & Noray, 2020).

Nghiên cứu tác động của việc lựa chọn chuyên ngành học phù hợp ở các trường đại học và cao đẳng có thể ảnh hưởng đến mức lương của sinh viên trong tương lai đã thu hút được sự chú ý trong các nhà nghiên cứu ở các nước phát triển trong nhiều năm qua. Ví dụ như, nghiên cứu của James và cộng sự (1989) về cách lựa chọn một cơ sở giáo dục đại học tốt tại Mỹ có thể giúp cải thiện mức lương của sinh viên sau này như thế nào. Ngoài ra, các bằng chứng thực nghiệm từ các quốc gia khác như Anh và Úc cũng cho thấy tầm quan trọng của việc xem xét tác động của giáo dục, đặc biệt là ở bậc đại học lên tiền lương của sinh viên. Có thể liệt kê các bài nghiên cứu sự khác biệt về tiền lương giữa các chuyên ngành ở những bậc học khác nhau như bậc trung học (Altonji và cộng sự, 2012), cử

nhân (Altonji và cộng sự, 2016a; Belfield và cộng sự, 2018; Blundell & Powell, 2003; Chevalier, 2011; Walker & Zhu, 2018), hoặc cao hơn là thạc sĩ và tiến sĩ³ (Altonji và cộng sự, 2016a).

Việt Nam hiện nay đang trong quá trình phát triển kinh tế. Việc đào tạo cho sinh viên được cải thiện không chỉ về kiến thức mà còn cả kỹ năng để đạt được mức sống tốt hơn trong tương lai. Tuy nhiên, kết quả phỏng vấn của Tran (2015) cho thấy các ý kiến khác nhau giữa người tuyển dụng và người ứng tuyển dẫn đến thực trạng việc đào tạo chưa đáp ứng nhu cầu thị trường lao động. Kết quả khảo sát từ Tran (2015) cho thấy các tiêu chí về kinh nghiệm và kỹ năng được nhà tuyển dụng ưa thích hơn, trong khi kiến thức chuyên môn lại được các sinh viên xem là quan trọng và cần thiết cho công việc. Bằng cách đối chiếu với khung ISCED-11⁴ phân loại năm học và cấp bậc theo tiêu chuẩn châu Âu cũng như khung ISCO-08⁵ về mức độ kỹ năng làm việc, Quang và Tran-Nam (2019) cung cấp cái nhìn mới về độ phù hợp giữa kiến thức với kỹ năng mà một người lao động cần. Từ bộ dữ liệu về Điều tra Lao động năm 2015, Quang và Tran-Nam (2019) nhận thấy vấn đề học nhiều hơn yêu cầu công việc không nghiêm trọng bằng vấn đề người lao động không trang bị đủ kiến thức tại trường khi tham gia thị trường lao động. Nghiên cứu cũng cho thấy giới hạn về dữ liệu khi không cho thấy khác biệt tiền lương giữa các ngành học của sinh viên. Tran và Vu (2020) có thể được xem là nghiên cứu đầu tiên về sự khác nhau trong tiền lương giữa các chuyên ngành của người lao động. Dữ liệu Điều tra Lao động năm 2018 cho phép ước tính tác động của giáo dục lên tiền lương theo các chuyên ngành tại đại học, Tran và Vu (2020) chỉ ra tiền lương của những người lao động tốt nghiệp ngành Kỹ sư, Khoa học, Toán học, Khoa học máy tính, và Kinh doanh/ Tài chính thấp hơn so với người lao động tốt nghiệp ngành Nghệ thuật và Nhân văn với sự kiểm soát của các biến đặc tính cá nhân. Cũng trong nghiên cứu của Tran và Vu (2020), nam có mức lương cao hơn nữ và sự chênh lệch này sẽ lớn hơn ở khu vực tư nhân. Tuy nhiên, phương trình tiền lương vẫn có khả năng tồn tại vấn đề trong việc lựa chọn mẫu do thiếu thông tin về tiền lương của các cá nhân không làm việc.

2.4. Vấn đề nội sinh trong đo lường lợi nhuận thu được từ giáo dục

Việc ước tính lợi nhuận thu được từ giáo dục, đặc biệt là sau khi cho phép những khác biệt trước khi người lao động lựa chọn tiếp nhận trình độ học vấn và chuyên ngành được xem là khá khó khăn. Nghiên cứu của Kirkeboen và cộng sự (2016) cho rằng “Việc xác định lợi nhuận này là rất khó, không chỉ vì các vấn đề tương quan với biến không quan sát được mà còn vì cá nhân phải lựa chọn giữa các thay thế không theo thứ tự”. Vấn đề nội sinh trong phương trình của Mincer (1974) về tiền lương có thể làm cho kết quả trở nên sai lệch do mối tương quan giữa sai số và biến giải thích “số năm đi học”. Vì thế, khi thực hiện hồi quy cho mô hình giáo dục ảnh hưởng đến tiền lương, giả định về tính độc lập của biến giải thích với phương sai được giữ để đảm bảo kết quả nhất quán của mô hình.

Suy luận nhân quả về mối quan hệ giữa hai biến logarit của tiền lương và số năm học có thể bị ảnh hưởng bởi các vấn đề nội sinh do giáo dục không phải là biến ngẫu nhiên (Athey & Imbens,

³ Altonji và cộng sự (2016a) tổng quan về tác động của việc lựa chọn chương trình học tại các bậc học khác nhau và xem xét một cách toàn diện qua 3 cấp học: Từ cấp Phổ thông trung học, Đại học, Thạc sĩ và cấp Tiến sĩ. Chuỗi nghiên cứu này của Altonji và cộng sự (2016a) đã được tổng hợp trong tác phẩm Handbook of the Economics of Education.

⁴ ISCED-11 là viết tắt của Phân loại Giáo dục Tiêu chuẩn Quốc tế 2011, là một khuôn khổ được xây dựng cho mục đích so sánh giáo dục của các quốc gia. Cấu trúc này được xác định rõ tại trang web của UNESCO:

<http://uis.unesco.org/en/topic/international-standard-classification-education-isced>

⁵ ISCO-08 là viết tắt của Chỉ số Chức danh nghề nghiệp, là chỉ số chuyển đổi trình độ kỹ năng giữa các nhóm nghề nghiệp khác nhau. Định nghĩa thuật ngữ này có thể tìm thấy tại trang web của ILO:

<https://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/isco08/>

2017; Meghir & Rivkin, 2011; Card, 1999). Mối tương quan giữa các biến giải thích với phần dư của mô hình đe dọa tính nhất quán của các ước lượng. Đối với các vấn đề về tính đồng nhất trong phương trình tiền lương, có hai vấn đề phổ biến: (1) Sai lệch khi bỏ qua các biến đại diện cho “khả năng” của con người, và (2) lựa chọn dựa trên thu nhập không được quan sát của người lao động (Meghir & Rivkin, 2011).

Để tránh “sai lệch khả năng” này, các nhà nghiên cứu thường tích hợp một biến công cụ đại diện cho “thử nghiệm tự nhiên” vào phương trình tiền lương (Angrist và Krueger, 1999). Sự can thiệp ngoại sinh của các biến công cụ có thể tìm ra nhóm nào bị ảnh hưởng và sự khác biệt trước và sau khi can thiệp. Card (2001) đã có thảo luận chi tiết về những thử nghiệm tự nhiên như: Khoảng cách từ nhà đến trường học, chính sách cải cách về trường học, ngày sinh của cá nhân để dùng làm biến công cụ trong đo lường lợi nhuận bằng tiền thu được từ giáo dục. Các biến này theo Card (1999) nhận định đến từ phía cung của thị trường lao động và mang tính ngẫu nhiên, tuy nhiên, sự mạnh hay yếu của biến công cụ còn cần được thảo luận nhiều hơn nữa. Một số biến công cụ khác dùng làm đại diện cho “sự thông minh” của cá nhân làm cho họ có khả năng đi học cao hơn như IQ cũng được dùng để khắc phục sai lệch từ nội sinh này (Griliches, 1977).

Vấn đề “thiếu dữ liệu về tiền lương” của các cá nhân không tham gia trong thị trường lao động cũng có thể dẫn đến sự sai lệch trong lựa chọn và đưa ra suy luận nhân quả không nhất quán. Meghir và Rivkin (2011), Heckman và cộng sự (2006) đã trình bày vấn đề này một cách chi tiết trong bài báo của mình. Bên cạnh đó, Heckman (2001) cũng đã lý giải rằng sai lệch trong việc lựa chọn thu thập mẫu đối với dữ liệu vi mô được tạo ra bởi “quy trình lấy mẫu bị kiểm duyệt”. Vì những mẫu thu thập được chỉ bao gồm những dữ liệu có thể quan sát nên khi tiến hành ước lượng sẽ vô tình loại bỏ đi những dữ liệu bị khuyết, và từ đó dẫn đến sai lệch trong kết quả. Suy luận nhân quả từ đó cũng sẽ trở nên khó khăn hơn khi thông tin của biến phụ thuộc bị kiểm duyệt.

Vì rất khó để biết được trọng số cho sự phân bố tổng thể nên Heckman (1979) đề xuất một phương pháp nhằm khôi phục tham số quan tâm mà không cần thông tin về trọng số. Heckman (2001) trình bày chi tiết các kết quả thực nghiệm đối với dữ liệu bị khuyết về mức lương của người Mỹ gốc Phi chiếm số lượng lớn những người nằm ngoài lực lượng lao động trong giai đoạn 1940–1980 ở Mỹ. Việc bỏ qua tiền lương của những cá nhân này sẽ làm kết quả ước lượng có giá trị thấp hơn so với kết quả thực tế. Khoảng cách trong tiền lương giữa người Mỹ da đen và da trắng lớn hơn sau khi áp dụng phương pháp của Heckman để khắc phục tình trạng khuyết dữ liệu tiền lương đối với những người không làm việc. Một số ứng dụng của phương pháp Heckman trong việc đo lường tác động của giáo dục có thể kể đến như nghiên cứu của Dolton và Makepeace (1986), Dolton và cộng sự (2001), và Heckman và cộng sự (1999).

2.5. *Yếu tố ảnh hưởng đến quyết định làm việc của cá nhân*

Như Becker (1962) giải thích, phụ nữ có ít khả năng tham gia thị trường lao động hơn nam vì họ phải phân bổ thời gian cho việc nhà bên cạnh việc đi làm. Bắt nguồn từ nghiên cứu thực tiễn của Mincer (1962), sự tham gia của phụ nữ đã kết hôn vào thị trường lao động Mỹ, Heckman (1979) đưa ra mô hình hệ thống hai bước để ước lượng tiền lương đối với trường hợp dữ liệu bị khuyết đối với cá nhân không tham gia thị trường lao động. Mô hình bao gồm hai phương trình, một biến phụ thuộc rời rạc cho quyết định lao động làm việc và một biến phụ thuộc liên tục cho tỷ suất sinh lợi của giáo dục.

Kết quả từ mô hình lựa chọn mẫu Heckman đối với thị trường lao động bậc đại học ở Anh, Dolton và Makepeace (1986) có thể điều chỉnh sự sai lệch về khoảng cách tiền lương giữa nam và nữ thanh niên. Khi đưa vào mô hình tiền lương xem xét tỷ lệ đi học trở lại của cả những người không làm việc, Dolton và Makepeace (1986) thấy rằng khoảng cách về tiền lương giữa nam và nữ ở độ tuổi trẻ lớn hơn 18% so với khi chỉ ước tính những người tham gia thị trường lao động.

Trình độ học vấn cũng quyết định khả năng tham gia thị trường lao động của người lao động, đặc biệt là phụ nữ. Một nghiên cứu hộ gia đình ở châu Âu của Nicodemo (2007) trên thị trường lao động của hơn 13 quốc gia cho thấy phụ nữ có bằng cấp trung học có khả năng quyết định làm việc cao hơn trung bình 30%, trong khi những người có bằng cử nhân thì cao hơn mức trung bình là 24,25%. Tác động tích cực của trình độ học vấn cũng được ghi nhận ở các nền kinh tế đang chuyển đổi ở Đông Âu như Ba Lan (Pastore, 2012).

Tình trạng hôn nhân có ảnh hưởng tích cực đến quyết định làm việc của các cá nhân, đặc biệt là phụ nữ. Dolton và Makepeace (1986), Dolton và cộng sự (2001), và Nicodemo (2007) đều cho thấy phụ nữ trẻ đã lập gia đình có nhiều động lực để tham gia vào thị trường lao động sau khi tốt nghiệp đại học hơn so với những phụ nữ trẻ độc thân.

Nơi sống và làm việc cũng là yếu tố quyết định sự chênh lệch tiền lương cũng như khả năng tham gia thị trường lao động của các cá nhân. Nghiên cứu của Bhatti và cộng sự (2013) dựa trên dữ liệu Điều tra Lao động Pháp năm 2007 cho thấy những người đang làm việc trong khu vực công nhận được nhiều tiền lương hơn và có khả năng tham gia thị trường lao động cao hơn những người làm việc cho khu vực tư nhân. Sau khi kiểm soát sự sai lệch về khả năng, Bhatti và cộng sự (2013) nhận thấy rằng các cá nhân sống ở các vùng thuộc Paris có mức lương và khả năng làm việc cao hơn so với những người làm việc ở nông thôn.

3. Dữ liệu và mô hình thực nghiệm

Trong phần này, tác giả muốn giới thiệu bộ dữ liệu và mẫu phục vụ cho nghiên cứu về tác động của giáo dục đối với tiền lương của sinh viên tốt nghiệp theo chuyên ngành. Từ bộ dữ liệu được cập nhật “Điều tra lao động Việt Nam năm 2019”, tác giả lựa chọn nhóm đối tượng có độ tuổi từ 21 đến 33 và có trình độ học vấn từ Cao đẳng trở lên. Tác giả cũng cung cấp kết quả hồi quy từ phương trình Mincer đã được điều chỉnh bởi phương pháp chọn mẫu hệ hai phương trình Heckman nhằm giảm sai lệch do tình trạng “khuyết dữ liệu” xảy ra khi thực hiện hồi quy với mẫu không được lựa chọn ngẫu nhiên.

3.1. Dữ liệu và mẫu

Trong bài báo này, tác giả thu thập dữ liệu từ “Điều tra lao động Việt Nam năm 2019” (LFS2019), đây là bộ dữ liệu lớn nhất về lực lượng lao động Việt Nam và được Tổng cục Thống kê (GSO) thực hiện khảo sát theo định kỳ. Có tổng cộng 810 nghìn cá nhân tham gia bảng câu hỏi. Tuy nhiên, tác giả sẽ tập trung vào các sinh viên đã tốt nghiệp từ 21 đến 33 tuổi⁶, những người có thông tin về bậc học từ cao đẳng trở lên và chuyên ngành cụ thể. Nghiên cứu tương tự về ảnh hưởng của việc đầu tư

⁶ Nhóm tuổi này theo tập dữ liệu trước đó của Tổ chức Lao động Quốc tế (International Labour Organization - ILO) theo nghiên cứu của Tran (2018) cho Việt Nam, tương tự như nghiên cứu của Belfield và cộng sự (2018) cho trường hợp điển hình của Vương quốc Anh.

giáo dục lên mức lương khởi đầu, ví dụ như: Nghiên cứu của Belfield và cộng sự (2018) đối với những sinh viên đã tốt nghiệp các cơ sở giáo dục đại học tại Anh trong độ tuổi 29, nghiên cứu của Blundell và cộng sự (2000) so sánh nhóm 33 tuổi lựa chọn học đại học với những người cùng tuổi nhưng không chọn học đại học để xem xét ảnh hưởng giáo dục đại học đến tiền lương sau khi ra trường như thế nào. Ở Việt Nam, Tran và Vu (2020) tập trung vào lao động tốt nghiệp dưới 61 tuổi để xem xét tác động trung bình của các ngành học đến tiền lương cá nhân. Vì thế, nghiên cứu chưa cho thấy ảnh hưởng của giáo dục lên tiền lương của nhóm đối tượng trẻ.

Mẫu được lựa chọn bao gồm 32.019 cá nhân có độ tuổi từ 21 đến 33 tuổi và sở hữu ít nhất bằng cấp cao đẳng cũng như có thông tin cụ thể về chuyên ngành được đào tạo. Tuy nhiên, chỉ có 4.600 cá nhân có thông tin về giờ lao động. Do xuất hiện tình trạng “dữ liệu khuyết” đối với dữ liệu tiền lương nên vấn đề sai lệch trong lựa chọn mẫu có thể xảy ra khi thực hiện ước lượng đối với phương trình tiền lương quan sát được của lao động có trình độ học vấn trên cao đẳng. Vì thế, tác giả xây dựng hai mô hình, bao gồm: (1) Mô hình Probit để xem xét đối tượng được chọn có lựa chọn gia nhập thị trường lao động hay không, và (2) mô hình tiền lương của Mincer để xem xét tác động của giáo dục đến tiền lương của sinh viên sau khi ra trường.

Bảng 1 trình bày mô tả các biến sẽ được sử dụng để ước lượng. Các biến phụ thuộc bao gồm: Logarit của tiền lương theo giờ (*lnearnings*), số năm đi học (*schooling*), và số năm kinh nghiệm (*exp*) sẽ được áp dụng như “biến đại diện” cho lợi ích thu được từ việc đi học, trình độ học vấn và số năm kinh nghiệm tiềm năng. Logarit của tiền lương, như Mincer (1974) đã đề cập, là một biến thích hợp để thay thế cho lợi ích thu được từ đầu tư cho giáo dục và đóng vai trò của biến phụ thuộc trong mô hình tiền lương. Số năm học được quy đổi dựa trên nghiên cứu thực nghiệm của Quang và Tran-Nam (2019) tại Việt Nam. Bằng việc quy đổi trình độ học vấn trong mẫu với ISCED-11, ta có được số năm học tương ứng với từng bậc học. Vì vậy, sinh viên tốt nghiệp Cao đẳng tương ứng với 15 năm đi học, người sở hữu bằng Đại học có thời gian học tập là 16 năm. Người tốt nghiệp với bằng Thạc sĩ sẽ được cộng thêm 2 năm thành 18 năm học và những người có bằng Tiến sĩ sẽ phải học tổng cộng 21 năm học. Sự gián đoạn về trình độ học vấn và kinh nghiệm sẽ không trở thành vấn đề quan trọng vì mẫu được thu thập chỉ bao gồm những lao động độ tuổi dưới 33. Ngoài ra, cần lưu ý rằng, biến kinh nghiệm trong bài báo là “kinh nghiệm tiềm năng” đo lường số năm làm việc mà nhân viên đã trải qua sau khi rời trường với giả định không có sự gián đoạn giữa việc học và chuyển đổi công việc. Gronau (1974) và Willis (1986) đề xuất đo lường số năm kinh nghiệm bằng cách trừ số năm đi học cho số tuổi và sau đó trừ độ tuổi bắt buộc phải đến trường. Ở Việt Nam, độ tuổi bắt buộc đến trường là 6 tuổi. Vì thế, ta có công thức:

$$\text{Năm kinh nghiệm} = \text{tuổi} - \text{số năm học} - 6$$

Sự lựa chọn chuyên ngành của người lao động ở bậc học cao hơn sẽ có tác động đến tiền lương của họ sau khi tốt nghiệp. Dựa trên phân loại của Walker và Zhu (2018)⁷, các chuyên ngành học được chia thành 16 nhóm được trình bày ở Bảng 2. Tên của các nhóm chuyên ngành được điều chỉnh để phù hợp với tập dữ liệu mẫu từ bộ dữ liệu Điều tra Lao động năm 2019, bao gồm: Y học & Nha khoa, Sinh học/ Thú y, Nông nghiệp, Khoa học vật lý, Toán học & Máy tính, Kỹ sư & Công nghệ, Kiến

⁷ Các nhóm ngành học của Walker và Zhu (2018) bao gồm: Y học & Nha khoa, Sinh học/ Thú y, Nông nghiệp & liên quan, Khoa học vật lý, Toán & Máy tính, Kỹ sư & Công nghệ, Kiến trúc/ Xây dựng/ Kế hoạch, Nghiên cứu xã hội, Luật, Kinh doanh/ Hành chính, Tài liệu & Truyền thông đại chúng, Ngôn ngữ, Lịch sử/ Triết học, Nghệ thuật & Thiết kế sáng tạo, Giáo dục, Kết hợp.

trúc/ Xây dựng, Nghiên cứu xã hội, Luật, Kinh doanh/ Quản lý, Truyền thông & Lưu trữ, Ngoại ngữ, Quốc phòng & An ninh, Nghệ thuật & Thiết kế sáng tạo, Giáo dục, Kinh tế/ Tài chính & Kế toán.

Các biến kiểm soát được sử dụng trong bài báo bao gồm: 6 biến giả kiểm soát hiệu ứng vùng (Bảng 3) gồm: *redriver* cho vùng Đồng bằng sông Hồng, *northmid* cho vùng Trung du Bắc Bộ, *northcent* cho Bắc Trung Bộ, *centhigh* cho Tây Nguyên, *southeast* cho Đông Nam Bộ, và *mekong* đối với sông Đồng bằng sông Cửu Long. Trong đó, biến vùng khu vực Tây Nguyên (*centhigh*) được sử dụng làm biến đối chứng. Bảng 4 mô tả các biến liên quan đến vị trí của đối tượng trong gia đình, bao gồm: Chủ gia đình (*head*), vợ/chồng của chủ gia đình, con cái của chủ gia đình (*child*), và các vị trí khác (*others*). Biến *others* được dùng làm biến đối chứng cho việc xem xét hiệu ứng từ vị trí trong gia đình.

Các biến giả được trình bày ở Bảng 5 gồm: *married* cho tình trạng hôn nhân; *firm* là một biến giả, bằng 1 nếu người trả lời đang làm việc trong khu vực tư nhân, và bằng 0 nếu người đó làm việc trong khu vực chính phủ; *urban* là một biến giả, bằng 1 nếu người trả lời sống ở khu vực thành thị, và bằng 0 nếu họ sống ở khu vực nông thôn.

Các biến giả cho trình độ học vấn được áp dụng trong phương trình lựa chọn được trình bày ở Bảng 6: *college* bằng 1 nếu người trả lời có bằng Cao đẳng; *university* bằng 1 nếu người trả lời có bằng Đại học; *master* bằng 1 nếu người trả lời có bằng Thạc sĩ; và *phd* bằng 1 nếu người trả lời có bằng Tiến sĩ. Trong đó, biến *college* được chọn là biến đối chứng.

Bảng 1.

Mô tả biến liên tục

Biến	Mô tả	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn
<i>earnings</i>	Tiền lương theo giờ lao động	4.600	39,670	24,090
<i>schooling</i>	Số năm học	32.019	15,720	0,631
<i>exp</i>	Số năm kinh nghiệm	29.506	5,716	3,241

Bảng 2.

Mô tả biến phân loại ngành học

Biến	Mô tả	Tần suất	Phần trăm
<i>medicine</i>	=1 nếu học chuyên ngành Y học & Nha khoa	1.454	4,54
<i>biology</i>	=1 nếu học chuyên ngành Sinh học/ Thú y	1.515	4,73
<i>agriculture</i>	=1 nếu học chuyên ngành Nông nghiệp	675	2,11
<i>physics</i>	=1 nếu học chuyên ngành Vật lý	193	0,60
<i>computer</i>	=1 nếu học chuyên ngành về Toán & Máy tính	993	3,10
<i>architecture</i>	=1 nếu học chuyên ngành Kiến trúc	1.113	3,48
<i>social</i>	=1 nếu học chuyên ngành Khoa học xã hội	420	1,31
<i>law</i>	=1 nếu học chuyên ngành Luật	826	2,58

Biến	Mô tả	Tần suất	Phần trăm
administrative	=1 nếu học chuyên ngành Kinh doanh & Quản lý	3.480	10,87
ommunication	=1 nếu học chuyên ngành về Truyền thông & Lưu trữ	331	1,03
defense	=1 nếu học chuyên ngành Quốc phòng & An ninh	602	1,88
art	=1 nếu học chuyên ngành Nghệ thuật sáng tạo	1.610	5,03
education	=1 nếu học chuyên ngành Giáo dục	5.950	18,58
finance	=1 nếu học chuyên ngành Kinh tế & Tài chính	8.048	25,14
language	=1 nếu học chuyên ngành Ngoại ngữ	641	2,00
engineer	=1 nếu học chuyên ngành Kỹ sư và Công nghệ	4.168	13,02
Tổng		32.019	100,00

Bảng 3.

Mô tả biến phân loại vùng

Biến	Mô tả	Tần suất	Phần trăm
centhigh	=1 nếu sống ở Tây Nguyên	2.104	6,58
redriver	=1 nếu sống ở vùng Đồng bằng sông Hồng	8.867	27,69
northmid	=1 nếu sống ở Trung du Bắc Bộ	6.376	19,91
northcent	=1 nếu sống ở Bắc Trung Bộ	6.875	21,47
southeast	=1 nếu sống ở Đông Nam Bộ	4.385	13,69
mekong	=1 nếu sống ở Đồng bằng sông Cửu Long	3.412	10,66
Tổng		32.019	100,00

Bảng 4.

Mô tả biến phân loại vị trí gia đình

Biến	Mô tả	Tần suất	Phần trăm
head	=1 nếu là chủ gia đình	5.761	17,99
child	=1 nếu là con của chủ gia đình	13.750	42,94
spouse	=1 nếu là vợ/chồng của chủ gia đình	5.541	17,31
other	=1 nếu có mối quan hệ khác với chủ gia đình	6.967	21,76
Tổng		32.019	100,00

Bảng 5.

Mô tả biến giả

Biến	Mô tả	Tần suất	Phần trăm	Số quan sát
participation	=1 nếu được tuyển dụng	4.600	14,37	32.019
female	=1 nếu là lao động nữ	19.041	59,47	32.019
urban	=1 nếu sống ở khu vực thành thị	21.039	65,71	32.019
married	=1 nếu đã kết hôn	20.722	64,72	32.019
contract	=1 nếu tham gia hợp đồng lao động	24.847	84,83	29.290
firm	=1 nếu làm việc trong lĩnh vực tư nhân	10.423	35,59	29.290
Tổng		100.672		186.66

Bảng 6.

Mô tả biến phân loại bằng cấp

Biến	Mô tả	Tần suất	Phần trăm
college	=1 nếu có bằng Cao đẳng	10.981	34,29
university	=1 nếu có bằng Đại học	20.125	62,85
master	=1 nếu có bằng Thạc sĩ	892	2,79
phd	=1 nếu có bằng Tiến sĩ	21	0,07
Tổng		32.019	100,00

3.2. Phương pháp nghiên cứu

3.2.1. Phương trình tiền lương

Mối tương quan giữa học vấn và tiền lương có thể được mô tả trong phương trình của Mincer (1974) như sau:

$$\ln earnings_i = \alpha + \beta Schooling_i + \delta EXP_i + \theta EXP_i^2 + \epsilon_i$$

Về mặt lý thuyết, mô hình OLS của tiền lương có thể ở dạng tuyệt đối, tuy nhiên, việc không thể đo lường biến số kinh nghiệm và học vấn theo giá trị tiền tệ đã thúc đẩy nghiên cứu sử dụng logarit tự nhiên cho tiền lương để định lượng thời gian làm việc và học tập (Mincer, 1974).

Mô hình về tác động của giáo dục lên tiền lương sau nhiều năm đã được cải tiến và bổ sung thêm các biến kiểm soát cho đặc điểm cá nhân của người lao động. Một số nghiên cứu của Black và Smith (2004), Lindahl và Regner (2005), Altonji và cộng sự (2012), và Walker và Zhu (2018) tập trung vào việc lựa chọn cơ sở đào tạo và các chuyên ngành đại học có thể ảnh hưởng đến tiền lương sau khi sinh viên tốt nghiệp.

3.2.2. Mô hình chọn mẫu Heckman

Khi ước lượng tác động của một chính sách lên một nhóm người nhất định thì cần lưu ý đến hai nhóm đối tượng gồm: (1) Nhóm chịu tác động (Treatment Group), và (2) nhóm kiểm soát (Control Group) (Angrist & Krueger, 1999). Việc so sánh hai nhóm đối tượng này xuất hiện nhiều trong các nghiên cứu thực nghiệm trong kinh tế học, và đặc biệt là trong đo lường tác động của giáo dục lên tiền lương của người lao động.

Nhiều phương pháp được sử dụng để so sánh hai nhóm kể trên trong nghiên cứu kinh tế học. Athey và Imbens (2017), Imbens và Wooldridge (2009) đã trình bày rất khái quát ứng dụng của một số phương pháp trong nghiên cứu tác động của chính sách lên nhóm chịu tác động và nhóm kiểm soát như: Hồi quy gián đoạn (Regression Discontinuity), hay phương pháp ước lượng khác biệt trong khác biệt (Difference-in-Difference) trong việc đo lường tác động của một chính sách. Một phương pháp phổ biến khác là đánh trọng số cho các quan sát được giới thiệu trong nghiên cứu của Solon và cộng sự (2013), tuy nhiên, phương pháp này cần được sử dụng một cách cẩn thận vì đôi khi sẽ không cho ra ước lượng có hiệu quả.

Khi ước tính tham số quan tâm của tác động giáo dục đến tiền lương, việc không đưa vào mẫu các cá nhân lựa chọn không tham gia thị trường lao động có thể dẫn đến sai lệch trong chọn mẫu. Các nghiên cứu về tiền lương từ cung lao động nữ như: Gronau (1974) và Heckman (1974) đã nêu ra vấn đề thiếu dữ liệu đối với phụ nữ không đi làm và đề xuất mô hình hai giai đoạn để giải quyết các sai lệch trong chọn mẫu, được gọi là mô hình lựa chọn Heckman. Các nghiên cứu tương tự trong lĩnh vực kinh tế học lao động cũng sử dụng mô hình lựa chọn Heckman để tìm được tham số quan tâm (Parameter of Interest) và tránh bị sai lệch như các nghiên cứu về các chương trình hỗ trợ thực tập (Job Training Program) của Heckman và cộng sự (1999), và Dolton và cộng sự (2001). Mô hình này sẽ tạo ra kết quả tốt hơn cho việc điều trị đối với những người được điều trị trong nỗ lực đo lường hiệu quả của việc đi học đối với những người lao động giáo dục đại học theo chuyên ngành.

Trong nghiên cứu về sự sai lệch trong việc chọn mẫu đối với lao động nữ, Heckman (1979) giải thích vấn đề này xảy ra do dữ liệu mẫu thu thập được bị khuyết quan sát mức lương của các cá nhân lựa chọn không làm việc. Vì vậy, cần thiết phải thêm vào mô hình tiền lương mức lương không quan sát được của các cá nhân này. Cụ thể, ta có hai phương trình cho một mẫu có N quan sát:

$$\ln earnings_i = X'_{1i}\beta_1 + W_{1i} \quad (1)$$

$$participation_i = X'_{2i}\beta_2 + W_{2i} \quad (2)$$

Trong đó, X'_{ki} ($k = 1,2$): Các ma trận đặc điểm của cá nhân;

β_k : Véc tơ hệ số hồi quy;

W_{ki} : Sai số;

i : Đại diện cho thứ tự quan sát trong mẫu ($i = 1, 2, \dots, N$). Phương trình (2) được sử dụng nhằm mục đích xét xem biến phụ thuộc $\ln earnings_i$ có quan sát được cho cá nhân i hay không. Quy luật để biến $\ln earnings_i$ quan sát được là khi $participation_i \geq 0$, và sẽ không quan sát được khi $participation_i < 0$.

Ở đây, $participation_i$: Một biến chỉ số đại diện cho việc một cá nhân có tham gia thị trường lao động ($participation_i \geq 0$) hay không ($participation_i < 0$). Có thể thấy rằng tiền lương (và do đó, $\ln earnings_i$) chỉ quan sát được khi cá nhân i tham gia thị trường lao động.

Trong mô hình lựa chọn Heckman, giả định rằng hai sai số có phân phối kết hợp với

$$\begin{matrix} W_{2i} \\ W_{1i} \end{matrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_2^2 & \rho\sigma_2\sigma_1 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \right]$$

Giá trị kỳ vọng và phương sai của tiền lương quan sát được như sau:

$$\begin{aligned} E[\ln earnings_i | participation_i > 0] &= E[\ln earnings_i | W_{2i} > -X_{2i}\beta_2] \\ &= X_{1i}\beta_1 + E[W_{1i} | W_{2i} > -X_{2i}\beta_2] \\ &= X_{1i}\beta_1 + \rho\sigma_{W_{2i}}\lambda_i(\alpha_{W_{2i}}) \quad (3) \end{aligned}$$

$$Var[\ln earnings_i | participation_i > 0] = \sigma_{W_{2i}}^2 [1 - \rho^2\delta(\alpha_{W_{2i}})] \quad (4)$$

Với

$$\begin{aligned} \alpha_{participation_i} &= \frac{0 - \mu_{participation_i}}{\sigma_{participation_i}}, \\ \lambda(\alpha_{participation_i}) &= \frac{\phi(\alpha_{participation_i})}{[1 - \Phi(\alpha_{participation_i})]}, \\ \delta(\alpha_{participation_i}) &= \lambda(\alpha_{participation_i})[\lambda(\alpha_{participation_i}) - \alpha_{participation_i}] \end{aligned}$$

Trong đó, ϕ và Φ lần lượt là hàm mật độ và tích lũy của biến có phân phối chuẩn.

Vì có sự tương quan giữa hai sai số của phương trình chính và phương trình lựa chọn, giá trị kỳ vọng của W_{1i} với điều kiện $W_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2$ khác 0. Sai lệch sẽ xuất hiện nếu chúng ta hồi quy để tìm giá trị kỳ vọng chỉ cho phần quan sát được của biến $\ln earnings_i$ (Heckman, 1979).

Có thể thấy rằng λ_i ở phương trình (3) có thể được ước lượng thông qua việc tìm hệ số cho X_{2i} , sau đó, λ_i được đưa vào phương trình (2) nhằm mục đích giải quyết sai lệch trong việc lựa chọn mẫu dẫn đến không thể các cá nhân không làm việc vào phương trình tiền lương (2). Vì thế, việc ước lượng cho hệ số của biến giải thích X_{2i} sẽ quyết định biến phụ thuộc Y_{1i} có được quan sát hay không. Heckman (1979) đề xuất dùng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Maximum Likelihood Estimation) cho phương trình (1) để tính λ_i và đưa vào phương trình (2).

Mặc dù tình trạng sai lệch xuất hiện khi cố gắng ước lượng tham số cho tiền lương cho các cá nhân không làm việc đã được giải quyết, tuy nhiên, một vấn đề cũng rất đáng quan tâm, đó là nội sinh do “sai lệch khả năng” trong phương trình tiền lương. Nguyên nhân là đối với hàm tiền lương Mincer, vẫn còn những biến mô tả năng lực của cá nhân vẫn chưa được quan sát. Sự khác biệt về năng lực của các cá nhân có thể làm ảnh hưởng đến quan hệ nhân quả giữa hai biến tiền lương và giáo dục. Các học sinh có năng lực học tập tốt hơn sẽ được hưởng lợi ích nhiều hơn từ việc học trong khi các học sinh khác lại được hưởng ít hơn. “Sai lệch khả năng” (Ability Bias) khiến cho hiệp phương sai giữa sai số và biến độc lập của phương trình tiền lương có giá trị kỳ vọng khác 0 (Blundell và cộng sự, 2005). Tuy nhiên, đây là vấn đề tồn tại phổ biến ở các phương trình tiền lương khi đánh giá tác động của giáo dục (Heckman và cộng sự, 2003; Hout, 2012), cho nên vấn đề nội sinh có thể tồn tại trong phương trình tiền lương của bài báo.

Vấn đề nội sinh có thể được kiểm tra bằng các biến công cụ. Một số lượng lớn các công trình nghiên cứu đã đưa ra các yếu tố khác nhau có thể được sử dụng để kiểm soát các đặc điểm cá nhân chưa được quan sát trong giáo dục. Các biến nền tảng gia đình thường được chọn làm công cụ để điều tra mức độ ảnh hưởng của việc đầu tư vào giáo dục của sinh viên đối với lợi ích tiền lương sau này.

Ví dụ, nghiên cứu của Card (1999) phát hiện ra rằng số năm đi học của cha mẹ làm giúp tăng số năm hoàn thành chương trình học của con cái họ 0.2 năm. Ngoài ra, Card (1999) cũng cung cấp biến công cụ về các đặc điểm có thể được chia sẻ giữa các anh chị em song sinh, đây là một biến công cụ tốt để đo lường mối quan hệ giữa việc đi học và tiền lương. Tương tự, Dolton và Makepeace (1986) sử dụng mô hình chọn mẫu Heckman để kiểm tra khả năng trở lại trường học giữa nam và nữ lao động đã tốt nghiệp ở Mỹ. Trong nghiên cứu của Dolton và Makepeace (1986), địa vị xã hội nghề nghiệp được coi là một công cụ để kiểm tra tính nội sinh của phương trình tiền lương.

4. Kết quả

Trong phần này, tác giả cung cấp các thống kê mô tả và kết quả của mô hình lựa chọn mẫu Heckman về tác động của giáo dục lên tiền lương của những sinh viên trẻ mới tốt nghiệp theo chuyên ngành học.

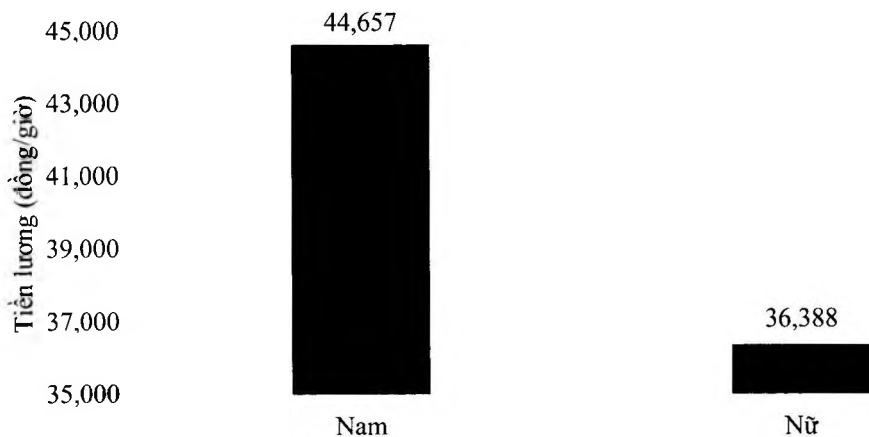
4.1. Thống kê mô tả

Tác giả đã thống kê dữ liệu “quan sát được” về tiền lương của 4.600 cá nhân và trình bày bằng hình ảnh ở phần này. Từ việc phân tích qua hình ảnh dữ liệu mẫu quan sát được, có thể nhận thấy tiền lương trung bình có sự khác biệt giữa giới tính, chuyên ngành và khu vực sinh sống. Tuy nhiên, tỷ lệ của các quan sát phân theo các mục trên cũng có sự khác nhau ở trong mẫu thu thập được.

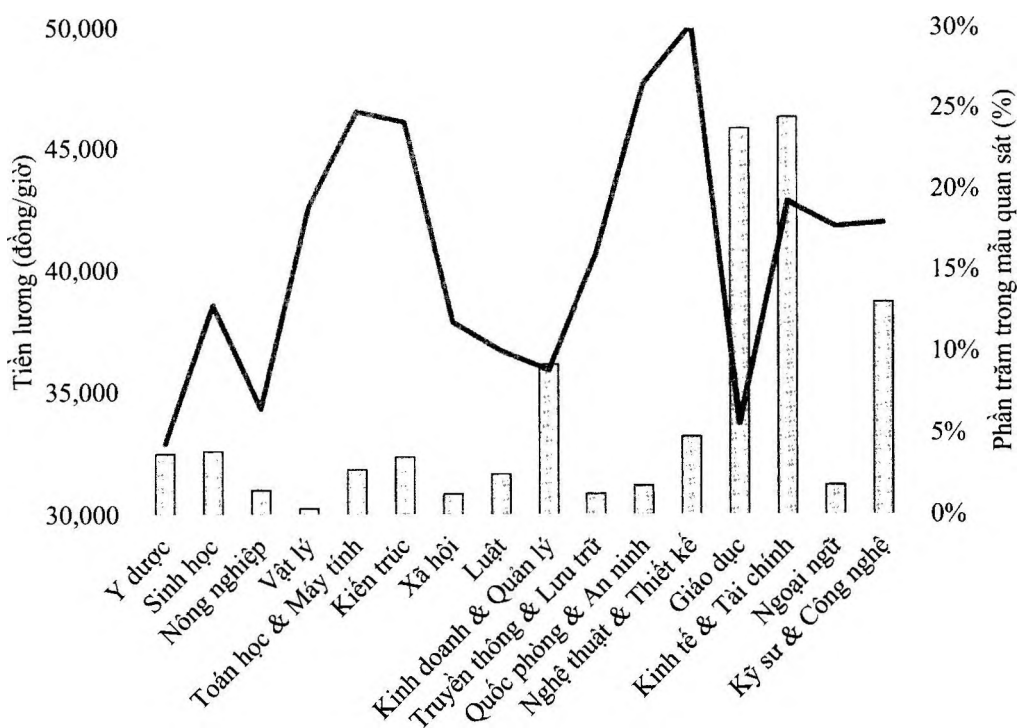
Hình 1 trình bày tiền lương trung bình của các quan sát theo giới tính. Có thể thấy từ biểu đồ cột, trung bình các sinh viên nam sau khi ra trường kiếm được khoảng 44.657 đồng, trong khi đó, trung bình mỗi sinh viên nữ kiếm được 36.388 đồng. Tuy nhiên, tỷ lệ nữ chiếm tới 60,39%, trong khi nam chỉ chiếm khoảng 39,61% trên tổng số 4.600 quan sát có ghi nhận tiền lương. Việc xem xét khả năng tham gia thị trường lao động của các cá nhân ở cả hai giới tính là thật sự cần thiết để tìm hiểu về sự chênh lệch tiền lương của nam và nữ.

Ở Hình 2, tác giả đã trình bày kết hợp tiền lương trung bình theo ngành học của người lao động tốt nghiệp ở độ tuổi 21 đến 33 kèm theo tỷ lệ của những quan sát này để biết được đóng góp của từng ngành học trong mẫu. Theo đó, biểu đồ cột đại diện cho số quan sát trong mẫu theo chuyên ngành học, và biểu đồ đường đại diện cho tiền lương trung bình mà sinh viên trong mỗi ngành học nhận được. Cho nên, sinh viên tốt nghiệp chuyên ngành Quốc phòng & An ninh có tiền lương trung bình cao nhất 47.738 đồng, và sinh viên Y học & Nha khoa có tiền lương trung bình thấp nhất 32.916 đồng. Còn theo tỷ lệ tham gia của từng ngành vào mẫu dữ liệu tiền lương quan sát được cho thấy, các chuyên ngành Giáo dục, Kinh tế & Tài chính, mỗi ngành chiếm xấp xỉ khoảng 25% của mẫu. Trong khi đó, ngành Vật lý, Toán học & Máy tính, Xã hội và Truyền thông & Lưu trữ chiếm tỷ lệ rất thấp dưới 5% của mẫu quan sát được.

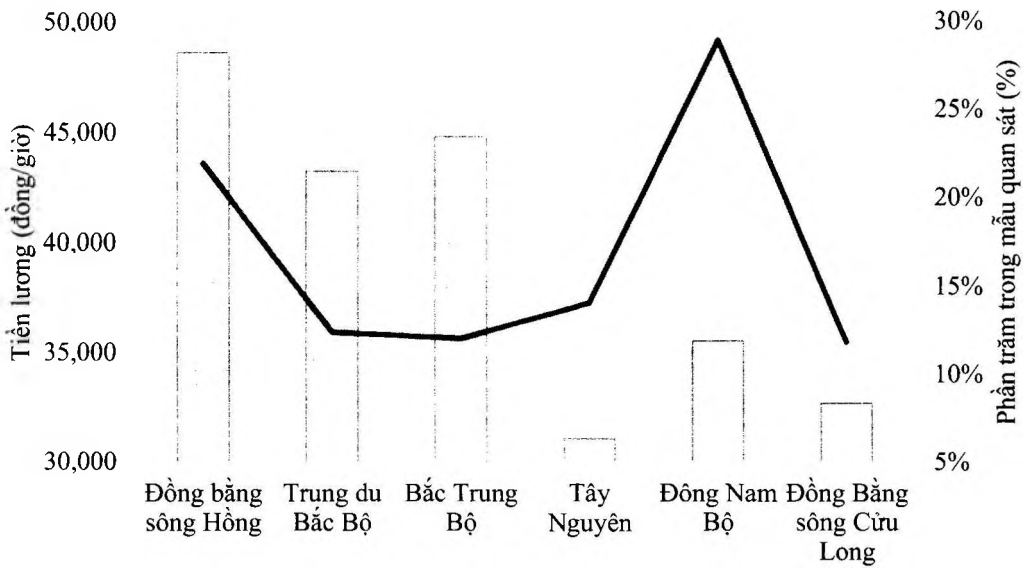
Với cách trình bày tương tự, biểu đồ cột đại diện cho phần đóng góp của số sinh viên trong mẫu quan sát và biểu đồ đường là tiền lương trung bình. Hình 3 minh họa dữ liệu tiền lương theo khu vực sinh sống. Lao động sinh sống và làm việc tại vùng Đông Nam Bộ có mức lương trung bình cao nhất là 49.159 đồng, trong khi đó, lao động tốt nghiệp ở Bắc Trung Bộ có mức lương trung bình thấp nhất 35.479 đồng. Bên cạnh đó, trong tổng số 4.600 quan sát có thông tin dữ liệu tiền lương theo giờ, có gần 30% là người sống ở vùng Đồng bằng sông Hồng chiếm tỷ lệ lớn nhất. Người sống ở khu vực Tây Nguyên chiếm tỷ lệ nhỏ nhất khoảng 6% số quan sát của mẫu.



Hình 1. Tiền lương trung bình theo giới tính của sinh viên vừa tốt nghiệp (đồng/giờ)



Hình 2. Tiền lương trung bình và tỷ lệ sinh viên tốt nghiệp trong mẫu quan sát theo chuyên ngành (đồng/giờ)



Hình 3. Tiền lương trung bình và tỷ lệ sinh viên tốt nghiệp trong mẫu quan sát theo khu vực sống (đồng/giờ)

4.2. Kết quả từ mô hình chọn mẫu Heckman

Tác giả đưa ra kết quả của mô hình chọn mẫu hai bước của Heckman bằng cách ước lượng hợp lý cực đại cho phương trình Probit mô tả quyết định tham gia thị trường lao động của sinh viên đã tốt nghiệp và dùng các kết quả ước lượng thu được ở phương trình lựa chọn để đưa vào điều chỉnh cho sai lệch gây ra bởi không đưa dữ liệu mức lương của người không làm việc vào phương trình tiền lương Mincer. Đối với nhóm biến giả trình độ, tác giả sử dụng nhóm trình độ học vấn Cao đẳng làm nhóm đối chiếu. Tương tự, tác giả lấy vùng Tây Nguyên làm nhóm đối chiếu cho biến vùng, và chuyên ngành Kỹ sư & Công nghệ làm nhóm chuyên ngành đối chiếu.

Kết quả của phương trình Probit đối với quyết định tham gia thị trường lao động được đưa ra trong Bảng 7 chỉ ra rằng mặc dù các cấp học Thạc sĩ và Tiến sĩ không ảnh hưởng đến quyết định tham gia thị trường lao động của các cá nhân, nhưng sinh viên tốt nghiệp Đại học có khả năng tham gia lực lượng lao động cao hơn so với cấp Cao đẳng. Giới tính Nữ không ảnh hưởng đến tiền lương thông qua quyết định tham gia thị trường lao động của sinh viên. Bên cạnh đó, những sinh viên sau khi ra trường đã kết hôn có xác suất tham gia lực lượng lao động cao hơn nhóm sinh viên độc thân. Người Chủ gia đình cũng có xác suất lựa chọn đi làm việc hơn so với các thành viên còn lại, trong khi vị trí những người là Con của chủ gia đình lại ít có khả năng tham gia lực lượng lao động ở độ tuổi 21 đến 33. Sinh viên tốt nghiệp sinh sống ở khu vực Bắc Trung Bộ và Trung du Bắc Bộ có khả năng tham gia thị trường lao động hơn sinh viên sống ở khu vực Tây Nguyên, trong khi đó, lao động ở Đồng bằng sông Cửu Long lại ít có khả năng tham gia vào thị trường lao động so với khu vực Tây Nguyên.

Bảng 7 trình bày kết quả từ mô hình tiền lương Mincer, qua đó có thể thấy rằng giáo dục có tác động tích cực lên tiền lương. Trung bình số năm đi học tăng thêm 1 năm thì tiền lương của sinh viên sau khi ra trường tăng lên 11,6%. Một năm kinh nghiệm làm việc tăng thêm sẽ giúp tăng trưởng tiền

lương 5,5%, tuy nhiên, sẽ giảm dần ở giai đoạn sau của quãng đời lao động vì hệ số của bình phương số năm kinh nghiệm là số âm. Kết quả mức lương kỳ vọng có ý nghĩa ở một số chuyên ngành nhất định. Những lao động tốt nghiệp các ngành Sinh học, Nông nghiệp, Luật, và Giáo dục có mức lương kỳ vọng sau tốt nghiệp thấp hơn chuyên ngành Kỹ sư & Công nghệ lần lượt là 8,1%, 12,4%, 12,1% và 6,2%. Mặt khác, chuyên ngành Quốc phòng & An ninh, và Nghệ thuật & Thiết kế sáng tạo mang lại mức lương lớn hơn nhóm ngành Kỹ sư & Công nghệ lần lượt là 16,5% và 7,0%. Tiền lương của lao động Nữ ít hơn 14% so với lao động Nam. Lao động ở Khu vực thành thị có mức lương cao hơn 11,8% so với lao động Khu vực nông thôn. Lao động trong Khu vực tư nhân nhận được ít hơn 8,9% so với những người đến từ Khu vực Nhà nước. Những lao động Đã kết hôn mức lương ít hơn 4,3% so với những người Độc thân. Cũng trong nhóm lao động ở độ tuổi 21 đến 33 có ít nhất bằng Cao đẳng thì những người sống ở vùng Đồng bằng sông Hồng và Đông Nam Bộ có mức lương cao hơn khu vực Tây Nguyên lần lượt là 17% và 30,9%. Đây cũng là hai vùng tập trung đông dân của Việt Nam.

Bảng 7.

Kết quả từ mô hình lựa chọn Heckman hai giai đoạn cho tiền lương sinh viên vừa tốt nghiệp

Biến độc lập	Phương trình Probit	Phương trình tiền lương
Số năm đi học (năm)		0,116*** (0,014)
Kinh nghiệm (năm)		0,055*** (0,009)
Kinh nghiệm (^2)		-0,002*** (0,001)
Ngành Y học & Nha khoa		-0,060 (0,039)
Ngành Sinh học		-0,081** (0,039)
Ngành Nông nghiệp		-0,124** (0,056)
Ngành Vật lý		-0,077 (0,104)
Ngành Toán & Máy tính		0,023 (0,043)
Ngành Kiến trúc		0,022 (0,039)

Biến độc lập	Phương trình Probit	Phương trình tiền lương
Ngành Chính trị & Xã hội		-0,063 (0,060)
Ngành Luật		-0,121*** (0,047)
Ngành Kinh doanh & Quản lý		-0,030 (0,029)
Ngành Truyền thông & Lưu trữ		-0,017 (0,061)
Ngành Quốc phòng & An ninh		0,165*** (0,052)
Ngành Nghệ thuật		0,070** (0,035)
Ngành Giáo dục		-0,062** (0,026)
Ngành Kinh tế & Tài chính		0,007 (0,025)
Ngành Ngoại ngữ		0,047 (0,052)
Khu vực thành thị		0,118*** (0,014)
Khu vực tư nhân		-0,089*** (0,016)
Nữ	-0,009 (0,020)	-0,140*** (0,019)
Chủ gia đình	0,063** (0,029)	0,015 (0,025)
Vợ/chồng chủ gia đình	0,029 (0,028)	0,010 (0,025)
Con chủ gia đình	-0,064** (0,026)	0,010 (0,025)

Biến độc lập	Phương trình Probit	Phương trình tiền lương
Đã kết hôn	0,078*** (0,022)	-0,043** (0,020)
Đồng bằng sông Hồng	0,026 (0,038)	0,170*** (0,034)
Bắc Trung Bộ	0,070* (0,039)	0,016 (0,035)
Trung du Bắc Bộ	0,091** (0,039)	-0,056 (0,035)
Đông Nam Bộ	-0,057 (0,042)	0,309*** (0,038)
Đồng bằng sông Cửu Long	-0,110** (0,044)	0,055 (0,040)
Đại học	0,057*** (0,017)	
Thạc sĩ	0,065 (0,050)	
Tiến sĩ	0,145 (0,267)	
c	-1,165*** (0,048)	2,445*** (0,221)
rho		-0,852 (0,011)
sigma		0,691 (0,016)
lambda		-0,589 (0,021)

Ghi chú: Sai số chuẩn được thể hiện trong ngoặc đơn ();

*, **, ***, lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;

Các biến phân loại bị bỏ: Cao đẳng, Kỹ sư & Công nghệ, Tây Nguyên, Vị trí khác trong gia đình.

5. Bàn luận

Kết quả từ phương trình Probit về quyết định lựa chọn làm việc của sinh viên trẻ mới tốt nghiệp trong nghiên cứu của tác giả đồng ý với bằng chứng thực nghiệm đã được nêu lên trong phần tổng quan tài liệu.

- *Thứ nhất*, trình độ học vấn ảnh hưởng tích cực đến xác suất tham gia vào thị trường lao động của sinh viên trẻ mới tốt nghiệp (Nicodemo, 2007; Pastore, 2012).

- *Thứ hai*, những sinh viên trẻ mới tốt nghiệp đã lập gia đình ít có khả năng tham gia thị trường lao động hơn so với những người bạn cùng lứa tuổi độc thân (Nicodemo, 2007; Mincer, 1962; Dolton & Makepeace, 1986; Dolton và cộng sự, 2001).

- *Cuối cùng*, các cá nhân trẻ có xu hướng chọn khu vực thành thị để làm việc và mong muốn ứng tuyển vào khu vực công khi ở giai đoạn khởi đầu sự nghiệp (Zhang, 2011; Bhatti và cộng sự, 2013). Tuy nhiên, giới tính nữ trong nghiên cứu này không ảnh hưởng đáng kể đến quyết định làm việc của sinh viên trẻ mới tốt nghiệp, điều này đi ngược lại với các nghiên cứu trước đây (Nicodemo, 2007; Dolton & Makepeace, 1986; Pastore, 2012). Ví dụ, trong trường hợp Ba Lan, Pastore (2012) nhận thấy rằng phụ nữ không tham gia vào thị trường lao động cao hơn 22,1% so với nam giới.

Bên cạnh đó, kết quả từ hồi quy tuyến tính Mincer đã được hiệu chỉnh cho sai lệch lựa chọn mẫu, cung cấp thêm bằng chứng về lợi nhuận thu được từ các chuyên ngành học ở Việt Nam đối với sinh viên trẻ mới tốt nghiệp. Bằng cách chỉ tập trung vào những cá nhân có độ tuổi từ 21 đến 33 tuổi, nghiên cứu này mở rộng vấn đề mà Tran và Vu (2020) đã thực hiện cho việc đo lường sự khác biệt này đối với nhóm độ tuổi rộng hơn từ 20 đến 60 tuổi. Kết quả cho thấy sinh viên tốt nghiệp ngành Quốc phòng & An ninh nhận được nhiều tiền lương hơn ngành Kỹ thuật & Công nghệ khi mới bắt đầu sự nghiệp. Điều này có thể là do sinh viên tốt nghiệp các chuyên ngành Quốc phòng & An ninh có khả năng nhận được công việc trong lĩnh vực quân sự hoặc an ninh và được trả lương cố định theo quy định. Tuy nhiên, việc trả lương cố định này không hẳn mang lại ưu thế cho các sinh viên làm việc trong lĩnh vực công, đối với các chuyên ngành có liên quan đến Luật và Giáo dục lại mang lại lợi nhuận cho người lao động thấp hơn Kỹ thuật & Công nghệ lần lượt là 12,1% và 6,2% (Britton và cộng sự, 2021; Chevalier, 2011). Kết quả ước lượng cũng đồng tình với nghiên cứu của Deming và Noray (2020) rằng các chuyên ngành đòi hỏi kỹ năng thay đổi nhanh chóng mang lại tiền lương cao hơn cho lao động trẻ, các chuyên ngành khoa học “ứng dụng” như Kỹ thuật & Công nghệ có lợi nhuận cao hơn các ngành “tổng quát” như Sinh học và Nông nghiệp. Trong khi đó, Tran và Vu (2020) nhận thấy rằng Nghệ thuật & Sáng tạo có mức lương cao hơn Kỹ thuật & Công nghệ, nghiên cứu của tác giả cho thấy khoảng chênh lệch này là khoảng 7,0%. Phần thưởng của các chuyên ngành Kinh tế mà giáo dục đại học mang lại là không có ý nghĩa đối với mẫu sinh viên tốt nghiệp 21–33 tuổi.

Mặc dù độ tuổi của mẫu đã được hạn chế nhằm tập trung vào nhóm trẻ mới tốt nghiệp, tác giả không kiểm soát bằng cấp đầu tiên mà họ nhận được tại trường đại học. Điều này có nghĩa là một số cá nhân có thể sở hữu bằng thứ hai trong các lĩnh vực nghiên cứu khác và bắt đầu sự nghiệp của họ trong một nghề nghiệp khác với lựa chọn ban đầu (Plumber, 2021). Bởi vì dữ liệu điều tra lao động năm 2019 chỉ ghi lại trình độ học vấn cao nhất cùng chuyên ngành của người được hỏi, các bằng cấp khác mà người được hỏi đạt được đã bị bỏ qua. Do đó, vấn đề này có thể ảnh hưởng đến các ước tính theo số năm đi học, lợi nhuận thu được từ việc học đại học của những người trẻ tuổi. Chevalier (2011)

đã thành công trong việc kiểm soát bằng cử nhân đầu tiên của sinh viên tốt nghiệp 30 tuổi để đo lường lợi nhuận thu được từ giáo dục của các đối tượng khác nhau ở Vương quốc Anh.

Dữ liệu Điều tra lao động năm 2019 tạo điều kiện để đo lường cụ thể hơn thời gian mà sinh viên dành cho giáo dục đại học không chỉ ở cấp cao đẳng và đại học mà còn ở các cấp độ cao hơn như: Thạc sĩ và tiến sĩ. Tuy nhiên, vấn đề gián đoạn đầu tư cho giáo dục, như Becker (1962) đã chỉ ra, vẫn chưa được kiểm soát. Điều này sẽ tạo ra sai lệch tăng lên đối với ước tính lợi nhuận thu được giáo dục đại học theo mô hình Mincer. Một vấn đề khác là một số chuyên ngành liên quan đến Y học yêu cầu nhiều hơn 4 năm để hoàn thành bằng cử nhân, điều này có thể gây ra “đánh giá thấp” tiền lương thu được các chuyên ngành này.

Cần phải thêm một giới hạn loại trừ phù hợp vào phương trình lựa chọn để tránh vấn đề đa cộng tuyến của mô hình Heckman (Wolfolds & Siegel, 2019; Puhani, 2000). Một biến công cụ để đại diện cho khả năng của sinh viên cũng được khuyến nghị để ngăn chặn sự sai lệch tăng lên trong các ước tính của phương trình Mincer (Angrist & Krueger, 2001).

6. Kết luận

Bằng việc tập trung vào nhóm sinh viên đã tốt nghiệp với độ tuổi từ 21 đến 33 tuổi và có ít nhất bằng Cao đẳng, tác giả áp dụng mô hình lựa chọn mẫu Heckman để điều chỉnh sai lệch “biến bị bỏ qua” trong phương trình ảnh hưởng của giáo dục đến tiền lương được quan sát. Dữ liệu cập nhật từ “Điều tra Lực lượng Lao động Việt Nam năm 2019” với thông tin có sẵn về trình độ học vấn và chuyên ngành của từng cá nhân cho phép tác giả xem xét sự khác biệt giữa tiền lương của những người có bằng Cao đẳng, Đại học, Thạc sĩ và Tiến sĩ. Những hạn chế về thiếu biến công cụ để kiểm soát vấn đề nội sinh cũng như việc thiếu thông tin chi tiết về công việc đầu tiên mà các cá nhân đã tham gia, tác giả kỳ vọng sẽ được khắc phục ở nghiên cứu trong tương lai.

Nghiên cứu này đã góp phần cung cấp thêm bằng chứng về lợi nhuận thu được từ các chuyên ngành học ở Việt Nam, đặc biệt là đối với giới trẻ. Lấy cảm hứng từ nghiên cứu của Tran và Vu (2020) là bài báo tiên phong thực hiện đo lường sự khác biệt trong tiền lương các ngành học ở bậc đại học của nhóm tuổi từ 20 đến 60 tuổi, tác giả tập trung khảo sát sự khác nhau này đối với nhóm độ tuổi trẻ hơn từ 21 đến 33 với dữ liệu Điều tra Lực lượng Lao động Việt Nam năm 2019. Kết quả cho thấy rằng một số ngành được hưởng mức lương theo quy định trong lĩnh vực công như Quốc phòng & An ninh mang lại nhiều tiền lương hơn cho sinh viên ra trường so với các ngành khoa học ứng dụng như Kỹ thuật & Công nghệ. Mặt khác, không phải lương cố định bao giờ cũng tạo được ưu thế trong giai đoạn khởi đầu sự nghiệp, đối với các chuyên ngành có liên quan đến Luật và Giáo dục thì lại tạo ra lợi nhuận cho người lao động trẻ thấp hơn Kỹ thuật & Công nghệ. Phân thưởng của các chuyên ngành Kinh tế mà giáo dục đại học mang lại là không có ý nghĩa đối với mẫu sinh viên tốt nghiệp 21–33 tuổi.

Kết quả từ mô hình lựa chọn Heckman cho thấy, đối với phương trình lựa chọn, trình độ Đại học tác động tích cực đến quyết định tham gia thị trường lao động của sinh viên sau tốt nghiệp. Các biến số nền tảng gia đình khác như: Tình trạng hôn nhân, vị trí chủ gia đình cũng làm tăng xác suất tham gia thị trường lao động. Ngược lại, những người là con của chủ gia đình ít có khả năng tham gia vào lực lượng lao động. Sinh viên sống ở vùng Bắc Trung Bộ và Trung du Bắc Bộ có nhiều khả năng tham gia vào lực lượng lao động sau khi ra trường nhiều hơn so với sinh viên sống ở khu vực Tây Nguyên.

Cũng trong nhóm tuổi từ 21 đến 33 tuổi, giới tính không ảnh hưởng đến sự lựa chọn tham gia thị trường lao động, tuy nhiên, sinh viên nữ có mức lương thấp hơn sinh viên nam sau khi ra trường 14%. Sinh viên tốt nghiệp ngành Sinh học, Nông nghiệp, Luật, và Giáo dục có mức lương sau tốt nghiệp thấp hơn nhóm Kỹ sư & Công nghệ lần lượt là 8,1%, 12,4%, 12,1% và 6,2%. Mặt khác, người lao động tốt nghiệp trong lĩnh vực Quốc phòng & An ninh, và Nghệ thuật & Thiết kế sáng tạo thu được nhiều lợi nhuận hơn từ việc đầu tư cho giáo dục so với nhóm Kỹ sư & Công nghệ lần lượt là 16,5% và 7,0%.

Có một số điểm trong bài báo này mà tác giả hy vọng có thể được cải thiện tốt hơn trong các nghiên cứu sau.

- *Thứ nhất*, mặc dù phương pháp của Heckman (1979) đã giải quyết được vấn đề khuyết dữ liệu tiền lương của những người không làm việc, nhưng theo như khuyến nghị của Puhani (2000), giới hạn loại trừ (Exclusion Restriction) phù hợp cần được thêm phương trình lựa chọn làm việc để tránh tình trạng đa cộng tuyến do lặp lại việc ước lượng cho phương trình tiền lương tất cả các biến đã được dùng ở phương trình lựa chọn.

- *Thứ hai*, bài báo đưa ra giả định chắc chắn về việc không có sự khác biệt về khả năng giữa các cá nhân, vì vậy, các nghiên cứu sau cần bổ sung sự thiếu sót này bằng một biến công cụ phù hợp.

- *Thứ ba*, các nghiên cứu trong tương lai nên hướng tới nói lòng giả định về sự đồng nhất trong lợi nhuận thu được từ giáo dục đại học.

- *Cuối cùng*, giới hạn độ tuổi trong khoảng từ 21 đến 33 tuổi không thể kiểm soát các cá nhân thay đổi quyết định theo đuổi một chuyên ngành khác để tăng thêm cơ hội việc làm hoặc lấy bằng cấp thứ hai sau khi tốt nghiệp (Plumber, 2021).

Chú thích

Bài báo này được trích một phần trong luận văn Thạc sĩ Kinh tế học Ứng dụng của Chương trình Cao học Việt Nam – Hà Lan khóa 26 với tên đề tài: “Does choice of major matter? The effect of fields of study on Vietnamese young graduates’ early career earnings” do tác giả Nguyễn Hà Đăng Khoa thực hiện.

Tài liệu tham khảo

- Altonji, J. G., Arcidiacono, P., & Maurel, A. (2016a). The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects. In Eric A. Hanushek, Stephen Machin, & Ludger Woessmann, *Handbook of the Economics of Education* (ed.), 5, 305–396. Netherlands: Elsevier. doi:10.1016/B978-0-444-63459-7.00007-5
- Altonji, J. G., Kahn, L. B., & Speer, J. D. (2016b). Cashier or consultant? Entry labor market conditions, field of study, and career success. *Journal of Labor Economics*, 34(S1). doi: 10.1086/682938
- Altonji, J. G., Kahn, L. B., & Speer, J. D. (2014). Trends in earnings differentials across college majors and the changing task composition of jobs. *American Economic Review*, 104(5), 387–93. doi: 10.1257/aer.104.5.387

- Altonji, J. G., Blom, E., & Meghir, C. (2012). *Heterogeneity in human capital investments: High school curriculum, college major, and careers* (NBER Working Paper No. 17985). Retrieved from the National Bureau of Economic Research: <http://www.nber.org/papers/w17985.pdf>
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (2001). Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 69–85. doi: 10.1257/jep.15.4.69
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1999). Empirical strategies in labor economics. *Handbook of Labor Economics*, 3(A), 1277–1366.
- Arcidiacono, P., Hotz, V. J., & Kang, S. (2012). Modeling college major choices using elicited measures of expectations and counterfactuals. *Journal of Econometrics*, 166(1), 3–16. doi: 10.1016/j.jeconom.2011.06.002
- Arcidiacono, P. (2004). Ability sorting and the returns to college major. *Journal of Econometrics*, 121(1–2), 343–375. doi: 10.1016/j.jeconom.2003.10.010
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2017). The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 3–32.
- Becker, G. (1975). Investment in human capital: Effects on earnings. In *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition*, 13–44. Retrieved from National Bureau of Economic Research: <http://www.nber.org/chapters/c3733.pdf>
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9–49.
- Belfield, C., Britton, J., Buscha, F., Dearden, L., Dickson, M., van der Erve, L.,..., & Zhu, Y. (2018). *The impact of undergraduate degrees on early-career earnings*. Institute for Fiscal Studies. Retrieved from <https://www.ifs.org.uk/publications/13731>
- Berger, M. C. (1988). Predicted future earnings and choice of college major. *ILR Review*, 41(3), 418–429. doi: 10.1177/001979398804100306
- Bhatti, S. H., Bourdon, J., & Muhammad, A. (2013). Economic returns to education in France: OLS and instrumental variable estimations. *The Lahore Journal of Economics*, 18(2), 51–63.
- Birch, E. R., Li, I., & Miller, P. W. (2009). The influences of institution attended and field of study on graduates' starting salaries. *Australian Economic Review*, 42(1), 42–63. doi: 10.1111/j.1467-8462.2009.00524.x
- Black, D. A., & Smith, J. A. (2004). How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching. *Journal of Econometrics*, 121(1–2), 99–124.
- Black, D. A., Sanders, S., & Taylor, L. (2003). The economic reward for studying economics. *Economic Inquiry*, 41(3), 365–377. doi: 10.1093/e i/cbg014
- Blundell, R., Dearden, L., & Sianesi, B. (2005). Evaluating the effect of education on earnings: Models, methods and results from the National Child Development Survey. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 168(3), 473–512. doi: 10.1111/j.1467-985X.2004.00360.x
- Blundell, R., & Powell, J. L. (2003). Endogeneity in nonparametric and semiparametric regression models. In M. Dewatripont, L. Hansen, & S. Turnovsky (Eds.), *Advances in Economics and*

- Econometrics: Theory and Applications, Eighth World Congress* (Econometric Society Monographs). Cambridge: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9780511610257.011
- Blundell, R., Dearden, L., Goodman, A., & Reed, H. (2000). The returns to higher education in Britain: Evidence from a British cohort. *The Economic Journal*, 110(461), F82–F99.
- Britton, J., van der Erve, L., Belfield, C., Vignoles, A., Dickson, M., Zhu, Y.,..., & Buscha, F. (2021). *How much does degree choice matter?*. IFS Working Paper No. W21/24. London: Institute for Fiscal Studies Working Paper.
- Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5), 1127–1160. doi: 10.1111/1468-0262.00237
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. *Handbook of Labor Economics*, 3(A), 1801–1863. doi: 10.1016/S1573-4463(99)03011-4
- Chevalier, A. (2011). Subject choice and earnings of UK graduates. *Economics of Education Review*, 30(6), 1187–1201. doi: 10.1016/j.econedurev.2011.04.007
- Chia, G., & Miller, P. W. (2008). Tertiary performance, field of study and graduate starting salaries. *Australian Economic Review*, 41(1), 15–31. doi: 10.1111/j.1467-8462.2008.00471.x
- Deming, D. J., & Noray, K. (2020). Earnings dynamics, changing job skills, and STEM careers. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(4), 1965–2005. doi: 10.1093/qje/qjaa021
- Dolton, P. J., Makepeace, G. H., & Gannon, B. M. (2001). The earnings and employment effects of young people’s vocational training in Britain. *The Manchester School*, 69(4), 387–417. doi: 10.1111/1467-9957.00255
- Dolton, P. J., & Makepeace, G. H. (1986). Sample selection and male-female earnings differentials in the graduate labour market. *Oxford Economic Papers*, 38(2), 317–341.
- Ellwood, D. T. (1979). *Teenage unemployment: Permanent scars or temporary blemishes?* (NBER Working Paper No. w0399). Retrieved from National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w0399>
- Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica*, 45(1), 1–22. doi: 10.2307/1913285
- Gronau, R. (1974). Wage comparisons – A selectivity bias. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1119–1143.
- Hamermesh, D. S., & Donald, S. G. (2008). The effect of college curriculum on earnings: An affinity identifier for non-ignorable non-response bias. *Journal of Econometrics*, 144(2), 479–491. doi: 10.1016/j.jeconom.2008.04.007
- Harmon, C., Oosterbeek, H., & Walker, I. (2003). The returns to education: Microeconomics. *Journal of Economic Surveys*, 17(2), 115–156. doi: 10.1111/1467-6419.00191
- Hastings, J. S., Neilson, C. A., & Zimmerman, S. D. (2013). *Are some degrees worth more than others? Evidence from college admission cutoffs in Chile* (NBER Working Paper No. 19241). Retrieved from National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w19241>
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2006). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The mincer equation and beyond. *Handbook of the Economics of Education*, 1, 307–458. doi: 10.1016/S1574-0692(06)01007-5

- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2003). *Fifty years of mincer earnings regressions* (NBER Working Paper No. 9732). Retrieved from National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w9732>
- Heckman, J. J. (2001). Micro data, heterogeneity, and the evaluation of public policy: Nobel lecture. *Journal of Political Economy*, 109(4), 673–748. doi: 10.1086/322086
- Heckman, J. J., Lalonde, R. J., & Smith, J. A. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. *Handbook of Labor Economics*, 3(A), 1865–2097. doi: 10.1016/S1573-4463(99)03012-6
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161. doi: 10.2307/1912352
- Heckman, J. (1974). Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 42(4), 679–694. doi: 10.2307/1913937
- Hout, M. (2012). Social and economic returns to college education in the United States. *Annual Review of Sociology*, 38(1), 379–400. doi: 10.1146/annurev.soc.012809.102503
- Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86.
- James, E., Alsalam, N., Conaty, J. C., & To, D-L. (1989). College quality and future earnings: Where should you send your child to college?. *The American Economic Review*, 79(2), 247–252.
- Kang, L., Peng, F., & Zhu, Y. (2019). Returns to higher education subjects and tiers in China: Evidence from the China family panel studies. *Studies in Higher Education*, 46(8), 1682–1695. doi: 10.1080/03075079.2019.1698538
- Kirkeboen, L. J., Leuven, E., & Mogstad, M. (2016). Field of study, earnings, and self-selection. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1057–1111. doi: 10.1093/qje/qjw019
- Lemieux, T. (2006). The ‘Mincer Equation’ thirty years after schooling, experience, and earnings. In Grossbard S. (eds), *Jacob Mincer A Pioneer of Modern Labor Economics*. Boston, MA: Springer. doi: 10.1007/0-387-29175-X_11
- Lindahl, L., & Regné, H. (2005). College choice and subsequent earnings: Results using Swedish sibling data*. *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(3), 437–457. doi: 10.1111/j.1467-9442.2005.00417.x
- Meghir, C., & Rivkin, S. (2011). Econometric methods for research in education. *Handbook of the Economics of Education*, 3, 1–87.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Inc.
- Mincer, J. (1962). *Labor force participation of married women: A study of labor supply* (NBER Book Chapter Series No. c0603). Cambridge, Mass: Princeton University Press.
- Nicodemo, C. (2007). *Participation and wage equations for married women in European countries*. University of Tor Vergata, Rome.
- Oreopoulos, P., & Petronijevic, U. (2013). *Making college worth it: A review of research on the returns to higher education* (NBER Working Paper No. w19053). Retrieved from National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w19053>

- Pastore, F. (2012). To study or to work?. *Eastern European Economics*, 50(3), 49–78. doi: 10.2753/EEEE0012-8775500303
- Plumber, A. (2021). Earnings premia of undergraduate single and double majors. *Columbia Economic Review*. Retrieved from https://columbiaeconreview.com/post/6097708227_16b90008b4ecd5
- Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: A decennial review of the global literature. *Education Economics*, 26(5), 445–458. doi: 10.1080/09645292.2018.1484426
- Puhani, P. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53–68. doi: 10.1111/1467-6419.00104
- Quang, H. L., & Tran-Nam, B. (2019). Qualification mismatch in the labor market and the impact on earnings: Evidence from Vietnam. *Journal of Economics and Development*, 21(2), 223–233. doi: 10.1108/JED-09-2019-0032
- Schultz, T. (1960). Capital formation by education. *Journal of Political Economy*, 68. Retrieved from https://econpapers.repec.org/article/ucpjpolec/v_3a68_3ay_3a1960_3ap_3a571.htm
- Solon, G., Haider, S. J., & Wooldridge, J. (2013). What are we weighting for? (NBER Working Paper No. 18859). Retrieved from National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w18859>
- Tổng cục Thống kê. (2021). *Điều tra lao động việc làm năm 2019*. Truy cập từ <https://www.gso.gov.vn/du-lieu-va-so-lieu-thong-ke/2021/03/bao-cao-dieu-tra-lao-dong-viec-lam-nam-2019/>
- Tran, T. T. (2018). Youth transition to employment in Vietnam: A vulnerable path. *Journal of Education and Work*, 31(1), 59–71. doi: 10.1080/13639080.2017.1404011
- Tran, T. T. (2015). Is graduate employability the ‘whole-of-higher-education-issue’?. *Journal of Education and Work*, 28(3), 207–227. doi: 10.1080/13639080.2014.900167
- Tran, T. Q., & Vu, H. V. (2020). Wage earning differentials by field of study: Evidence from Vietnamese university graduates. *International Journal of Educational Development*, 78, 102271. doi: 10.1016/j.ijedudev.2020.102271
- Walker, I., & Zhu, Y. (2018). University selectivity and the relative returns to higher education: Evidence from the UK. *Labour Economics*, 53, 230–249. doi: 10.1016/j.labeco.2018.05.005
- Willis, R. J. (1986). Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions. *Handbook of Labor Economics*, 1, 525–602.
- Wolffolds, S. E., & Siegel, J. (2019). Misaccounting for endogeneity: The peril of relying on the Heckman two-step method without a valid instrument. *Strategic Management Journal*, 40(3), 432–462. doi: 10.1002/smj.2995
- Zhang, X. (2011). The rate of returns to schooling: A case study of urban China. *International Journal of Humanities and Social Science*, 1(18), 173–180.