

# VAI TRÒ CỦA TRÌNH ĐỘ HỌC VĂN VÀ GIỚI TÍNH CỦA CHỦ HỘ TRONG CẦU ĐẠI HỌC CỦA CÁC HỘ GIA ĐÌNH

Trương Nhật Hoa

Trường Đại học Thăng Long

Email: Truongnhathoa@gmail.com

Nguyễn Khắc Minh

Trường Đại học Thăng Long

Email: khacminh@gmail.com

Phùng Mai Lan

Trường Đại học Thủy Lợi

Email: lanpm@tlu.edu.vn

Ngày nhận: 01/02/2021

Ngày nhận bản sửa: 20/4/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

## Tóm tắt:

Nghiên cứu trình bày một phân tích kinh tế vi mô về cầu đại học của các hộ gia đình sau khi con/em họ tốt nghiệp phổ thông. Sử dụng dữ liệu điều tra hộ gia đình 2018 của Tổng cục Thống kê Việt Nam, nghiên cứu ước lượng 3 mô hình logit (tổn mẫu, mẫu các hộ nghèo và mẫu các hộ thu nhập trên trung bình), được xem như một trường hợp đặc biệt của mô hình tổng quát về cung đại học để giải quyết vấn đề lựa chọn giáo dục đại học. Kết quả đã chỉ ra những phát hiện hết sức thú vị: (i) khoản chi tiêu dự tính trước cho giáo dục tương lai càng lớn hay trình độ học vấn của chủ hộ càng cao thì xác suất cầu vào đại học cho con/em càng lớn; (ii) trình độ học vấn của chủ hộ càng cao thì khoảng cách ra quyết định cầu đại học giữa của chủ hộ là nam và nữ càng giảm; (iii) với hộ nghèo, chủ hộ (đều nam hay nữ) có trình độ học vấn cao thì xác suất ra quyết định cầu đại học hầu như không có sự khác biệt.

**Từ khóa:** Cầu đại học, trình độ học vấn, giới tính, chủ hộ, mô hình logit.

**Mã JEL:** D12.

## Roles of education level and gender of heads of households in household university demand

### Abstract:

The study presents a microeconomic analysis of households' demand for higher education after their children graduate from high school. Using the household survey data of 2018 of the Vietnam-ese General Statistics Office, the study estimated three logit models (full sample, sample of poor households and sample of above-average income households), considered as a special kind of utility maximization generalized model in order to address the problem of university education options. The results show interesting findings that (i) the greater the anticipated expenditure on future education or the higher the education level of the household head is, the higher the probability of going to university of their children is; (ii) the higher the educational level of the household head is, the less the gap in making a decision of demand for higher education between male and female head of household is; (iii) for the poor, if the head of the household (whether male or female) reaches a high education, there is almost no difference in the probability of making a decision of higher education demand.

**Keywords:** Demand for higher education, education level, gender, household, logit model.

**JEL Code:** D12.

## **1. Giới thiệu**

Trong các nghiên cứu về cầu của hộ gia đình cho giáo dục, các yếu tố xã hội và kinh tế có vai trò quan trọng trong việc xác định cầu giáo dục. Các khía cạnh như trình độ học vấn của cha mẹ, vị trí địa lý của nơi cư trú, quy mô gia đình, nghề nghiệp của chủ hộ, đặc trưng của hộ là những yếu tố giúp giải thích các giá trị khác nhau của các khoản đầu tư cho giáo dục. Không giống như các khoản chi tiêu dùng khác, chi tiêu cho giáo dục thường là khoản được dự trù trước để đầu tư cho thế hệ sau. Vì vậy, chi tiêu bao nhiêu và chi tiêu như thế nào phụ thuộc vào ngân sách của từng hộ gia đình và xu hướng để dành của cải cho thế hệ sau. Nghiên cứu này chỉ ra các yếu tố quyết định đến cầu giáo dục đại học ở các tầng lớp cư dân Việt Nam (phân theo giàu, nghèo) bằng cách nghiên cứu cầu đại học của các hộ gia đình, qua đó thể hiện các lựa chọn khi chủ hộ cố gắng tạo ra các cơ hội giáo dục cho con/em họ. Trên cơ sở số liệu điều tra hộ gia đình (VHLSS) năm 2018, nghiên cứu phân tích các yếu tố xã hội và kinh tế, đặc biệt là giới tính và học vấn của chủ hộ ảnh hưởng đến xác suất cầu đại học của các hộ gia đình phân theo giàu nghèo.

Nghiên cứu này khác với các nghiên cứu trước ở chỗ nghiên cứu không chỉ dừng lại ở tính xác suất để chủ hộ quyết định cho con/em đi học hay chỉ tính ảnh hưởng biến của biến giải thích từ giá trị trung bình của các biến số, mà nghiên cứu còn tính được xác suất và phân tích các trường hợp có thể xảy ra trên thực tế với một số biến giả trong các tình huống khác nhau và từ đó đã phát hiện ra những kết luận thú vị.

Cấu trúc của nghiên cứu gồm: Phần 2 là tổng quan một số nghiên cứu về cầu giáo dục liên quan đến vai trò của trình độ học vấn và giới tính chủ hộ. Phần 3 là cơ sở lý thuyết. Phần 4 là phương pháp nghiên cứu. Phần 5 là kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng là kết luận.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

Đã có rất nhiều nghiên cứu xem xét các yếu tố đến kinh tế, xã hội ảnh hưởng cầu đại học, trong đó có nhiều nghiên cứu đề cập đến vai trò của bằng cấp và giới tính đến chi tiêu của hộ cho giáo dục. Một trong các nghiên cứu thuộc dạng này là của Glewwe & Patrinos (1999), nghiên cứu đã phát hiện ra rằng trình độ học vấn của cha mẹ có tác động đến việc cho con/em họ đến trường học, trong đó ảnh hưởng của trình độ học vấn của người mẹ mạnh hơn người cha. Họ cũng kết luận rằng trình độ học vấn của cha, mẹ và thu nhập hộ gia đình không có sự khác nhau giữa thành thị, nông thôn và các vùng kinh tế của Việt Nam. Donkoh & Amikuzuno (2011) đã sử dụng mô hình logit và phát hiện ra chủ hộ là nam có xác suất phát sinh chi tiêu giáo dục thấp hơn khi chủ hộ là nữ, và học vấn của chủ hộ có mối quan hệ dương đến mức chi tiêu này. Andreou (2012) nghiên cứu chi tiêu hộ gia đình cho giáo dục ở Cộng hòa Síp và đã phát hiện ra rằng học vấn của chủ hộ có tác động dương đến chi tiêu giáo dục, chủ hộ có cấp học càng cao thì chi tiêu giáo dục càng lớn.

Hoàng Thanh Nghị (2020) cho rằng bằng cấp học của chủ hộ có vai trò quan trọng trong quyết định đến chi tiêu cho giáo dục của hộ gia đình và nhìn chung bằng cấp càng cao thì chi tiêu cho giáo dục càng tăng. Trương Nhật Hoa & Nguyễn Khắc Minh (2019) trong nghiên cứu cầu giáo dục đại học bằng mô hình Heckman đã kiểm tra giả thuyết rằng chủ hộ có trình độ giáo dục càng cao thì càng quyết định cho con/em họ vào đại học và tăng chi tiêu cho học đại học. Nhìn chung, các nghiên cứu trong và ngoài nước đều khẳng định rằng trình độ học vấn của chủ hộ càng cao thì khả năng chi tiêu của hộ cho giáo dục càng nhiều và chủ hộ là nữ có xu hướng chi nhiều hơn cho giáo dục.

Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu nào nghiên cứu một cách tách biệt trong cầu đại học của các hộ phân theo giàu nghèo của xã hội. Các kết quả hầu như không quan tâm đến các khoản tích lũy có thể có cho cầu đại học. Những vấn đề như khoản dự trữ dài hạn có ảnh hưởng như thế nào đến quyết định cầu vào đại học cũng như sự khác biệt giữa các quyết định của chủ hộ là nam/nữ như thế nào khi học vấn của chủ hộ càng cao và đặc biệt ở các giai tầng xã hội khác nhau. Nghiên cứu này lấp đầy khoảng trống đó bằng phân tích đặc thù trong mô hình logit.

## **3. Cơ sở lý thuyết**

Nghiên cứu các yếu tố quyết định chi tiêu cho giáo dục theo cấp học, người ta thường sử dụng hàm cầu giáo dục của gia đình có nguồn gốc từ hàm lợi ích gia đình. Beneito & cộng sự (2001) nghiên cứu tại Tây Ban Nha với giả định mỗi một đơn vị hộ gia đình có tồn tại một người ra quyết định về số tiền chi tiêu, và cũng giả định người ra quyết định có hàm lợi ích phụ thuộc vào các yếu tố như đặc trưng của người ra quyết định, của hộ cũng như của môi trường xã hội liên quan và rút ra hàm cầu thực nghiệm dạng Tobit từ giải bài toán cực đại lợi ích. Dancer & Rammohan (2007) đã giả sử mỗi hộ gia đình có một hàm lợi ích với chỉ số

lợi ích được giả định phụ thuộc vào đặc trưng của các hộ gia đình và đi đến mô hình logit đa thức. Jimenez & Velasco (2000) đã giả thiết rằng mỗi các nhân có một hàm lợi ích để đo lợi ích thu được nếu chọn bậc học đại học 3 năm hay 4 năm và đi đến mô hình logit trong thực nghiệm. Truong & Nguyen (2019) đã mô hình hóa quyết định của các hộ gia đình trong việc ra quyết định cho con/em vào đại học từ bài toán cực đại lợi ích. Họ đã xây dựng hàm cầu giáo dục đại học dưới dạng mô hình Heckman và ước lượng bằng thủ tục Heckman hai bước.

Để nghiên cứu các yếu tố quyết định chi tiêu cho giáo dục đại học, ta giả sử đơn vị gia đình là các cá nhân hoặc nhóm cá nhân người tiêu dùng và trong mỗi đơn vị gia đình, hộ gia đình, có tồn tại một ‘người ra quyết định’, gọi là chủ hộ. Người ra quyết định của gia đình  $i$  có một hàm lợi ích, ký hiệu là  $U_i(X)$ , trong đó  $X$  là véc tơ  $n$  chiều gồm các biến biểu thị các yếu tố kinh tế và xã hội có tác động đến việc xác định cầu giáo dục đại học (chi tiết ở phần dưới). Nghiên cứu này giả thiết rằng hộ gia đình cần phải chọn chỉ một trong 2 phương án: phương án 1 là cho con/em đi học đại học mà lợi ích thu được ký hiệu là  $U_i^1(X)$ , và phương án 2 là thôi không tiếp tục đi đại học mà có thể đi làm ngay hoặc học nghề để kiếm tiền với lợi ích thu được là  $U_i^0(X)$ . Từ đó, lựa chọn phương án tốt nhất là so sánh giữa lợi ích cho đi học đại học và lợi ích không đi đại học. Nếu một hộ gia đình  $i$  quyết định cho con/em mình đi học đại học, điều này nói lên lợi ích của hộ thu được từ việc cho con đi học đại học ( $U_i^1(X)$ ) lớn hơn lợi ích không cho con đi học đại học ( $U_i^0(X)$ ), nghĩa là:  $U_i^1(X) > U_i^0(X)$ . Một cách tổng quát, ta ký hiệu lợi ích từ phương án  $j$  ( $j = 1$ : học đại học;  $j = 0$ : không đi học đại học) mà hộ  $i$  thu được là  $U_i^j(X)$ . Ta giả thiết lợi ích  $U_i^j(X)$  gồm hai phần: một số hạng hệ thống, phụ thuộc vào một véc tơ  $X$  và một thành phần ngẫu nhiên  $\eta_j$ :

$$U_i^j(X) = \bar{U}_i^j(X) + \eta_j \quad (1)$$

Nhưng mức lợi ích  $U_i^j$  không thể quan sát. Từ số liệu điều tra, ta chỉ quan sát được là quyết định  $z_i$ , lấy giá trị 1 nếu chủ hộ quyết định cho con/em đi học đại học và 0 nếu chủ hộ không quyết định cho con/em đi học đại học. Giả sử chủ hộ là người hợp lý sẽ lựa chọn phương án cho lợi ích lớn nhất, thì ta có:

$$\Pr [z_i = 1|X] = \Pr [U_i^1(X) > U_i^0(X)] \quad (2)$$

$$\Pr [z_i = 0|X] = \Pr [U_i^0(X) > U_i^1(X)]$$

McFadden (1974) đã chỉ ra rằng trong trường hợp này xác suất để chủ hộ  $i$  chọn phương án 1 là:

$$P(z_i = 1 | X) = \frac{\sum_{j=1}^n X_{ij}\beta_j}{1 + e^{\sum_{j=1}^n X_{ij}\beta_j}} \quad (3)$$

Đây là dạng rút gọn đối với mô hình logit, trong đó  $X$  là véc tơ các biến giải thích đối với cá nhân  $i$  chứa các biến giải thích (và trong đó có một hằng số) và nghiên cứu giả thiết rằng các  $\eta$  không được quan sát có phân phối xác suất logistic.

Các mô hình trong thực nghiệm sẽ áp dụng (3) và ước lượng mô hình logit bằng phương pháp hợp lý cực đại gồm 3 mô hình là mô hình cho toàn mẫu (Model 1), mô hình cho mẫu các hộ nghèo (Model 2) và mô hình cho mẫu hộ có thu nhập trung bình trên (Model 3). Đạo hàm riêng của  $p_i$  theo  $X_k$  được sử dụng để tính ảnh hưởng biên của biến giải thích  $X_k$  trong mô hình logit:

$$\frac{\partial p_i}{\partial X_k} = \frac{\exp(X_i \hat{\beta})}{(1 + \exp(X_i \hat{\beta}))} \hat{\beta}_k = p_i(1 - p_i)\hat{\beta}_k \quad (4)$$

Nghiên cứu sẽ tập trung vào phân tích quyết định cầu đại học dựa trên giới, trình độ học vấn và dự trữ để đầu tư cho tương lai (được xấp xỉ bằng biến số tiết kiệm (*so\_tk*) của chủ hộ, ta phân rã véc tơ các biến độc lập  $X_i$  thành 3 thành phần  $X_{1i}$ ,  $X_{2i}$  và  $X_{3i}$  sao cho:  $X_i = X_{1i} \cup X_{2i} \cup X_{3i}$ . Trong đó,  $X_{1i}$  biến biểu thị giới tính chủ hộ; biến  $X_{2i}$  biểu thị học vấn của chủ hộ thông qua số năm đi học, và  $X_{3i}$  biểu thị là véc tơ các biến còn lại. Ta giả định về trạng thái của chủ hộ là nữ/nam, có số tiết kiệm hay không và trình độ học vấn nhất định với điều kiện các biến khác ở giá trị trung bình mẫu để tính xác suất để chủ hộ quyết định cho con/em họ học

đại học ( $z=1$ ).

Thí dụ tại  $X_{1i}=0$ ,  $X_{2i}=0$  và  $X_{3i}=X_{3i}=\bar{X}_{3i}$  thì:

$$P(z_i=1 | X) = \frac{e^{\sum_{j \in J} X_{ij} \beta_j}}{1 + e^{\sum_{j \in J} X_{ij} \beta_j}} \text{ trong đó } J=\{n/2\} \quad (5)$$

#### 4. Phương pháp nghiên cứu

Bộ số liệu VHLSS năm 2018 có 45839 quan sát với tất cả các chỉ tiêu cần thiết cho nghiên cứu gồm các đặc trưng của chủ hộ như tuổi, giới tính, trình độ học vấn, nghề nghiệp của chủ hộ cũng như đặc trưng của hộ như quy mô hộ, số người đang học, số người không có bằng cấp... tài sản dài hạn có thể tài trợ cho giáo dục và chi phí học đại học... Tuy nhiên, vì nghiên cứu này chỉ xem xét xác suất quyết định cho con/em của hộ đi học đại học hay không nên để tránh lựa chọn chênh, nghiên cứu chỉ chọn ra mẫu gồm 9971 quan sát là các hộ gia đình có con tốt nghiệp phổ thông trung học. Ngoài ra, theo khuyến cáo của các nghiên cứu sử dụng bộ số liệu VHLSS thì nên lấy tổng chỉ tiêu thay cho tổng thu nhập sẽ chính xác hơn khi xác định tiêu chí hộ giàu/nghèo. Vì thế, nghiên cứu lấy tổng chỉ tiêu làm một biến xấp xỉ cho tổng thu nhập. Nghiên cứu phân biến này thành 5 phân vị mà trong đó phân vị thứ nhất gồm 20% người có thu nhập thấp nhất, phân vị thứ 5 gồm 20% những người có thu nhập cao nhất.

Ứng dụng mô hình logit, nghiên cứu xây dựng 03 mô hình: Mô hình 1 (Model 1) chạy cho toàn bộ các hộ có con tốt nghiệp phổ thông trung học. Mô hình thứ 2 (Model 2) chạy trên tập số liệu thuộc vào 2 phân vị có thu nhập thấp, nghĩa là 40% hộ có thu nhập thấp. Mô hình thứ 3 (Model 3) chạy trên tập số liệu của 3 phân vị còn lại tức là 60% hộ có thu nhập từ trung bình trở lên.

Biến phụ thuộc của mô hình được lấy từ chỉ tiêu số con học đại học. Nghiên cứu đã tạo ra biến  $z = 1$  nếu có con vào đại học và bằng 0 nếu ngược lại. Trên thực tế, có nhiều biến giải thích có thể đưa vào mô hình, nhưng có thể gặp phải vấn đề đa cộng tính. Vì vậy, nghiên cứu đã cố gắng chọn những biến đại diện hoặc gộp các chỉ tiêu mà không làm mất ý nghĩa khi phân tích. Sau quá trình lựa chọn biến, nghiên cứu gộp thành 4 nhóm:

Nhóm thứ 1 gồm các biến đặc trưng cho chủ hộ và hộ: giới tính của chủ hộ (*sex*) là biến giả nhận giá trị 1 nếu chủ hộ là nam và bằng 0 nếu ngược lại. Biến tuổi chủ hộ (*tuoi\_chuho*) là tuổi được tính đến năm điều tra. Biến trình độ học vấn của chủ hộ (*bcap\_ch*) lấy giá trị từ 0 đến 10 biểu thị số năm đi học của chủ hộ, nếu *bcap\_ch* = 10 nghĩa là chủ hộ có số năm đi học ít nhất 10 năm. Biến quy mô của hộ biểu thị số thành viên của hộ (*sotvien*). Biến này được đưa vào để kiểm tra độ mạnh yếu của giả thiết bổ sung và thay thế theo nghĩa là nếu quy mô lớn sẽ tiêu tốn nhiều, do đó làm giảm chỉ tiêu dành cho đại học; nhưng quy mô lớn có thể có nhiều người kiếm được tiền hơn, do đó sẽ có nhiều nguồn tài trợ cho quyết định cho con/em đi học đại học. Kỳ vọng về dấu của biến này tùy thuộc vào ảnh hưởng nào mạnh hơn, khi ảnh hưởng kiểm được nhiều tiền để trang trải vượt ảnh hưởng của đồng người, tiêu tốn nhiều tiền thì ảnh hưởng này sẽ dương.

Một biến khác đưa vào đặc trưng hộ gia đình là số thành viên không bằng cấp (*stvkbcap*) để xem xét truyền thống của các gia đình đã có con tốt nghiệp phổ thông mà không cho con đi học (không có bằng cấp) có ảnh hưởng đến xác suất ra quyết định hiện tại không. Biến số thành viên gia đình không có bằng cấp cũng là một cách khác để xấp xỉ cho “năng lực” cá nhân của học sinh. Điều này có thể do các thành viên gia đình không có điều kiện hoặc năng lực tiếp cận trình độ đại học. Việc chọn biến này là do trong số liệu không thể tìm thấy biến xấp xỉ cho năng lực của học sinh, buộc nghiên cứu phải tìm biến thay thế với kỳ vọng dấu này sẽ ngược chiều với biến cầu giáo dục đại học.

Nhóm thứ 2 gồm các biến về nghề nghiệp và thu nhập. Nghiên cứu đã gộp biến nghề nghiệp (biến giả) và tiền lương theo nghề thành biến tiền lương trung bình của người làm công ăn lương thành biến lương (*lcluongtb*). Gộp biến tự làm sản xuất kinh doanh trong lĩnh vực nông lâm thủy sản (biến giả) và biến tiền lương trung bình của những người làm nghề này thành biến *tuluongtb*, và gộp biến kinh doanh trong lĩnh vực dịch vụ (biến giả và biến tiền lương trung bình của người làm nghề này) thành biến *kdluongtb*.

Nhóm thứ 3 gồm các biến về nguồn tài trợ được dự trữ từ trước. Theo truyền thống, người Việt Nam đánh giá rất cao việc giáo dục, để đầu tư cho con/em thì họ phải chuẩn bị, để lấy làm biến xấp xỉ cho khoản dự

trù từ trước, nghiên cứu sử dụng số liệu hiện có trong bộ số liệu VHLSS là số tiết kiệm (*so\_tk*) và tài khoản ngân hàng (*tk\_nh*) là nguồn đảm bảo cho tài trợ cho học tập của thành viên của gia đình với kỳ vọng dấu của biến này sẽ dương. Tuy nhiên biến *tk\_nh* có thể chưa phải là phổ biến đối với các hộ nghèo.

Nhóm thứ 4 gồm các biến đại diện cho chi phí học tập gồm chi học phí cho đại học dân lập (*chi-dh\_dl*), chi học phí cho đại học công lập (*chi-dh\_cl*) và tổng chi các khoản ngoài học phí (*tongchi\_kh\_dh*).

## 5. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

### 5.1. Ảnh hưởng các nhân tố tới cầu đại học của hộ gia đình theo phân tầng xã hội

Bảng 1: Các nhân tố xác định cầu đại học của cả nước theo phân tầng xã hội

Các biến	Model 1		Model 2		Model 3	
	Hệ số	Odds	Hệ số	Odds	Hệ số	Odds
<b>Đặc trưng của chủ hộ và hộ</b>						
Sex	-0,309** (-3,08)	0,734*** (-3,08)	-0,571** (-2,80)	0,565*** (-2,8)	-0,203 (-1,71)	0,816* (-1,71)
tuoi_chuho	0,0411*** (8,76)	1,042*** (8,76)	0,0473*** (4,36)	1,048*** (4,36)	0,0390*** (7,3)	1,040*** (7,3)
bcap_ch	0,874*** (7,99)	2,396*** (7,99)	1,064*** (4,52)	2,899*** (4,52)	0,813*** (6,53)	2,255*** (6,53)
sotvien	0,552*** (16,8)	1,737*** (16,8)	0,624*** (7,45)	1,867*** (7,45)	0,543*** (15,02)	1,720*** (15,02)
sodanghoc	-0,779*** (-10,24)	0,459*** (-10,24)	-0,583** (-3,15)	0,558*** (-3,15)	-0,806*** (-9,56)	0,446*** (-9,56)
stvkbcap	-1,075*** (-3,57)	0,341*** (-3,57)	-1,16 (-1,51)	0,314 (-1,51)	-1,059** (-3,22)	0,347*** (-3,22)
<b>Nghề nghiệp của chủ hộ và thu nhập</b>						
lcluongtb	-0,0000002 (-0,06)	1,000 (-0,06)	0,0000009 (0,16)	1,000 (0,16)	-0,0000007 (-0,25)	1,000 (-0,25)
tuluongtb	0,000007 (1,88)	1,000* (1,88)	0,000006 (0,67)	1,000 (0,67)	0,000007 (1,8)	1,000* (1,8)
kdluongtb	0,00002*** (4,39)	1,000*** (4,39)	0,00002 (1,37)	1,000 (1,37)	0,00002*** (4,33)	1,000*** (4,33)
<b>Nguồn tài trợ ngoài lương</b>						
tk_nh	0,628*** (6,55)	1,874*** (6,55)	0,31 (1,47)	1,364 (1,47)	0,708*** (6,54)	2,029*** (6,54)
so_tk	0,403*** (3,76)	1,496*** (3,76)	0,631** (2,74)	1,879*** (2,74)	0,349** (2,87)	1,418*** (2,87)
<b>Chi phí học đại học</b>						
chi_dh_cl	0,000001** (2,73)	1,000*** (2,73)	0,00004 (1,38)	1,000 (1,38)	0,00001** (2,72)	1,000*** (2,72)
chi_dh_dl	0,000002 (0,43)	1,000 (0,43)	-0,00005 (-0,55)	1,000 (-0,55)	0,000003 (0,62)	1,000 (0,62)
tongchi_kh_dh	0,00001 (1,07)	1,000 (1,07)	-0,00004 (-0,24)	1,000 (-0,24)	0,000014 (1,21)	1,000 (1,21)
<b>Hàng số, số quan sát và các kiểm định thống kê</b>						
_cons	-8,245*** (-20,50)	0,000*** (-20,5)	-9,275*** (-9,87)	0,00009*** (-9,87)	-8,066*** (-17,82)	0,000*** (-17,82)
N	6982		1252		5730	
LR chi2(15)	744,07		161,49		590,48	
Prob>chi2	0,000		0,000		0,000	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,170		0,183		0,17	
Hosmer-	103,01		111,02		90,71	
Lemeshow chi2						
Prob>chi2	0,345		0,174		0,687	

Giá trị thống kê kiểm định z trong ngoặc (); \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Nguồn: Ước lượng từ số liệu điều tra hộ (VHLSS) của Tổng cục Thống kê (GSO) năm 2018.

Kết quả kiểm định cho thấy chỉ số phỏng đại phương sai (VIF) thấp (dưới 3), nên mô hình không có đa cộng tính. Kết quả ước lượng mô hình Logit bằng phương pháp hợp lý cực đại của các mô hình được cho ở Bảng 1.

Bảng 1 trình bày kết quả ước lượng được của mô hình logit và tỷ số odds  $\left(\frac{p}{1-p}\right)$  của cả 3 mô hình. Cấu trúc của Bảng 1 gồm cột đầu tiên ghi tên biến, 6 cột tiếp theo là kết quả ước lượng của 3 mô hình (gồm 3 mô hình và 3 tỷ số odds tương ứng). Trong đó, mô hình 1 (*Model 1*) là mô hình logit cho toàn mẫu, mô hình 2 (*Model 2*) là mô hình logit cho các hộ có thu nhập thấp và trung bình thấp và mô hình 3 (*Model 3*) là mô hình logit cho các hộ có thu nhập trung bình trở lên.

Các kết quả của 2 kiểm định chỉ định cho cả 3 mô hình: *Model 1*, *Model 2* và *Model 3*. Kiểm định thứ nhất là kiểm định giả thiết  $H_0$  rằng tất cả các hệ số của các biến của mô hình đều bằng không bằng tỷ số hợp lý. Kết quả cho thấy giá trị của thống kê  $\chi^2_{(25)}$  lần lượt là 744,07; 161,49 và 540,48 với xác suất bắc bối rất nhỏ như vậy giả thiết này bị bác bỏ ở cả 3 mô hình. Kiểm định thứ hai là kiểm định sự phù hợp hồi quy Hosmer-Lemeshow. Kết quả kiểm định cho thấy giá trị  $\chi^2_{(98)} = 103,01; 111,02; 90,71$  với xác suất bắc bối là tương ứng là 0,345; 0,174; 0,687, như vậy chỉ định mô hình logit trong cả 3 trường hợp không bị bác bỏ.

Các kết quả ước lượng của mô hình logit và odds cho phép phân tích ảnh hưởng của các biến giải thích lên xác suất chọn vào đại học được chia trong Bảng 1. Nhìn chung, các hệ số ước lượng được của cả 3 mô hình là có ý nghĩa thống kê. Hệ số ước lượng của nhóm biến giải thích thứ nhất về đặc trưng của chủ hộ và hộ đều có ý nghĩa thống kê trừ biến *sex* trong mô hình 3 (*Model 3*) nhưng có dấu khác nhau. Cụ thể, biến *sex* mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê cao có thể hiểu là với các điều kiện khác nhau thì chủ hộ là nữ sẽ ủng hộ tốt hơn chủ hộ là nam trong quyết định cho con/em họ vào đại học. Tác động của việc chủ hộ là nam hay nữ có ảnh hưởng như thế nào đến xác suất cho con vào đại học thể hiện ở tỷ số odds. Cụ thể, xác suất để cho con vào đại học của chủ hộ là nam chỉ bằng 73,4% so với khả năng không cho con vào đại học. Đặc biệt, tỷ số odds cao dần từ 0,565 đến 0,816 tương ứng trong mô hình 2 và 3. Kết luận này giống kết luận của Glewwe & Patrinos (1999), Qian & Smyth (2011). Biến tuổi chủ hộ (*tuoi-chuho*) có dấu dương và ý nghĩa thống kê cao, điều này cho thấy biến này có ảnh hưởng dương đến xác suất chủ hộ ủng hộ cho con/em họ vào đại học.

Các biến bằng cấp chủ hộ (*bcap\_ch*) dương và có ý nghĩa thống kê cao điều này cho thấy biến bằng cấp chủ hộ có ảnh hưởng dương đến xác suất cầu đại học. Tỷ số odds trong cả 3 mô hình 1, 2 và 3 lần lượt là 2,4; 2,9 và 2,3 nói lên rằng với các điều kiện khác giữ nguyên thì người có bằng cấp có khả năng cho con vào đại học gấp 2,3 đến 2,9 lần so với không cho con vào đại học. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Andreou (2012) hay Hoàng Thanh Nghị (2020) cho rằng học vấn của chủ hộ có tác động dương đến chi tiêu giáo dục, chủ hộ có cấp học càng cao thì chi tiêu giáo dục càng lớn.

Biến số thành viên trong hộ (*sotvien*) mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê cao, điều này phản ánh thực tế là trong các gia đình Việt Nam việc càng nhiều người càng có khả năng tạo ra thu nhập nhiều hơn so với chi tiêu do đó ủng hộ cho chủ hộ trong việc ra quyết định cho con/em vào đại học. Điều này chứng tỏ ảnh hưởng tạo ra thu nhập nhiều của các thành viên gia đình khi số người tăng lên trội hơn ảnh hưởng chi tiêu do tăng thêm người. Trong trường hợp khi số con đi học đông, nghĩa là chi tiêu đi học nhiều nhưng chưa tạo ra tiền phù hợp với ý nghĩa thống kê cao và dấu âm của biến số đang học (*sodanghoc*), nghĩa là chi tiêu càng nhiều càng làm giảm khả năng cho con vào đại học. Biến cuối cùng trong nhóm này là biến số thành viên gia đình không có bằng cấp (*stvkbcap*) - biến này được lấy làm xấp xỉ cho truyền thống gia đình mà có rào cản cho các thành viên khác học đại học, do số liệu VHLSS không có biến xấp xỉ cho truyền thống hiếu học của gia đình. Biến này có dấu âm và có ý thống kê cao nghĩa là biến này có ảnh hưởng làm giảm xác suất cho con và đại học, như kỳ vọng mong đợi. Điều này có thể là gia đình không có “hứng thú hoặc không có điều kiện” cho con/em vào đại học vì họ đã có công việc khác hứng thú hơn hoặc các thành viên gia đình không có năng lực tiếp cận trình độ đại học.

Đối với nhóm biến giải thích thứ 2, chỉ có biến kinh doanh dịch vụ có lương là có ý nghĩa thống kê cao, tức là có ảnh hưởng dương đến xác suất lựa chọn cho con vào đại học. Nhìn vào tỷ số odds của biến này trong cả 3 mô hình đều có giá trị là 1, nghĩa là xác suất để cho hộ quyết định cho con vào đại học cũng bằng xác suất để hộ không cho con vào đại học với cùng điều kiện trong vec tơ X.

Trong nhóm biến giải thích thứ 3 thì cả 2 biến (*tk\_nh* và *so\_tk*) đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê cao trong cả 2 mô hình trừ biến *tk\_nh* mô hình thứ 2. Điều này hợp lý vì mô hình thứ 2 là mô hình mà các

quan sát dành cho khu vực các hộ nghèo nên có thể tài khoản ngân hàng không phải là phổ biến. Tuy nhiên, biến có số tiết kiệm tỏ ra có vai trò quan trọng đối với cả 3 mô hình vì tỷ số odds trong các mô hình 1, 2 và 3 tương ứng là 1,496; 1,879 và 1,418 nghĩa là người có số tiết kiệm có xác suất cho con/em đi học gấp từ 1,5 lần đến gần 2 lần so với xác suất không cho con/em vào đại học với cùng điều kiện.

Nhóm cuối cùng về chi học phí đại học công lập dương và có ý nghĩa thống kê trong cả 3 mô hình, nghĩa là chi học phí cho các đại học công lập với mẫu năm 2018 vẫn có tác động khuyến khích các hộ gia đình cho con vào đại học. Tuy nhiên, các biến chi học phí đại học dân lập/tư thục (*chi\_dh\_dl*) và chi khác (*tongchi\_kh\_dh*) không có ý nghĩa thống kê. Điều này gợi cho ta suy nghĩ chi phí vào đại học, đặc biệt đại học công lập trong năm 2018 vẫn là chi phí “khuyến khích” học tập.

### 5.2. Ảnh hưởng của trình độ học vấn và giới của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học

Trong mục này nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của trình độ học vấn giới và có tài sản để dành của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học trong khi các yếu tố khác giữ nguyên ở mức trung bình mẫu.

**Bảng 2: Phân tích vai trò của học vấn, giới và tiền tiết kiệm của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học**

Sex	Trình độ học vấn của chủ hộ						So_tk
	0	2	4	6	8	10	
Model 1	0 (4,21)	0,013*** (4,21)	0,070*** (11,34)	0,302*** (6,06)	0,713*** (7,82)	0,934*** (23,09)	0,988*** (94,38)
	1 (4,24)	0,010*** (4,24)	0,052*** (15,32)	0,241*** (5,98)	0,646*** (6,51)	0,913*** (17,63)	0,984*** (70,35)
	0 (3,87)	0,019*** (3,87)	0,101*** (8,95)	0,393*** (6,9)	0,788*** (10,7)	0,955*** (34,17)	0,992*** (142,02)
	1 (3,88)	0,014*** (10,21)	0,076*** (6,61)	0,322*** (8,69)	0,732*** (25,9)	0,940*** (105,72)	0,989*** (105,72)
Model 2	0 (1,95)	0,011* (1,95)	0,089*** (6,4)	0,450*** (3,78)	0,873*** (8,41)	0,983*** (41,95)	0,998*** (260,35)
	1 (1,91)	0,007* (1,91)	0,052*** (6,09)	0,316*** (3,08)	0,795*** (5,26)	0,970*** (24,13)	0,996*** (147,85)
	0 (1,8)	0,021* (4,85)	0,155*** (4,85)	0,606*** (5,08)	0,928*** (14,99)	0,991*** (78,92)	0,999*** (492,83)
	1 (1,77)	0,012* (4,69)	0,094*** (3,91)	0,465*** (9,03)	0,880*** (45,18)	0,984*** (279,89)	0,998*** (279,89)
Model 3	0 (3,7)	0,013*** (3,7)	0,063*** (9,28)	0,255*** (4,89)	0,635*** (5,35)	0,898*** (13,01)	0,978*** (45,8)
	1 (3,76)	0,011*** (3,76)	0,052*** (13,94)	0,218*** (5,09)	0,586*** (4,89)	0,878*** (11,07)	0,973*** (38,06)
	0 (3,39)	0,018*** (7,48)	0,087*** (7,48)	0,326*** (5,36)	0,711*** (6,85)	0,926*** (18,09)	0,985*** (65,17)
	1 (3,42)	0,015*** (8,97)	0,072*** (5,47)	0,283*** (6,15)	0,668*** (15,3)	0,911*** (54,08)	0,981*** (54,08)

Giá trị thống kê kiểm định z trong ngoặc (); \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Nguồn: Ước lượng từ số liệu điều tra hộ của GSO năm 2018.

Các ký hiệu ở Bảng 2 được giải thích như sau: cột bên trái ngoài cùng của bảng để phân tách bảng thành 3 phần tương ứng với 3 mô hình Model 1, Model 2 và Model 3. Nội dung của Bảng 2 được cấu trúc dưới dạng ma trận. Hàng đầu của bảng chỉ học vấn của chủ hộ tương ứng với số năm học là 0, 2, 4, 6, 8 và 10. Cột thứ 2 bên trái tính từ ngoài vào ghi giới tính của chủ hộ. Cột cuối cùng của bảng ghi biến số tiết kiệm (*so\_tk*).

Mỗi một ô ở phần đầu của Bảng 2 là xác suất để cho con/em vào đại học nếu chủ hộ là nữ, không có số tiết kiệm, với số năm đi học bằng là 0, 2, 4, 6, 8 hoặc 10 và các biến khác lấy ở giá trị trung bình mẫu.

Từ kết quả ước lượng ở phần 1 của Bảng 2 rút ra một số nhận xét như sau: (i) Cùng các điều kiện khác nhau thì xác suất để chủ hộ là nữ cho con/em vào đại học luôn cao hơn xác suất để chủ hộ là nam, thí

dụ xác suất ở ô (1.2) là 0,07 trong khi đó xác suất ở ô (2.2) chỉ có 0,052. Nếu so sánh giá trị của mỗi ô hàng 1 (hoặc 2) với giá trị của ô tương ứng ở hàng 3 (hoặc 4) có thể thấy (ii) Cùng các điều kiện khác như nhau thì xác suất để chủ hộ có số tiết kiệm cho con/em vào đại học luôn cao hơn xác suất khi chủ hộ không có số tiết kiệm, thí dụ xác suất ở ô (1.1) là 0,013 trong khi đó giá trị xác suất ở ô (3.1) là 0,019. Nếu xét giá trị xác suất của các ô theo trình độ học vấn, khi trình độ học vấn càng cao, dù chủ hộ là nam hay nữ có số tiết kiệm hay không với điều kiện các biến khác nhận giá trị ở trung bình mẫu thì xác suất để chủ hộ quyết định cho con/em vào đại học càng cao. Thí dụ, khi số năm đi học bằng không thì dù chủ hộ là nam hay nữ có số tiết kiệm hay không thì xác suất cho con đi học đại học không vượt quá 0,019, trong các điều kiện đó mà chủ hộ có số năm đi học là 4 thì xác suất cho con đi học đại học không ít hơn 0,241. Ở phần 2 và 3 của bảng cũng chỉ ra nhận xét tương tự.

**Bảng 3: Khác biệt xác suất theo học vấn, giới và tiền tiết kiệm  
của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học**

		Model 1		Model 2		Model 3		Sex
		p0/p1		p0/p1		p0/p1		
<i>bcap_ch=0</i>	P0	0,013		0,0114		0,01304		0
	P1	0,0095	1,3684	0,0065	1,7538	0,01066	1,2233	1
	P0	0,0193		0,0213		0,0183		0
	P1	0,0142	1,3592	0,0122	1,7459	0,01505	1,2159	1
<i>bcap_ch=10</i>	P0	0,9879		0,9979		0,9782		0
	P1	0,9836	1,0044	0,9963	1,0016	0,9735	1,0048	1
	P0	0,9919		0,9989		0,9846		0
	P1	0,989	1,0029	0,998	1,0009	0,9811	1,0036	1

Nguồn: Ước lượng từ số liệu điều tra của GSO.

Tuy nhiên, kết quả ước lượng ở 3 mô hình trình bày trong Bảng 3 cho thấy: (i) Xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ cao hơn nam chủ hộ rất nhiều khi trình độ học vấn thấp. Chẳng hạn tỷ lệ xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ so với nam chủ hộ khi số năm đi học bằng 0 của các Model 1, 2 và 3 tương ứng là 1,368; 1,7538 và 1,223. (ii) Khoảng cách của xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ và nam chủ hộ thu hẹp đáng kể khi trình độ học vấn của chủ hộ cao và đặt biệt ở các hộ nghèo thì sự khác biệt này hầu như không đáng kể. Thí dụ tỷ lệ xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ so với nam chủ hộ khi số năm đi học bằng 10 trong mô hình 1, 2 và mô hình 3 tương ứng là 1,0048; 1,0016 và 1,0048.

## 6. Kết luận

Nghiên cứu xuất phát từ giả thiết chủ hộ có hàm lợi ích khi lựa chọn cho con/em họ vào đại học hay không, bằng so sánh lợi ích thu được khi lựa chọn phương án cho con/em đi học hay không, và đi đến mô hình logit biểu thị xác suất cho con/em đi học đại học là hàm của các biến biểu thị đặc trưng của chủ hộ và hộ, nguồn tài trợ ngoài lương, học phí và các khoản chi vào đại học. Mô hình này được sử dụng trong nghiên cứu thực nghiệm để giải thích hành vi lựa chọn giữa cầu đại học hoặc không dựa trên các đặc trưng của chủ hộ và hộ gia đình, nghề nghiệp, nguồn tài trợ và chi phí học đại học, nhưng tập trung vào khía cạnh quan trọng là trình độ học vấn và giới tính của chủ hộ.

Các kết luận chung của nghiên cứu phù hợp với các kết luận rút ra từ các nghiên cứu trước, chẳng hạn kết luận về vai trò của nữ chủ hộ thi Glewwe & Patrinos (1999), Qian & Smyth (2011) đều cho thấy nữ chủ hộ thường quyết định chi tiêu của hộ cho giáo dục cao hơn nam chủ hộ. Trong nghiên cứu này, thông qua tính tỷ số odds đã cho thấy xác suất để cho con vào đại học của chủ hộ là nam chỉ bằng 73,4% so với khả năng không cho con vào đại học. Kết luận không dừng ở các ước lượng điểm đó mà cho biết cụ thể cả xu hướng thay đổi của xác suất đó. Đặc biệt nghiên cứu đã chỉ ra rằng nữ chủ hộ có xác suất quyết định cho con/em vào đại học cao hơn nhiều so với chủ hộ là nam khi học vấn thấp và đặc biệt đối với các hộ nghèo, nhưng sự cách biệt này sẽ rất nhỏ chỉ là 0,2% khi chủ hộ có năm đi học từ 10 năm trở lên.

Các kết luận rút ra có ý nghĩa giúp cho các nhà hoạch định chính sách không chỉ về giáo dục, mà cả định hướng nghề nghiệp cho thanh niên là muôn thúc đẩy cầu đại học thì cùng với các nhân tố kể trên thì trình độ học vấn của chủ hộ cần đặc biệt quan tâm.

---

## Tài liệu tham khảo

- Andreou, S.N. (2012), ‘Analysis of household expenditure on education in Cyprus’, *Cyprus Economic Policy Review*, 6(2), 17-38.
- Beneito, P., Ferri, J., Luisa, M. & Uriel, E. (2001), ‘Determinants of the demand for education in Spain’, *Applied Economics*, 33(12), 1541-1551.
- Dancer, D. & Rammohan, A. (2007), ‘Determinants of schooling in Egypt: The role of gender and rural/urban residence’, *Oxford Development Studies*, 35(2), 171-195.
- Donkoh, S. & Amikuzuno, J. (2011), ‘The determinants of household education expenditure in Ghana’, *Education Research Reviews*, 6(8), 570-579.
- Glewwe, P. & Patrinos, H.A. (1999), ‘The role of the private sector in education in Vietnam: Evidence from the Vietnam living standards survey’, *World Development*, 27(5), 887-902.
- Hoàng Thanh Nghị (2020), ‘Các mô hình phân tích chi tiêu giáo dục của các hộ gia đình Việt Nam’, Luận án tiến sĩ Kinh tế, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Jimenez, J.D.D. & Velasco, S.M. (2000), ‘Modeling educational choices. A binomial logit model applied to the demand for Higher Education’, *Higher Education*, 40, 293-311.
- McFadden, D. (1974), ‘Conditional logit analysis of qualitative choice behavior’, in *Frontiers in Econometrics*, Zarembka, P. (Ed.), New York: Academic Press, 105-142.
- Qian, J.X. & Smyth, R. (2011), ‘Educational expenditure in urban China: income effects, family characteristics and the demand for domestic and overseas education’, *Applied Economics*, 43(24), 3379-3394.
- Truong, N.H. & Nguyen, K.M. (2019), ‘The determinants of the demand for higher education in Vietnam’, *Cummmunication on Stochastic Analysis*, 12(5), 151-168.
- Trương Nhật Hoa & Nguyễn Khắc Minh (2019), ‘Xác định cầu giáo dục đại học ở Việt Nam: tiếp cận bằng mô hình lựa chọn Heckman’, *Nghiên cứu Kinh tế*, 7(494), 21-31.