

Tác động của vốn xã hội đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam

Nguyễn Thị Hải Âu*



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

TÓM TẮT

Vốn tín dụng đóng vai trò quan trọng trong việc tăng thu nhập của người dân nông thôn. Do đó, nghiên cứu nhằm có giải pháp tăng khả năng tiếp cận nguồn tín dụng của các hộ gia đình là cần thiết. Bài viết này tiến hành nghiên cứu tác động của vốn xã hội đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức của hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam. Biểu đại diện cho vốn xã hội trong mô hình là số thành viên trong hộ tham gia các tổ chức, hội và nhóm ở địa phương. Mô hình hồi quy Univariate Probit và Bivariate Probit được sử dụng cho nghiên cứu, với dữ liệu được trích từ các bộ dữ liệu Điều tra tiếp cận hộ gia đình nông thôn Việt Nam- VARHS (các năm 2014, 2016 và 2018). Kết quả cho thấy số người trong hộ gia đình tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm có tác động cùng chiều đến khả năng tiếp cận cả vốn tín dụng chính thức và phi chính thức của hộ. Kết quả này ổn định khi thay đổi mẫu nghiên cứu. Bài viết cũng cho thấy, đối với các hộ ở nông thôn, tín dụng chính thức và phi chính thức có mối quan hệ thay thế. Các kết quả của bài viết hàm ý rằng người dân ở nông thôn Việt Nam cần được tạo điều kiện tốt hơn để tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm nhằm tăng khả năng tiếp cận tín dụng. Bên cạnh đó, các nguồn vốn và hình thức tín dụng chính thức ở nông thôn cần đa dạng hơn để người dân tăng tiếp cận tín dụng chính thức, giảm tiếp cận tín dụng phi chính thức.

Từ khoá: Vốn xã hội, tín dụng, tác động, Bivariate Probit

GIỚI THIỆU

Việt Nam có trên 60% người dân sinh sống ở các vùng nông thôn¹ và hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp, do đó nhu cầu về vốn để đầu tư phát triển sản xuất, kinh doanh và tiêu dùng của người dân là vấn đề cần được quan tâm. Vốn tín dụng đóng vai trò quan trọng như là một nguồn lực cho sự phát triển kinh tế của các hộ gia đình ở nông thôn. Đã có nhiều nghiên cứu thực nghiệm trong và ngoài nước tìm ra bằng chứng cho thấy nguồn vốn này làm tăng phúc lợi của hộ gia đình ở nông thôn. Một số nghiên cứu có thể được kể ra là: Tadele et al. (2018)², Tonch and Sohn (2020)³ nghiên cứu tác động của tín dụng đến các hộ gia đình ở nông thôn Ethiopia. Kết quả của hai nghiên cứu này cho thấy rằng tín dụng ở nông thôn làm tăng thu nhập của các hộ gia đình. CHEN et al. (2021)⁴ nghiên cứu tác động của tín dụng chính thức đối với các hộ gia đình nông thôn sống tại khu vực nghèo ở miền Tây Trung quốc. Từ kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất chính phủ nên xem chính sách tín dụng chính thức (Formal credit) là một trong những công cụ giảm nghèo ở các khu vực kém phát triển. Ở Việt Nam, nghiên cứu của Quach and Mullineux (2006)⁵ chứng minh rằng tín dụng làm tăng phúc lợi của các hộ gia đình ở nông thôn; Cuong and Berg (2011)⁶ cho rằng

tín dụng phi chính thức (Informal credit) làm giảm nghèo hiệu quả; Nguyen (2007)⁷ khẳng định tín dụng chính thức làm tăng mức tiêu dùng của hộ đi vay. Từ kết quả của những nghiên cứu trên có thể thấy vốn tín dụng giúp các hộ gia đình gia tăng tiêu dùng, tăng thu nhập và phúc lợi. Tuy nhiên, vấn đề đặt ra là khả năng tiếp cận của họ đối với các hình thức tín dụng. Trong một thị trường cạnh tranh hoàn hảo, việc tiếp cận của người mua và người bán trên thị trường độc lập với các mối quan hệ giữa các chủ thể. Trong khi đó, đặc trưng của thị trường tín dụng ở các nước đang phát triển là không hoàn hảo, với chi phí giao dịch cao, thông tin không hoàn hảo, bên cho vay thường yêu cầu tài sản thế chấp⁸. Vì vậy, người dân nông thôn thường khó khăn khi tiếp cận với các khoản tín dụng vì thu nhập không ổn định, không có tài sản thế chấp, chi phí giao dịch cao, nhu cầu vốn nhỏ, lẻ... Do đó, khi gặp các vấn đề về tín dụng, vốn xã hội (social capital) là một nguồn lực quan trọng giúp các hộ gia đình ở nông thôn tiếp cận nguồn vốn vay. Có nhiều tổ chức, hội và nhóm được thành lập, có sự tham gia của rất nhiều người (Bảng 1). Tham gia các tổ chức này sẽ góp phần làm tăng khả năng gắn kết, sự hợp tác, và đặc biệt sẽ làm tăng mối quan hệ giữa các thành viên, từ đó làm tăng vốn xã hội của họ. Khi vốn xã hội tăng có thể khả năng tiếp cận các khoản tín

Trường Đại học Lao động – Xã hội, Cơ sở 2 TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Liên hệ

Nguyễn Thị Hải Âu, Trường Đại học Lao động – Xã hội, Cơ sở 2 TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Email: aunth@ldxh.edu.vn

Lịch sử

- Ngày nhận: 18/06/2021
- Ngày chấp nhận: 19/08/2021
- Ngày đăng: 07/09/2021

DOI: 10.32508/stdjelm.v6i1.861



Bản quyền

© ĐHQG TP.HCM. Đây là bài báo công bố mở được phát hành theo các điều khoản của the Creative Commons Attribution 4.0 International license.



Trích dẫn bài báo này: Âu N T H. Tác động của vốn xã hội đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam. *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.*; 6(1):2028-2038.

dụng cũng trở nên dễ dàng hơn. Trong bài báo này, mục tiêu là tìm hiểu các tác động của việc tham gia các tổ chức, hội và nhóm có ảnh hưởng như thế nào đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình ở nông thôn. Bên cạnh đó, một mục tiêu khác của bài viết là tìm hiểu mối quan hệ giữa tín dụng chính thức và tín dụng phi chính thức ở các hộ gia đình.

Bài viết được chia làm 6 phần: phần 1 là giới thiệu; phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết về vốn xã hội và các nghiên cứu trước; phần 3 sẽ trình bày phương pháp nghiên cứu và nguồn số liệu; phần 4 là kết quả nghiên cứu và thảo luận; phần 5 là kiểm định tính vững của kết quả ước lượng; phần 6 là kết luận và hàm ý chính sách.

CƠ SỞ LÝ THUYẾT VỀ VỐN XÃ HỘI VÀ CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC

Vốn xã hội và đo lường vốn xã hội

Vốn xã hội là khái niệm đầu tiên được nhắc đến bởi Hanifan (1916)⁹. Tuy nhiên có lẽ tác phẩm của Putnam et al. (1993)¹⁰ là một trong những nghiên cứu có ảnh hưởng, được trích dẫn nhiều nhất và làm cơ sở cho nhiều nghiên cứu định lượng về tác động của vốn xã hội đến các lĩnh vực liên quan đến kinh tế và xã hội. Theo Putnam et al. (1993)¹⁰, vốn xã hội là đặc tính xã hội ở mức độ cộng đồng có thể làm gia tăng sự hợp tác qua lại dẫn đến mang lại ích cho các cá nhân trong cộng đồng đó. Bourdieu (1986)¹¹ thì cho rằng vốn xã hội gắn liền với mạng lưới xã hội, quan hệ xã hội, vốn xã hội kết nối với mạng lưới xã hội tương đối bền vững. Theo Coleman (1988)¹², vốn xã hội là một nguồn lực kinh tế mà các chủ thể có thể sử dụng để tăng năng suất. Putnam (2000)¹³ mở rộng lý thuyết của Coleman (1988)¹² bằng cách xem xét lợi ích của các mối quan hệ chính thức và không chính thức trong các tổ chức. Ông cho rằng cá nhân càng tham gia nhiều mạng lưới xã hội thì mức độ tương tác càng nhiều và điều này sẽ thúc đẩy sự hợp tác.

Có thể nói, có nhiều khái niệm khác nhau về vốn xã hội, tuy nhiên tất cả đều có một điểm chung là cho rằng vốn xã hội mang lại lợi ích cho các nhân và tổ chức. Lin (2001)¹⁴ khẳng định vốn xã hội là nguồn lực nằm trong mạng lưới xã hội. Trong khi đó Francis Fukuyama (2001)¹⁵ cho rằng cá nhân có thể tạo ra và sử dụng vốn xã hội để phục vụ mục đích của mình. Còn theo Portes (2000)¹⁶ thì cá nhân sử dụng vốn xã hội có thể thu được lợi ích.

Trong những năm gần đây, vốn xã hội được sử dụng rất nhiều trong các nghiên cứu về xã hội nhằm giải thích các hiện tượng có liên quan đến kinh tế, chính trị, năng suất...¹⁷. Tuy nhiên, đây là một khái niệm trừu tượng và đa chiều¹⁸, các nhà nghiên cứu chưa có

sự thống nhất trong cách đo lường khái niệm này¹⁹. Tùy vào bối cảnh và dữ liệu sẵn có mà mỗi tác giả sẽ có chỉ tiêu đo lường vốn xã hội riêng cho nghiên cứu của mình. Mặc dù có nhiều cách đo lường, theo Claridge (2004)¹⁸, các chỉ báo đo lường vốn xã hội sau đây được sử dụng phổ biến nhất: các biến về mức độ tin tưởng (trust), các biến về thành viên của tổ chức (membership) và các biến về chuẩn mực qua lại (norms of reciprocity).

Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của vốn xã hội đến khả năng tiếp cận vốn tín dụng

Nhiều nghiên cứu về tác động của vốn xã hội đến khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng đã được thực hiện ở các nước có thu nhập thấp và trung bình (Low-and middle-income countries)²⁰⁻²⁴. Trong các nghiên cứu này, biến đo lường vốn xã hội rất đa dạng, tùy vào tình hình cụ thể của mỗi quốc gia và bộ dữ liệu sẵn có. Đối với nghiên cứu của Metseyem (2020)²⁰, Nwosu et al. (2020)²⁴, biến đại diện cho vốn xã hội là thành viên của các nhóm và tổ chức. Anyiro (2015)²¹ sử dụng các biến đo lường vốn xã hội gồm: mức độ tham gia của các thành viên trong hộ ở các nhóm và tổ chức; mức đóng góp tiền, đóng góp lao động vào các tổ chức. Heikkilä et al. (2016)²² sử dụng biến đại diện cho vốn xã hội là mối quan hệ cá nhân và sự tin tưởng của cá nhân vào những người xung quanh. Còn đối với Sun et al. (2018)²³, vốn xã hội được đo bằng mối quan hệ họ hàng và mối quan hệ ban bè. Kết quả của các nghiên cứu này cho thấy rằng phần lớn các biến đo lường vốn xã hội có tác động dương đến khả năng tiếp cận tín dụng.

Tại Việt Nam, một số tác giả cũng đã tìm hiểu mối quan hệ giữa vốn xã hội với khả năng tiếp cận tín dụng. An, Hùng và Nam (2016)²⁵ đánh giá khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ tại xã Đại An, huyện Trà Cú, tỉnh Trà Vinh. Kết quả khẳng định mối quan hệ xã hội có tác động đến khả năng tiếp cận nguồn vốn chính thức của nông hộ. Hoai and Bao (2014)²⁶ nghiên cứu tác động của các hình thức vốn xã hội đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam. Kết quả cho thấy việc tham gia mạng lưới chính thức (Formal network) làm tăng khả năng tiếp cận vốn tín dụng chính thức, trong khi tham gia mạng lưới phi chính thức (Informal network) không tác động đến khả năng tiếp cận tín dụng. Linh và cộng sự (2020)²⁷ nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình nông nghiệp ở vùng nông thôn thành phố Hải Phòng. Yếu tố vốn xã hội được đo lường bằng biến nhị phân có tham gia các nhóm tín dụng hay không.

Kết quả hồi quy chỉ ra rằng việc tham gia vào nhóm tín dụng có ảnh hưởng đến khả năng vay vốn của hộ. Từ lược khảo các nghiên cứu trước đây có thể rút ra một số kết luận sau: Thứ nhất, tùy vào mục tiêu, bối cảnh và dữ liệu nghiên cứu, vốn xã hội có thể được đo lường bằng một hoặc một số nhóm chỉ tiêu khác nhau. Thứ hai, một số nghiên cứu trước đây ở Việt Nam mặc dù có xem xét tác động của vốn xã hội đến khả năng tiếp cận cả nguồn tín dụng chính thức và phi chính thức, tuy nhiên không có nghiên cứu nào xem xét trong mối quan hệ qua lại giữa hai nguồn vốn này. Thực tế ở nông thôn Việt Nam, hai nguồn tín dụng chính thức và phi chính thức đều được các hộ gia đình cân nhắc sử dụng, vì vậy giữa chúng có thể tồn tại mối quan hệ qua lại (bổ sung hoặc thay thế). Do đó, các nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy riêng lẻ, không xem xét mối quan hệ này có thể mang lại ước lượng không tin cậy.

Vai trò của các tổ chức, hội và nhóm trong việc giúp hộ gia đình ở nông thôn tiếp cận nguồn tín dụng

Ở nông thôn Việt Nam, bên cạnh tổ chức Đảng còn có nhiều tổ chức chính trị-xã hội khác như: Hội phụ nữ, hội nông dân, Đoàn thanh niên, Hội cựu chiến binh (Bảng 1). Theo các Nghị định số 78/2002/NĐ-CP²⁸ và Nghị định số 55/2015/NĐ-CP²⁹, khi triển khai chính sách cho vay, các ngân hàng phải phối hợp chặt chẽ với tổ chức chính trị-xã hội ở địa phương. Do đó, các tổ chức chính trị-xã hội ở địa phương sẽ là cầu nối (thông báo, bình xét, giới thiệu...) dẫn truyền nguồn tín dụng từ ngân hàng đến hộ gia đình có nhu cầu vay tiền. Vì vậy, việc là thành viên của các tổ chức chính trị-xã hội sẽ mang lại lợi ích giúp hộ gia đình tiếp cận nguồn vốn tín dụng chính thức dễ dàng hơn. Bên cạnh nguồn tín dụng chính thức, ở nông thôn, người dân cũng có thể vay từ một số nguồn phi chính thức khác từ bạn bè, họ hàng... (Bảng 2). Do đó, ngoài các tổ chức chính trị-xã hội nêu trên, tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm khác sẽ làm tăng mối quan hệ (vốn xã hội), giúp người dân có thể tiếp cận tốt hơn cả nguồn tín dụng chính thức và phi chính thức.

PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ NGUỒN SỐ LIỆU

Phương pháp nghiên cứu

Mục tiêu chính của tác giả là nghiên cứu tác động của việc tham gia các tổ chức, hội và nhóm đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức của hộ gia đình. Cách truyền thống đơn giản để đạt được điều này là ước lượng hai hàm hồi quy Probit/Logit riêng lẻ với 2 biến phụ thuộc là tình trạng vay vốn

chính thức và phi chính thức; các biến độc lập gồm có biến số lượng người tham gia các tổ chức, hội và nhóm và một số biến kiểm soát khác. Đây là phương pháp cơ bản đã được thực hiện bởi các nghiên cứu trước đây ở Việt Nam^{25-27,30}. Tuy nhiên, phương pháp này không quan tâm đến mối quan hệ qua lại giữa tình trạng vay vốn chính thức và phi chính thức. Nếu tồn tại mối quan hệ giữa 2 biến phụ thuộc, ước lượng của mô hình sẽ không hiệu quả và bị chệch.

Trong nghiên cứu này, để giải quyết vấn đề tương quan giữa 2 biến phụ thuộc, tác giả sử dụng mô hình Bivariate Probit. Đây là mô hình mở rộng của mô hình Univariate probit, xét đồng thời hai phương trình trong đó có quan tâm đến mối quan hệ giữa 2 sai số. Theo Green (2003)³¹, mô hình Bivariate Probit được mô tả như sau:

$$y_1^* = x_1' \beta_1 + u_1 \quad (1)$$

$$y_2^* = x_2' \beta_2 + u_2 \quad (2)$$

$$E[u_1|x_1x_2] = E[u_2|x_1x_2] = 0$$

$$var[u_1|x_1x_2] = var[u_2|x_1x_2] = 1$$

$$cov[u_1, u_2|x_1x_2] = 0$$

Trong đó: $x_i' = (1, x_{i1}, \dots, x_{ip})$ là một vectơ của p biến độc lập và $\beta_j = (\beta_{j0}, \beta_{j1}, \dots, \beta_{jp})$ là véc tơ các hệ số tương ứng (bao gồm cả hệ số chặn) cần được ước lượng trong mô hình. y_1^*, y_2^* là 2 biến ẩn (Latent variables) lần lượt cho biết cầu về vay chính thức và phi chính thức của hộ gia đình. Gọi y_1, y_2 lần lượt là 2 biến nhị phân nhận giá trị 1 nếu hộ có vay chính thức, phi chính thức; nhận giá trị 0 nếu hộ không vay chính thức, phi chính thức. Ta có:

$$y_1 = 1 \text{ nếu } y_1^* > 0 \text{ và } y_1 = 0 \text{ nếu ngược lại}$$

$$y_2 = 1 \text{ nếu } y_2^* > 0 \text{ và } y_2 = 0 \text{ nếu ngược lại}$$

u_1, u_2 : lần lượt là sai số ngẫu nhiên trong phương trình (1) và (2).

ρ : là hệ số tương quan giữa u_1 và u_2 . Nếu $\rho = 0$ thì y_1^* và y_2^* độc lập nhau, lúc đó phương trình (1) và (2) nên được áp dụng độc lập. Nếu $\rho > 0$ thì y_1^* và y_2^* có tương quan cùng chiều, tức có mối quan hệ bổ sung. Nếu $\rho < 0$ thì y_1^* và y_2^* có tương quan ngược chiều, tức có mối quan hệ thay thế.

Trong bài viết này, hồi quy Univariate Probit cũng được sử dụng để xem xét tác động của việc tham gia các tổ chức, hội và nhóm đến khả năng tiếp cận tín dụng nói chung của hộ gia đình.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Z_i' + e_i \quad (3)$$

Trong đó, Y_i là biến nhị phân cho biết tình trạng vay tín dụng nói chung của hộ, X_i là biến đo lường vốn xã hội, Z_i' là véc tơ các biến kiểm soát, e_i là sai số ngẫu nhiên của mô hình.

Bảng 1: Thống kê số hộ có ít nhất 1 thành viên tham gia tổ chức, hội và nhóm

Tên tổ chức, hội và nhóm	VARHS 2014	VARHS 2016	VARHS 2018
Đảng CSVN	430	474	551
Đoàn thanh niên	583	448	536
Hội phụ nữ	2.180	1.992	2.228
Hội nông dân	1.654	1.732	1.857
Hội cựu chiến binh	477	491	546
Nhóm cùng sở thích	36	5	8
Hiệp hội kinh doanh	4	N/A	2
Tổ chức tín dụng	N/A	2	4
Hợp tác xã	14	7	4
Nhóm tôn giáo	103	110	112
Nhóm/CLB thể thao	6	5	3
Hội chữ thập đỏ	31	21	35
Hội người cao tuổi	959	959	1.063
Khác	63	61	79
Tổng số hộ trong mẫu	3.640	3.582	3.807

N/A: Không có dữ liệu

Nguồn: Tính toán từ các bộ dữ liệu VARHS 2014-2018.

Bảng 2: Thống kê số hộ có ít nhất một khoản vay

STT	Nguồn vay	VARHS 2014	VARHS 2016	VARHS 2018
1	Ngân hàng chính sách xã hội	477	389	515
2	Ngân hàng NN&PTNT	377	384	363
3	Ngân hàng thương mại quốc doanh khác	33	55	60
4	Chính quyền địa phương	1	2	N/A
5	Ngân hàng tư nhân	8	39	14
6	Hội nông dân	28	19	9
7	Hội cựu chiến binh	10	5	3
8	Hội phụ nữ	41	32	27
9	Quỹ tín dụng nhân dân	44	27	17
10	Các hiệp hội, tổ chức tín dụng khác	24	11	2
11	Thương nhân	149	74	95
12	Tư nhân cho vay	75	73	14
13	Bạn bè/Họ hàng	355	179	155
14	Hệ thống tín dụng phi chính thức	5	7	5
15	Nguồn khác	27	26	16
	Tổng số hộ	1.654	1.322	1.295

N/A: Không có dữ liệu

Nguồn: Tính toán từ các bộ dữ liệu VARHS 2014-2018.

Dữ liệu nghiên cứu và mô tả biến

Dữ liệu cho nghiên cứu này được lấy từ bộ dữ liệu điều tra Tiếp cận nguồn lực hộ gia đình nông thôn Việt Nam (VARHS: Vietnam Access to Resources Household Survey) các năm 2014, 2016 và 2018 (Bảng 3). Dữ liệu VARHS được thu thập 2 năm một lần, bắt đầu từ năm 2002 ở 12 tỉnh. Cuộc khảo sát thu thập dữ liệu được tài trợ bởi Dự án DANIDA (Danish International Development Agency) cùng các Viện nghiên cứu và có sự tham vấn ý kiến của rất nhiều chuyên gia. Bộ dữ liệu VARHS có các thông tin về tiếp cận các nguồn lực như tín dụng, mạng lưới xã hội và các thông tin khác phù hợp với nghiên cứu này.

Biến phụ thuộc trong phương trình (1), (2) lần lượt là VayCT và VayPCT, là 2 biến nhị phân cho biết tình trạng vay chính thức và vay phi chính thức của hộ (có vay=1, không vay=0). Các nguồn tín dụng từ các ngân hàng, các hiệp hội, quỹ tín dụng nhân dân... (từ số thứ tự 1 đến 10 trong Bảng 2) được xếp vào tín dụng chính thức; các nguồn từ thương nhân, bạn bè, họ hàng... (từ số thứ tự 11 đến 15 trong Bảng 2) được xếp vào tín dụng phi chính thức. Biến phụ thuộc trong phương trình (3) là Vay – biến nhị phân cho biết tình trạng vay tiền nói chung của hộ (có vay=1, không vay=0). Trong nghiên cứu này, vốn xã hội được đo lường bằng số thành viên trong hộ tham gia các tổ chức, hội và nhóm. Do đó, biến độc lập được quan tâm nhất là SoTG (Bảng 4). Các biến kiểm soát trong mô hình gồm Dantoc, HoNgheo, Gioi, Honnhan, SoTV_ho, Giaoduc, Tuoi (được mô tả trong Bảng 4) và tác động cố định của năm (year fixed effects).

Bảng 5 thống kê mô tả các biến trong mô hình, trong đó có khoảng 31,5% số hộ có vay nói chung; có 24,6% số hộ có vay tín dụng chính thức, trong khi đó chỉ có 8,7% số hộ có vay phi chính thức. Mỗi hộ có trung bình 1,57 người tham gia các tổ chức, hội và nhóm ở địa phương. Trong 11.029 hộ trong mẫu, có 63% là dân tộc Kinh và 20,3% thuộc hộ gia đình nghèo. Có 78,1% chủ hộ là nam giới và 81% chủ hộ là người đang có gia đình. Trung bình mỗi hộ gia đình trong mẫu nghiên cứu có 4,4 thành viên. Chỉ xét những người từ 18 tuổi trở lên thì độ tuổi trung bình của các thành viên trong hộ là 43,9 tuổi và số năm đến trường trung bình là 7,3 năm.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

Kết quả hồi quy được thể hiện trong Bảng 6, trong đó Cột (1) và (2) là kết quả hồi quy Bivariate Probit, cột (3) là kết quả hồi quy Univariate Probit. Các giá trị kiểm định trong mô hình Univariate Probit cho phép bác bỏ giả thuyết H_0 cho rằng tất cả hệ số của các biến

trong mô hình bằng không (LR = 474,27; bậc tự do = 10; $p < 0,01$). Mô hình được lựa chọn là phù hợp. Việc kiểm tra mức độ phù hợp của mô hình Bivariate Probit được thực hiện bằng kiểm định Wald. Các giá trị Wald = 565,88 và $p < 0,01$ cho thấy mô hình được lựa chọn là phù hợp. Các ước lượng của biến SoTG ở cả 3 cột đều dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy số lượng thành viên của hộ tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm có tác động cùng chiều đến khả năng tiếp cận vốn tín dụng nói chung, cũng như tín dụng chính thức và phi chính thức nói riêng. Kết quả này phù hợp với kết quả của một số nghiên cứu trước đây ở Việt Nam^{25,27,30}. Để tìm hiểu mức độ tác động, tác giả tiến hành tính các tác động biên (marginal effects). Kết quả cho thấy, nếu số thành viên của hộ tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm tăng thêm 1 người, thì xác suất vay tín dụng nói chung tăng thêm 1,7%. Bên cạnh đó, nếu số thành viên của hộ tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm tăng thêm 1 người, thì xác suất vay chính thức tăng thêm 1,5% và vay phi chính thức tăng thêm 0,7%. Trong mô hình Bivariate Probit, hệ số $\rho = -0,0749$ và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do đó, giả thuyết H_0 cho rằng không tồn tại mối quan hệ giữa tín dụng chính thức và phi chính thức bị bác bỏ; hai phương trình (1) và (2) không nên được ước lượng độc lập. Giá trị của ρ âm cho biết rằng đối với các hộ gia đình, hai khoản tín dụng này có mối quan hệ thay thế nhau (substitutes). Mối quan hệ này có thể được giải thích là do ở khu vực nông thôn, khi cần vay mượn, hộ gia đình trước tiên sẽ quan tâm đến nguồn tín dụng chính thức vì lãi suất thấp. Nếu vay được nguồn tín dụng này, họ ít khi xem xét đến nguồn tín dụng phi chính thức vì lãi suất cao, không ổn định (trừ trường hợp nguồn chính thức không đủ so với nhu cầu). Khi không tiếp cận được nguồn tín dụng chính thức, họ mới quyết định vay tín dụng phi chính thức. Điều này phần nào thể hiện ở tỷ lệ hộ vay chính thức (như mô tả ở phần trên) là 24,6%, trong khi chỉ có 8,7% vay phi chính thức.

Hộ là dân tộc Kinh có khả năng tiếp cận tín dụng phi chính thức và tín dụng nói chung cao hơn hộ là dân tộc khác. Hộ nghèo có khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cao hơn, điều này phù hợp với quy định của các Nghị định số 78/2002/NĐ-CP²⁸, và số 55/2015/NĐ-CP²⁹. Giới tính của chủ hộ không ảnh hưởng đến việc tiếp cận tín dụng. Một điều thú vị là, nếu chủ hộ là người đang có gia đình thì khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cao hơn, nhưng không làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng phi chính thức. Tương tự, nếu hộ có càng nhiều thành viên thì khả năng tiếp cận tín dụng chính thức càng cao. Trình học vấn trung bình của thành viên từ 18 tuổi trở lên càng cao thì khả năng tiếp cận cả hai hình thức tín dụng

Bảng 3: Số hộ được điều tra trong bộ dữ liệu VARHS 2014, 2016 và 2018

Tỉnh	VARHS 2014	VARHS 2016	VARHS 2018	Tổng số hộ
Hà Tây	581	578	565	1.724
Lào Cai	295	289	383	967
Phú Thọ	385	380	373	1.138
Lai Châu	320	315	413	1.048
Điện Biên	317	312	401	1.030
Nghệ An	228	224	219	671
Quảng Nam	338	329	322	989
Khánh Hòa	108	107	103	318
Đắk Lắk	350	346	339	1.035
Đắk Nông	307	302	298	907
Lâm Đồng	78	76	75	229
Long An	333	324	316	973
Tổng số hộ	3.640	3.582	3.807	11.029

Nguồn: Tổng hợp từ các bộ dữ liệu VARHS 2014 - 2018

Bảng 4: Mô tả các biến trong mô hình

Tên biến	Mô tả biến
Vay	Hộ có vay tín dụng (có vay=1, không vay=0)
VayCT	Hộ có vay tín dụng chính thức (có vay=1, không vay=0)
VayPCT	Hộ có vay tín dụng phi chính thức (có vay=1, không vay=0)
SoTG	Số thành viên trong hộ tham gia tổ chức, hội và nhóm (được liệt kê trong Bảng 1)
Dantoc	Dân tộc (dân tộc Kinh =1, dân tộc khác =0)
HoNgheo	Hộ nghèo (có=1, không=0)
Gioi	Giới tính của chủ hộ (Nam=1, Nữ =0)
Honnhan	Tình trạng hôn nhân của chủ hộ (đang có vợ chồng =1, khác =0)
SoTV_ho	Số thành viên trong hộ
Giaoduc	Số năm đi học trung bình của các thành viên từ 18 tuổi trở lên trong hộ (Không đi học = 0; từ lớp 1 đến 12 = 1 đến 12; Trung cấp, cao đẳng, đại học = 13, sau đại học = 14)
Tuoi	Tuổi trung bình của các thành viên từ 18 tuổi trở lên trong hộ

Nguồn: Thiết kế dựa vào bộ dữ liệu VARHS

càng cao. Điều này có thể là do trình độ học vấn cao thì quan hệ xã hội sẽ rộng hơn, uy tín cao hơn, vốn xã hội cao hơn nên khả năng vay tiền cũng tốt hơn. Tuổi trung bình của những người từ 18 tuổi trở lên có tác động dương đến khả năng tiếp cận cả hai hình thức tín dụng. Tác động này có thể là do tuổi càng cao thì uy tín và mối quan hệ xã hội tích lũy càng nhiều (vốn xã hội) nên việc tiếp cận tín dụng cũng trở nên dễ dàng hơn.

KIỂM ĐỊNH TÍNH VỮNG CỦA KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG

Mục tiêu của nghiên cứu này là xem xét tác động của số lượng thành viên tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm đến khả năng tiếp cận tín dụng của hộ. Kết quả từ mô hình Bivariate Probit (Bảng 6) cho thấy số người trong hộ tham gia các tổ chức, hội và nhóm càng nhiều thì khả năng tiếp cận tín dụng càng cao. Tuy nhiên, một vấn đề đặt ra là tham gia với tư cách

Bảng 5: Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Thấp nhất	Cao nhất
Vay	11.029	0,3142624	0,4642425	0	1
VayCT	11.029	0,2462599	0,4308512	0	1
VayPCT	11.029	0,0871339	0,282044	0	1
SoTG	11.029	1,570496	1,028715	0	10
Dantoc	11.029	0,6297035	0,4829059	0	1
HoNgheo	11.029	0,2030102	0,4022583	0	1
Gioi	11.029	0,7813945	0,413319	0	1
Honnhan	11.029	0,8103183	0,392067	0	1
SoTV_ho	11.029	4,386164	1,858094	1	14
Giaoduc	11.029	7,26408	3,358636	0	13,6
Tuoi	11.029	43,87077	12,35309	18	100

Nguồn: Tính toán từ các bộ dữ liệu VARHS 2014-2018.

là thành viên bình thường và tham gia với tư cách là thành viên giữ các chức vụ trong tổ chức sẽ có tác động khác nhau đến khả năng tiếp cận tín dụng. Với giả định rằng, người giữ chức vụ sẽ có tác động làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng so với các thành viên bình thường khác, để kiểm định tính vững của kết quả nghiên cứu (robustness check), tác giả tiến hành hồi quy với dữ liệu đã được loại bỏ các hộ gia đình có người giữ các chức vụ là thư ký, chủ tịch trong các tổ chức/hội/nhóm. Mẫu nghiên cứu ban đầu có 11.029 hộ, loại trừ 521 hộ có thành viên giữ chức vụ, còn lại 10.508 hộ. Kết quả hồi quy trong Bảng 7 cho thấy các hệ số của biến SoTG mặc dù có thay đổi (do thay đổi cỡ mẫu), nhưng vẫn không thay đổi dấu và có ý nghĩa thống kê, tương tự kết quả với mẫu ban đầu. Kết quả này làm tăng mức độ tin cậy cho khẳng định số thành viên tham gia các tổ chức, hội và nhóm có tác động đến mức độ tiếp cận tín dụng của hộ.

Để kiểm định sự ổn định của quan hệ thay thế giữa tín dụng chính thức và phi chính thức, tác giả áp dụng hồi quy Univariate Probit với biến phụ thuộc là VayCT, biến độc lập là VayPCT và các biến kiểm soát. Kết quả trong Bảng 8 khẳng định, tín dụng phi chính thức có tác động âm đến tín dụng chính thức và có ý nghĩa thống kê, do đó là tăng mức tin cậy cho kết luận về mối quan hệ thay thế giữa hai hình thức tín dụng này.

KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Trong bài viết này, tác giả tập trung nghiên cứu tác động của vốn xã hội (biến đại diện là số người trong hộ tham gia các tổ chức, hội và nhóm) đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam. Mô hình hồi quy Univariate Probit và Bivariate

Probit được sử dụng. Điểm khác biệt của nghiên cứu này so với các nghiên cứu trước đây ở Việt Nam là có sự quan tâm đến mối quan hệ giữa tín dụng chính thức và phi chính thức. Kết quả nghiên cứu cho thấy số người trong hộ tham gia các tổ chức, hội và nhóm có tác động làm tăng khả năng tiếp cận các khoản tín dụng. Bên cạnh đó, bài viết này cũng chứng minh rằng đối với các hộ gia đình, tín dụng chính thức và phi chính thức có mối quan hệ thay thế.

Để kiểm định tính ổn định của kết quả nghiên cứu, tác giả áp dụng mô hình hồi quy với mẫu đã loại trừ những hộ có người giữ các chức vụ trong tổ chức. Kết quả hồi quy vẫn không thay đổi về dấu và có ý nghĩa thống kê như khi áp dụng với mẫu ban đầu. Bên cạnh đó, để kiểm tra mối quan hệ thay thế giữa 2 hình thức tín dụng theo kết quả của mô hình Bivariate Probit, tác giả áp dụng hồi quy Univariate probit với biến phụ thuộc là VayCT, các biến độc lập có chứa biến VayPCT. Kết quả cho thấy VayPCT có tác động âm đến VayCT, làm tăng mức tin cậy cho khẳng định mối quan hệ thay thế giữa 2 hình thức tín dụng này.

Từ kết quả nghiên cứu trên đây, bài viết này đưa ra hai hàm ý về chính sách: thứ nhất, Chính phủ và các cơ quan chức năng cần có biện pháp nhằm tạo điều kiện tốt hơn để người dân tích cực tham gia vào các tổ chức, hội và nhóm ở địa phương, từ đó làm tăng vốn xã hội, dẫn đến tăng khả năng tiếp cận tín dụng. Thứ hai, các ngân hàng và tổ chức tín dụng cần đa dạng hơn các nguồn vốn và hình thức cho vay để các hộ gia đình có thể tiếp cận nhiều hơn với tín dụng chính thức, giảm nguồn tín dụng phi chính thức.

Bảng 6: Kết quả hồi quy Univariate Probit và Bivariate probit

	Bivariate probit		Univariate Probit	
	(1)	(2)	(3)	
Biến	VayCT	VayPCT	Vay	
SoTG	0,0484*** (0,0135)	0,0440** (0,0178)	0,0487*** (0,0130)	
Dantoc	0,00604 (0,0358)	0,280*** (0,0487)	0,0986*** (0,0345)	
HoNgheo	0,126*** (0,0374)	-0,0721 (0,0516)	0,0457 (0,0362)	
Gioi	-0,00202 (0,0459)	-0,0162 (0,0599)	-0,0121 (0,0438)	
Honnhan	0,118** (0,0501)	0,00899 (0,0648)	0,101** (0,0476)	
SoTV_ho	0,0255*** (0,00868)	-0,00913 (0,0115)	0,0222*** (0,00833)	
Giaoduc	0,0176*** (0,00528)	-0,0158** (0,00698)	0,00720 (0,00505)	
Tuoi	-0,0170*** (0,00146)	-0,0180*** (0,00193)	-0,0207*** (0,00139)	
Năm (năm tham chiếu là 2014)				
2016	-0,0401 (0,0333)	-0,275*** (0,0421)	-0,145*** (0,0318)	
2018	0,00270 (0,0324)	-0,413*** (0,0429)	-0,138*** (0,0310)	
Hằng số	-0,395*** (0,102)	-0,464*** (0,131)	0,123 (0,0966)	
ρ	-0,0749*** (0,0240)			
Log-likelihood (LR)			-6.628,1	
LR (10)			474,27	
Xác suất (p) >			0,0000	
Wald (20)	565,88			
Xác suất (p) >	0,0000			
Số quan sát	11.029		11.029	

Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; mức ý nghĩa: * < 10% ** < 5% *** < 1%. Nguồn: Tính toán từ các bộ dữ liệu VARHS 2014-2018.

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

CLB: Câu lạc bộ
 DANIDA: Danish International Development Agency
 Đảng CSVN: Đảng Cộng sản Việt Nam
 N/A: Not Available
 NN&PTNT: Nông nghiệp và Phát triển nông thôn
 VARHS: Vietnam Access to Resources Household Survey

XUNG ĐỘT LỢI ÍCH

Tác giả xin cam đoan rằng không có bất kì xung đột lợi ích nào trong công bố bài báo.

ĐÓNG GÓP CỦA TÁC GIẢ

Toàn bộ nội dung bài viết chỉ do tác giả thực hiện.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Tổng cục Thống kê. Dân số, lao động và việc làm Việt Nam năm 2020. 2021;
2. Tonch HA, Sohn W. The impact of informal credit on household welfare: evidence from rural Ethiopia. Appl Econ Lett [Internet]. 2020 Dec 8;1-5;Available from: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/13504851.2020.1854662>.
3. Geleta TE, Mengistu AA, Gesese SA. Analysing the Impact of Credit on Rural Households' Income in the Case of Cheliya District, West Shoa Zone, Oromia National Regional State, Ethiopia. J Glob Econ [Internet]. 2018 Feb 28;06(03):24-32;Available from: <https://academicjournals.org/journal/JDAE/article-abstract/FA0804D59879>.
4. CHEN S, LUO E, ALITA L, HAN X, NIE F. Impacts of formal credit on rural household income: Evidence from deprived areas in western China. J Integr Agric [Internet]. 2021 Apr;20(4):927-42;Available from: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2095311920634840>.
5. Quach MH, Mullineux AW. The Impact of Access to Credit on Household Welfare in Rural Vietnam. Res Account Emerg Econ. 2006;7(06):279-307;
6. Nguyen VC, Van den BM. The impact of Informal Credit on Poverty and Inequality: The Case of Vietnam [Internet]. University Library of Munich, Germany; 2011;Available from: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/54758/>.

Bảng 7: Kết quả hồi quy Univariate Probit và Bivariate probit (đã loại bỏ các hộ có người giữ chức vụ trong tổ chức)

Biến	VayCT		VayPCT		Vay	
SoTG	0,0470***	(0,0139)	0,0546***	(0,0181)	0,0513***	(0,0134)
Dantoc	0,0222	(0,0369)	0,273***	(0,0498)	0,117***	(0,0355)
HoNgheo	0,133***	(0,0382)	-0,0720	(0,0523)	0,0509	(0,0369)
Gioi	-0,00346	(0,0471)	-0,0305	(0,0608)	-0,0176	(0,0449)
Honnhan	0,114**	(0,0513)	0,0114	(0,0657)	0,0987**	(0,0487)
SoTV_ho	0,0272***	(0,00886)	-0,00953	(0,0117)	0,0230***	(0,00850)
Giaoduc	0,0191***	(0,00543)	-0,0123*	(0,00712)	0,00878*	(0,00518)
Tuoi	-0,0167***	(0,00150)	-0,0176***	(0,00195)	-0,0206***	(0,00142)
Năm (năm tham chiếu là 2014)						
2016	-0,0459	(0,0342)	-0,275***	(0,0428)	-0,152***	(0,0326)
2018	-0,00311	(0,0333)	-0,417***	(0,0438)	-0,147***	(0,0318)
Hằng số	-0,434***	(0,104)	-0,490***	(0,133)	0,0966	(0,0986)
ρ	-0,0791***(0,0245)					
Số quan sát	10.508				10.508	

Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; mức ý nghĩa: * < 10% ** < 5% *** < 1%. Nguồn: Tác giả tính toán từ các bộ dữ liệu VARHS 2014-2018.

Bảng 8: Quan hệ của vay chính thức và phi chính thức

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn
VayPCT	-0,156***	(0,0480)
SoTG	0,0495***	(0,0135)
Dantoc	0,0125	(0,0358)
HoNgheo	0,124***	(0,0374)
Gioi	-0,00230	(0,0459)
Honnhan	0,118**	(0,0501)
SoTV_ho	0,0253***	(0,00868)
Giaoduc	0,0172***	(0,00528)
Tuoi	-0,0174***	(0,00147)
Năm (năm tham chiếu là 2014)		
2016	-0,0475	(0,0334)
2018	-0,00746	(0,0325)
Hằng số	-0,360***	(0,102)
Số quan sát	11.029	

Mức ý nghĩa: * < 10% ** < 5% *** < 1%. Nguồn: Tính toán từ các bộ dữ liệu VARHS 2014-2018.

7. Nguyen CH. Determinants of credit participation and its impact on household consumption: Evidence from rural Vietnam. *Cent Econ Reform Transform*. 2007;03(May 2006):1-19;.
8. Dufhues T, Buchenrieder G, Munkung N. Individual social capital and access to formal credit in Thailand. *Conf Pap*. 2012;.
9. Hanifan LJ. The Rural School Community Center. *Ann Am Acad Pol Soc Sci* [Internet]. 1916 Sep 8;67(1):130-8; Available from: <http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/000271621606700118>.
10. Putnam RD, Leonardi R, Nanetti RY. Making democracy work: civic traditions in modern Italy. Princeton, N.J. : Princeton University Press. 1993; Available from: <https://doi.org/10.1515/9781400820740>.
11. Bourdieu P. The Forms of Capital. In: Richardson JG, editor. *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood Press; 1986. p. 241-58;.
12. Coleman JS. Social Capital in the Creation of Human Capital. *Am J Sociol* [Internet]. 1988 Jan;94:595-120; Available from: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/228943>.
13. Putnam RD. Bowling alone. In: *Proceedings of the 2000 ACM conference on Computer supported cooperative work - CSCW '00* [Internet]. New York, New York, USA: ACM Press; 2000. p. 357; Available from: http://link.springer.com/10.1007/978-3-658-13213-2_95.
14. Lin N. Social Capital [Internet]. Cambridge University Press; 2001. 278 p; Available from: <https://www.cambridge.org/core/product/identifier/9780511815447/type/book>.
15. Fukuyama F. Social Capital and Development: The Coming Agenda. *SAIS Rev* [Internet]. 2002;22(1):23-37; Available from: http://muse.jhu.edu/content/crossref/journals/sais_review/v022/22.1fukuyama.html.
16. PORTES A. Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology. In: *Knowledge and Social Capital* [Internet]. Elsevier; 2000. p. 43-67; Available from: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780750672221500064>.
17. Andriani L, Karyampas D. A New Proxy of Social Capital and the Economic Performance across the Italian Regions. Birkbeck College, University of London; 2009;.
18. Claridge T. Social Capital and Natural Resource Management: An important role for social capital? *Natural and Rural Systems Management*. University of Queensland; 2004;.
19. Fukuyama F. Social capital, civil society and development. *Third World Q* [Internet]. 2001 Feb 25;22(1):7-20; Available from: <http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/713701144>.
20. Nwosu EO, Orji A, Urama NE, Emecheta C, Chukwuma QO, Chukwuma JN. Social Capital, Credit Access and Household Nonfarm Enterprises in Nigeria: A new Empirical Evidence. *Forum Soc Econ* [Internet]. 2020 Oct 7;0(0):1-21; Available from: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/07360932.2020.1825983>.
21. Anyiro CO. The effect of social capital on access to micro credit among rural farming households in Abia State, Nigeria. *Agrosearch* [Internet]. 2015 Nov 10;15(1):59; Available from: <http://www.ajol.info/index.php/agrosh/article/view/125447>.
22. Heikkilä A, Kalmi P, Ruuskanen O-P. Social Capital and Access to Credit: Evidence from Uganda. *J Dev Stud* [Internet]. 2016 Sep 2;52(9):1273-88; Available from: <http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/00220388.2016.1139695>.
23. Sun H, Hartarska V, Zhang L, Nadolnyak D. The Influence of Social Capital on Farm Household's Borrowing Behavior in Rural China. *Sustainability* [Internet]. 2018 Nov 22;10(12):4361; Available from: <http://www.mdpi.com/2071-1050/10/12/4361>.
24. Metseyem C. The Effect of Social Capital on Households' Access to Microcredit in Cameroon in 2001 and 2007. Nairobi, Kenya; 2020;.
25. An NVV, Hùng PP, Nam BH. Đánh giá khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ tại xã Đại An, huyện Trà Cú, tỉnh Trà Vinh. *Kinh tế - Văn hóa - Giáo dục*. 2016;7:28-38;.
26. HOAI NT, BAO TQ. Effects of Social Capital on Credit Access of Farming Households in Vietnam. *J Econ Dev* [Internet]. 2014 Apr 1;220:02-18; Available from: http://jed.ueh.edu.vn/Home/ArticleView?article_id=13f1574e-6002-44ac-a459-eb74edc9e875.
27. Linh T, Anh Tuan D, Thu Trang P, Trung Lai H, Quynh Anh D, Viet Cuong N, et al. Determinants of Farming Households' Credit Accessibility in Rural Areas of Vietnam: A Case Study in Haiphong City, Vietnam. *Sustainability* [Internet]. 2020 May 26;12(11):4357; Available from: <https://www.mdpi.com/2071-1050/12/11/4357>.
28. Chính Phủ. Nghị định Số 78/2002/NĐ-CP về tín dụng đối với người nghèo và các đối tượng chính sách khác. 2002;.
29. Chính Phủ. Nghị định Số 55/2015/NĐ-CP về chính sách tín dụng phục vụ phát triển nông nghiệp, nông thôn. 2015;.
30. Trung TQ, Duy DT. Tác động vốn xã hội đến tiếp cận tín dụng chính thức của hộ nuôi tôm vùng ven biển tỉnh Bến Tre. *Tạp chí Phát triển Khoa học Công nghệ Chuyên san Kinh tế - Luật và Quản lý*. 2018;2(2):31-9;.
31. Greene WH. *Econometric Analysis*. 5th ed. New Jersey: Pearson Education; 2003;.