

Vốn xã hội tác động đến thu nhập của nông hộ vùng Đồng Tháp Mười tỉnh Long An

Phạm Tấn Hòa*



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

TÓM TẮT

Thu nhập luôn là mối quan tâm của tất cả mọi người. Đặc biệt, hộ gia đình làm việc trong khu vực nông nghiệp càng quan tâm nhiều hơn, do khu vực nông nghiệp chịu nhiều rủi ro do yếu tố tự nhiên, môi trường. Vì thế, nghiên cứu những yếu tố tác động đến thu nhập của nông hộ luôn được các nhà nghiên cứu quan tâm thực hiện. Nghiên cứu này nhằm phân tích liệu vốn xã hội có phải là một yếu tố quan trọng góp phần vào thu nhập của nông hộ cao hơn hay không. Khác với các nghiên cứu trước đây, nghiên cứu này sử dụng cả lý thuyết kinh tế học và lý thuyết xã hội học để xem xét những yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ. Dựa vào lý thuyết vốn xã hội của Putnam cùng với kết quả của một số nghiên cứu trước, thang đo và mô hình nghiên cứu được đề xuất. Mô hình nghiên cứu gồm 19 biến quan sát trong đó có 7 biến liên quan đến đặc điểm cá nhân và nông hộ, 12 biến đại diện cho vốn xã hội của hộ gia đình. Dữ liệu thu thập từ 701 nông hộ tại vùng Đồng Tháp Mười tỉnh Long An. Kết quả phân tích dữ liệu bằng phương pháp hồi quy đa biến (OLS) cho thấy, vốn xã hội thực sự là một trong những yếu tố quan trọng quyết định mức thu nhập của nông hộ. Dựa vào kết quả phân tích dữ liệu, nghiên cứu đề xuất một vài khuyến nghị nhằm góp phần tăng thu nhập của nông hộ thông qua việc gia tăng vốn xã hội.

Từ khoá: vốn xã hội, thu nhập, nông hộ, Đồng Tháp Mười

GIỚI THIỆU

Đại dịch COVID-19 gây ảnh hưởng nặng nề đến kinh tế - xã hội của hầu hết các quốc gia trên thế giới, trong đó có Việt Nam. Trong tình hình đó, nông nghiệp trở thành bệ đỡ của nền kinh tế Việt Nam. Bằng chứng là, những ngành kinh tế khác có tăng trưởng âm, nhưng ngành nông nghiệp Việt Nam năm 2020 có mức tăng trưởng trên 2,5% (Bộ Nông Nghiệp và Phát triển Nông thôn, 2020)¹. Thu nhập của hộ gia đình (HGD) trong khu vực nông nghiệp có sự cải thiện đáng kể, nếu như giai đoạn 2010-2015, HGD nông thôn thu nhập khoảng 32,5 triệu đồng/năm, mức tích lũy dưới 10 triệu đồng/năm) thì đến giai đoạn 2016 -2020, thu nhập của HGD nông thôn tăng khoảng 43 triệu đồng/năm, mức tích lũy đạt 22 triệu đồng/năm (Phúc Nguyên, 2019)². Tuy nhiên, khoảng cách thu nhập giữa nhóm HGD khu vực đô thị và nhóm HGD nông thôn ngày càng nới rộng ra, cụ thể như, năm 2020, 20% dân số giàu nhất có thu nhập đạt trên 9,1 triệu đồng/tháng/người, trong khi 20% dân số nghèo nhất chỉ có thu nhập khoảng 1,1 triệu đồng/tháng/người (Minh Trang, 2021)³. Phần lớn dân số nghèo tập trung ở vùng nông thôn với kinh tế nông nghiệp là chính. Như vậy, thu nhập của nông hộ mặc dù có tăng trong những năm gần đây nhưng vẫn còn thấp so với mức bình quân chung cả nước.

Điều này xuất phát từ những nguyên nhân chủ yếu như: sản xuất ở qui mô hộ nhỏ lẻ, ít ứng dụng khoa học công nghệ trong sản xuất, tính liên kết trong sản xuất và tiêu thụ sản phẩm khá yếu...

Trước thực trạng trên, chủ đề nghiên cứu về thu nhập của nông hộ đã được khá nhiều nhà nghiên cứu quan tâm thực hiện. Tuy nhiên, phần lớn những nghiên cứu trước đây chủ yếu đưa vào mô hình nghiên cứu những biến liên quan đến kinh tế hộ, đặc điểm của HGD theo lý thuyết kinh tế học, ví dụ như: diện tích đất đai, hình thức sản xuất, tác động của việc di cư, cơ sở hạ tầng nông thôn, lao động, vốn, ... mà chưa xem xét những yếu tố phi kinh tế khác.

Nghiên cứu này vận dụng cả lý thuyết kinh tế học và lý thuyết xã hội học để nghiên cứu những yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ. Mục đích chính của nghiên cứu là tìm hiểu thêm những yếu tố vốn xã hội tác động đến thu nhập của nông hộ. Kết quả nghiên cứu giúp lấp đầy khoảng trống trong các nghiên cứu về yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ.

CƠ SỞ LÝ LUẬN

Thu nhập nông hộ

Nông hộ là những HGD có sinh kế chủ yếu từ nông nghiệp, sản xuất nông nghiệp chủ yếu dựa vào lao động gia đình (Ellis, 1998)⁴. Theo Bộ Luật Dân sự

Ủy ban Nhân dân tỉnh Long An, 61 Nguyễn Huệ, Thành phố Tân An, tỉnh Long An, Việt Nam

Liên hệ

Phạm Tấn Hòa, Ủy ban Nhân dân tỉnh Long An, 61 Nguyễn Huệ, Thành phố Tân An, tỉnh Long An, Việt Nam

Email: hpla0201@gmail.com

Lịch sử

- Ngày nhận: 09/06/2021
- Ngày chấp nhận: 22/7/2021
- Ngày đăng: 05/8/2021

DOI: 10.32508/stdjelm.v5i4.853



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: Hòa P.T. **Vốn xã hội tác động đến thu nhập của nông hộ vùng Đồng Tháp Mười tỉnh Long An.** *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.*; 5(4):1811-1821.

Việt Nam (2005)⁵, HGĐ là những người có cùng huyết thống hay không cùng huyết thống (thông qua hôn nhân) cùng ăn ở, sinh hoạt và làm việc (cùng hộ khẩu). Theo Samuelson và Nordhaus (2010)⁶, thu nhập là những khoản thu (có thể bằng tiền hoặc bằng hiện vật được qui đổi thành tiền) của một hay một nhóm người tạo ra trong một khoảng thời gian nhất định (thường là 1 năm). Như vậy, thu nhập của nông hộ là những khoản thu bằng tiền (hoặc bằng hiện vật qui thành tiền) của những HGĐ từ hoạt động sản xuất nông nghiệp. Thu nhập của nông hộ thường khá bấp bênh, chịu ảnh hưởng bởi những rủi ro đến từ thiên tai, biến đổi khí hậu, dịch bệnh... (Ellis, 2000⁷; Khan, Tabassum & Ansari, 2017⁸). Để giảm thiểu những rủi ro cho nông hộ, DFID (Department for International Development – Cục phát triển quốc tế, 2007)⁹ đưa ra khung sinh kế bền vững. Theo DFID (2007)⁹ vốn sinh kế gồm năm loại: vốn con người, vốn tài chính, vốn vật chất, vốn tự nhiên và vốn xã hội (VXH). Theo đó, VXH có ảnh hưởng đến sinh kế bền vững của nông hộ.

Các nghiên cứu về thu nhập của nông hộ dựa theo lý thuyết kinh tế học (hàm thu nhập của Mincer, 1974¹⁰) thường đưa vào mô hình nghiên cứu các biến quan sát như: chủ hộ (Đình Phi Hồ & Đông Đức, 2014)¹¹; giới tính và tuổi của ĐTPV (Lê Đình Hải, 2017)¹²; thời gian cư trú của ĐTPV (Nguyễn Lan Duyên, 2014)¹³; trình độ học vấn của ĐTPV (Pham, 2013)¹⁴; Kinh nghiệm (Phạm Tấn Hòa, 2015)¹⁵; Tỷ lệ phụ thuộc (Khai, Kinghan, Newman & Talbot, 2013)¹⁶; Đất đai (Manjunatha và cộng sự, 2013¹⁷; Lê Đình Hải, 2017¹²). Tuy nhiên, kết quả của các nghiên cứu cũng ít khi tương đồng do dữ liệu, đối tượng và phạm vi nghiên cứu không giống nhau.

Vốn xã hội

Khái niệm VXH được đề cập đến trong các nghiên cứu khoa học về kinh tế và xã hội của Việt Nam trong những năm gần đây. VXH thực chất là mối quan hệ xã hội (Bourdieu, 1986)¹⁸. Khái niệm VXH được nêu rõ ràng và được các nhà nghiên cứu sử dụng phổ biến là khái niệm của Adler & Kwon (2002)¹⁹. Theo Adler & Kwon (2002)¹⁹, VXH là: (i) sự tin cậy giữa những người cùng một cộng đồng; (ii) sự tuân theo thói lệ, phong tục của cộng đồng và (iii) mạng lưới xã hội. Tất cả những điều đó mang lại những lợi ích kinh tế hay tinh thần nhất định cho những ai sở hữu nó.

Putnam (1993)²⁰ phát triển lý thuyết mối quan hệ yếu của Granovetter (1973)²¹ đã kết luận rằng, VXH thể hiện trên hai khía cạnh: cấu trúc (chuẩn mực, mối quan hệ) và tri nhận (niềm tin, sự có đi có lại). Hai khía cạnh này được các nhà nghiên cứu tiếp sau đó

đã kiểm chứng bằng các nghiên cứu thực nghiệm và đã đồng tình với lý thuyết của Putnam. Khía cạnh cấu trúc thể hiện ở mối quan hệ xã hội (Granovetter, 1995)²², cấu trúc mối quan hệ (Lin, 2001)²³, chuẩn mực (Lin, Cook, & Burt, 2001)²⁴. Khía cạnh tri nhận thể hiện qua lòng tin (Putnam, 2000)²⁵, sự “có đi có lại” (Putnam, 1995²⁶; Woolcock & Narayan, 2000²⁷), sự tương trợ lẫn nhau (Lin, 2001)²³. Nghiên cứu này sẽ xem xét VXH theo hai khía cạnh nêu trên.

Ở Việt Nam đến thời điểm hiện nay, các nghiên cứu có đưa biến đại diện VXH vào trong mô hình nghiên cứu còn khá ít và hầu hết các biến được đo dưới dạng biến giả. Phần nhiều là các nghiên cứu về việc làm và thu nhập nói chung, ít nghiên cứu về thu nhập nông hộ. Nghiên cứu Nguyễn Lan Duyên (2014)¹³, Phạm Tấn Hòa (2015)¹⁵ đưa biến HGĐ có tham gia tổ chức chính trị xã hội (TCCTXH) vào mô hình nghiên cứu. HGĐ có thành viên tham gia tổ chức Đảng, Nhà nước hay tham gia vào Hội liên hiệp phụ nữ, Hội nông dân giúp tăng khả năng tiết kiệm của HGĐ (Newman Carol, Tarp Finn & Khai Luu Duc, 2012²⁸; Vo, 2018²⁹). Khai & Danh (2014)³⁰, Huỳnh Phẩm Dũng Phát & Kim Hải Vân (2019)³¹ cho rằng HGĐ có mối quan hệ tốt với TCCTXH sẽ giúp cải thiện kinh tế hộ. Hoàng Bá Thịnh (2009)³² cho rằng, chi phí đóng góp cho các hoạt động hội nhóm làm giảm thu nhập của HGĐ.

Các nghiên cứu về VXH có khá nhiều nhưng đa phần tập trung vào việc làm của cá nhân, có ít nghiên cứu về VXH với thu nhập hay thu nhập của nông hộ. Narayan & Cassidy (2001)³³ ứng dụng lý thuyết VXH của Putnam (1993)²⁰ đã kết luận rằng, bên cạnh sự giúp đỡ, sự tin cậy lẫn nhau, số thành viên trong nhóm và số tiền đóng góp vào nhóm cũng thể hiện VXH (VXH kết nối hay liên kết). Zhang, Anderson & Zhan (2011)³⁴, Pierson (2009)³⁵ cho rằng sự “có đi có lại” được thể hiện qua nhận được sự hỗ trợ cảm xúc, tài chính, tư vấn, hướng dẫn và giao tiếp xã hội từ những người khác. Onyx & Bullen (1997)³⁶ đã chứng minh rằng, việc tham gia vào các tổ chức tự nguyện (TCTN) hay các TCCTXH trở thành một gánh nặng cho các cá nhân. Park & Subramanian (2012)³⁷ cho rằng, tham gia TCTN hay TCCTXH giúp cải thiện thu nhập. Growiec & Growiec (2016)³⁸ cho rằng tham gia trong các TCTN không ảnh hưởng đến thu nhập. Maloney, Smith, & Stoker (2000)³⁹, Knack (2003)⁴⁰ cho rằng, lợi ích của VXH đối với các thành viên tham gia vào các tổ chức (chính thức hay phi chính thức) còn tùy thuộc vào mục tiêu và hoạt động của từng tổ chức.

Theo kết quả lược khảo lý thuyết và các nghiên cứu đã thực hiện trước đây, nghiên cứu nhận thấy VXH chưa trở thành yếu tố trọng tâm trong các nghiên cứu liên

quan đến thu nhập. Với mong muốn lấp đầy khoảng trống này, nghiên cứu bổ sung thêm các biến VXH vào mô hình bên cạnh những biến kinh tế truyền thống.

MÔ HÌNH VÀ PHƯƠNG PHÁP

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định tính và định lượng. Nghiên cứu sử dụng phương pháp thảo luận nhóm chuyên gia để hiệu chỉnh và bổ sung thang đo VXH của nông hộ. Kết quả thảo luận với 10 chuyên gia là giảng viên khối ngành kinh tế của ba trường Đại học (Trường Đại Học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh, Trường Đại học Mở thành phố Hồ Chí Minh, Trường Đại học Khoa học xã hội và Nhân văn thành phố Hồ Chí Minh) đã giúp hoàn thiện thang đo và mô hình nghiên cứu. Cụ thể là, các biến VXH của HGD được đo bằng số lượng (người) trong HGD tham gia vào các tổ chức chính thức và phi chính thức; số tiền (khoản đóng góp) vào các hoạt động của các tổ chức mà HGD có thành viên tham gia; số người có thể chia sẻ thông qua việc cho mượn tiền khi HGD gặp khó khăn về tài chính; đồng thời, mô hình bổ sung theo khoản chi phí giao tế (cá nhân, HGD) vì theo các chuyên gia, điều này thể hiện phần nào đó số lượng và chất lượng của mối quan hệ xã hội.

Để phục vụ cho việc kiểm chứng mô hình, nghiên cứu tiến hành thu thập dữ liệu 720 nông hộ bằng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên hệ thống. Phạm vi nghiên cứu là 6 huyện, thị thuộc vùng ĐTM tỉnh Long An gồm Thị xã Kiến Tường và các huyện Thạnh Hóa, Tân Thạnh, Mộc Hóa, Vĩnh Hưng và Tân Hưng. HGD được chọn phỏng vấn theo 3 giai đoạn: (i) chọn xã, phường, thị trấn; (ii) chọn địa bàn và (iii) chọn hộ. Danh sách chọn mẫu (cả 3 giai đoạn) đều dựa theo dữ liệu khảo sát mức sống dân cư do Cục Thống kê tỉnh Long An cung cấp. Mỗi huyện, thị chọn 120 mẫu, cụ thể là chọn 2 xã phường/huyện, thị xã; mỗi huyện, thị xã chọn 3 địa bàn, mỗi địa bàn chọn 20 hộ ($2 * 3 * 20 = 120$). Tổng số có 720 hộ tham gia phỏng vấn trong thời gian từ tháng 05 đến tháng 10 năm 2020. Vùng ĐTM tỉnh Long An mang đầy đủ những nét đặc trưng của kinh tế nông nghiệp vùng Đồng bằng sông Cửu Long (Châu Hồng Thắng, 2018)⁴¹. Vì thế, kết quả nghiên cứu có thể đại diện cho khu vực nông nghiệp. Đối tượng phỏng vấn (ĐTPV) là những người có thu nhập cao nhất trong hộ gia đình hoặc là người có ảnh hưởng nhất trong quyết định các khoản chi tiêu trong gia đình. Tuy nhiên, dữ liệu sau khi sàng lọc, loại bỏ những hộ không thuần nông nghiệp, số còn lại là 701 nông hộ đảm bảo yêu cầu để phân tích dữ liệu. Phương pháp hồi quy đa biến (OLS) được sử dụng để phân tích dữ liệu.

Mô hình nghiên cứu dựa theo lý thuyết kinh tế học và các nghiên cứu về thu nhập nông hộ đã được thực

hiện trước đây để xây dựng các biến quan sát liên quan đến đặc điểm cá nhân và HGD (Bảng 1). Đồng thời, dựa vào lý thuyết VXH cùng ý kiến chuyên gia, nghiên cứu bổ sung các biến quan sát liên quan đến VXH của cá nhân và HGD. Mô hình nghiên cứu cụ thể như sau: $Y (\text{Ln_TNBQ/người}) = f (\text{CHUHO, GTINH, TUOI, SNCT, TDHV, KNGHIEM, TLPT, HHTGCQ, SNCMT, STVDNN, STVCTXH, STVXHNN, STVTCTN, Ln_TNVLCN, Ln_CPGTCN, Ln_CPHNHO, Ln_CPCDHO, Ln_CPGTHO, TLDL}) + e$

Với e là sai số của mô hình.

KẾT QUẢ PHÂN TÍCH DỮ LIỆU

Thống kê mô tả mẫu dữ liệu

Kết quả thống kê (Bảng 2) cho thấy, trong 701 ĐTPV có 24,25% không phải chủ hộ (vợ/chồng, con cái... của chủ hộ), ĐTPV đa phần là nam giới. Các ĐTPV có ĐĐHV không cao nhưng kinh nghiệm làm việc rất lâu năm. Đa phần các ĐTPV có tuổi đời từ 30 tuổi trở lên (Bảng 2). Tỷ lệ phụ thuộc trong các HGD tập trung ở khoảng từ 25% - 50%. Các HGD trong mẫu nghiên cứu phần lớn (70,76%) không có họ hàng tham gia chính quyền địa phương. Hầu hết các HGD đều có ít nhất 1 người có thể cho gia đình mượn tiền khi cần, thậm chí có HGD cho biết, khi gia đình khó khăn có thể có đến 100 người cho thể cho mượn tiền. Số người có thể cho HGD mượn tiền tập trung ở khoảng 5-10 người. Những HGD trong phạm vi nghiên cứu phần lớn có khoảng 7-10% có thành viên trong gia đình tham gia tổ chức Đảng, Nhà nước, TCXHNN và TCTN. TCCTXH gắn với người dân trong cuộc sống và việc làm, vì thế, 31,2% các HGD đều có thành viên tham gia (Bảng 2).

Các HGD có chi phí giao tế ở mức từ 1 triệu đồng đến dưới 2 triệu đồng/tháng/HGD. ĐTPV có chi phí giao tế bình quân nhiều nhất là 1 triệu đồng/tháng. Riêng mức đóng góp của HGD cho các tổ chức hội nhóm và các hoạt động cộng đồng phần nhiều tập trung ở mức dưới 200 ngàn đồng/tháng/HGD. Điều này cũng phù hợp vì thu nhập bình quân (TNBQ/người) ở các HGD tập trung ở mức từ 2 triệu đến dưới 5 triệu đồng/người/tháng (421/701 HGD, chiếm 60% mẫu nghiên cứu). Những HGD có thu nhập dưới 2 triệu đồng/người/tháng hay từ 5 đến 10 triệu đồng/người/tháng chiếm tỷ lệ gần giống nhau (15% mẫu nghiên cứu), chưa đến 10% HGD có thu nhập trên 10 triệu đồng/người/tháng. Kết quả này cho thấy, thu nhập của nông hộ khá thấp.

Bảng 1: Giải thích biến và giả thuyết nghiên cứu

Mã biến	Giải thích biến	Đo lường	Giả thuyết & kỳ vọng dấu	Căn cứ chọn biến
CHUHO	Chủ hộ (biến giả)	Chủ hộ =1; không phải chủ hộ = 0	H ₁ (+)	Đinh Phi Hồ & Đông Đức (2014) ¹¹
GTINH	Giới tính của đối tượng phỏng vấn (ĐTPV)	Nam = 1; nữ =0	H ₂ (+)	Lê Đình Hải (2017) ¹²
TUOI	Tuổi của ĐTPV	Tuổi (năm)	H ₃ (+)	Lê Đình Hải (2017) ¹²
SNCT	Số năm cư trú của ĐTPV	Số năm (năm)	H ₄ (+)	Nguyễn Lan Duyên (2014) ¹³
TDHV	Trình độ học vấn của ĐTPV	Số năm đi học (năm)	H ₅ (+)	Pham (2013) ¹⁴
KNGHIEM	Kinh nghiệm làm việc của ĐTPV	Số năm (năm)	H ₆ (+)	Phạm Tấn Hòa (2015) ¹⁵
TLPT	Tỷ lệ phụ thuộc (%)	Số người không có việc làm/số người trong hộ	H ₇ (-)	Nguyễn Lan Duyên (2014) ¹³
HHTGCQ	HGD có hộ hàng tham gia chính quyền địa phương	Có = 1; không có = 0	H ₈ (+)	Park & Subramanian (2012) ³⁷
SNCMT	Số người có thể cho HGD mượn tiền khi gặp khó khăn	Số người (người)	H ₉ (+)	Granovetter (1995) ²² và ý kiến chuyên gia
STVDNN	Số thành viên trong HGD tham gia tổ chức Đảng, Nhà nước	Số người (người)	H ₁₀ (+)	Vo (2018) ²⁹
STVCTXH	Số thành viên trong HGD tham gia tổ chức chính trị xã hội (TCCTXH)	Số người (người)	H ₁₁ (+)	Phạm Tấn Hòa (2015) ¹⁵
STVXHNN	Số thành viên trong HGD tham gia tổ chức xã hội nghề nghiệp (TCXHNN)	Số người (người)	H ₁₂ (+)	Narayan & Cassidy (2001) ³³
STVTCTN	Số thành viên trong HGD tham gia tổ chức tự nguyện (TCTN)	Số người (người)	H ₁₃ (+)	Narayan & Cassidy (2001) ³³
Ln_TNVLCN	Thu nhập từ việc làm của ĐTPV (log)	Thu nhập tính bằng triệu đồng/tháng	H ₁₄ (+)	Mincer (1974) ¹⁰
Ln_CPGTCN	Chi phí giao tế của ĐTPV (log)	Chi phí giao tế của ĐTPV tính bằng triệu đồng/tháng	H ₁₅ (+)	Lin (2001) ²³ và ý kiến chuyên gia
Ln_CPHNHO	Chi phí đóng góp vào các tổ chức, hội nhóm của HGD (log)	Chi phí đóng góp tính bằng triệu đồng/tháng	H ₁₆ (+)	Narayan & Cassidy (2001) ³³
Ln_CPCDHO	Chi phí đóng góp vào các hoạt động cộng đồng của HGD (log)	Chi phí đóng góp tính bằng triệu đồng/tháng	H ₁₇ (+)	Adler & Kwon (2002) ¹⁹ và ý kiến chuyên gia
Ln_CPGTHO	Chi phí giao tế của HGD (log)	Chi phí giao tế của HGD tính bằng triệu đồng/tháng	H ₁₈ (+)	Lin (2001) ²³ và ý kiến chuyên gia
TLDL	Tỷ lệ đất trồng lúa (%)	Tỷ lệ đất trồng lúa/tổng diện tích đất sản xuất của HGD (%)	H ₁₉ (-)	Nguyễn Lan Duyên (2014) ¹³

Nguồn: Đề xuất của tác giả (2021)

Bảng 2: Mô tả mẫu dữ liệu

Biến quan sát	Giải thích	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Chủ hộ	Không phải chủ hộ	170	24,25
	Chủ hộ	531	75,75
Giới tính	Nữ	101	14,41
	Nam	600	85,59
Học vấn	Không đi học	23	3,30
	Chưa tốt nghiệp tiểu học	135	19,30
	Tốt nghiệp tiểu học	326	46,50
	Tốt nghiệp trung học cơ sở	151	21,50
	Tốt nghiệp trung học phổ thông	45	6,40
	Tốt nghiệp cao đẳng	12	1,70
	Tốt nghiệp đại học	9	1,30
Tuổi	Dưới 30 tuổi	18	2,57
	Từ 30 - 40 tuổi	137	19,54
	Từ 41 - 50 tuổi	206	29,39
	Từ 51- 60 tuổi	212	30,24
	Trên 60 tuổi	128	18,26
Cư trú	Dưới 5 năm	9	1,28
	Từ 5 - 10 năm	14	2,00
	Từ 11 - 20 năm	37	5,28
	Từ 21 - 30 năm	115	16,41
	Trên 30 năm	526	75,04
Kinh nghiệm	Dưới 5 năm	37	5,28
	Từ 5 - 10 năm	125	17,83
	Từ 11 - 20 năm	238	33,95
	Từ 21 - 30 năm	164	23,40
	Trên 30 năm	137	19,54
Tỷ lệ phụ thuộc	Không có	198	28,25
	Dưới 25%	21	3,00
	Từ 25-50%	382	54,49
	Trên 50 dưới 75%	77	10,98
	Từ 75% trở lên	23	3,28
HGD có hộ hàng tham gia chính quyền địa phương	Không	496	70,76
	Có	205	29,24
Tổng		701	100

Nguồn: Tổng hợp kết quả phân tích dữ liệu của tác giả (2021)

Bảng 3: Kết quả hồi quy

Mô hình	Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa		Hệ số hồi quy đã chuẩn hóa		Giá trị t	Mức ý nghĩa (Giá trị Sig.)	Thống kê đa cộng tuyến	
	Hệ số B	Sai số	Hệ số Beta	Sai số			Dung sai	Hệ số VIF
Hằng số	0,703	0,110			6.361	0,000		
CHUHO	0,025	0,035	0,018		0,720	0,471	0,849	1,177
GTINH	-0,231***	0,042	-0,136		-5,476	0,000	0,877	1,140
TUOI	0,005**	0,002	0,093		2,538	0,011	0,408	2,451
SNCT	-0,002	0,001	-0,046		-1,597	0,111	0,669	1,494
TDHV	-0,003	0,005	-0,013		-0,545	0,586	0,926	1,080
KNGHIEM	-0,002	0,002	-0,030		-0,905	0,366	0,501	1,997
TLPT	-0,948***	0,065	-0,381		-14,616	0,000	0,804	1,244
HHTGCQ	-0,043	0,032	-0,033		-1,341	0,180	0,898	1,114
SNCMT	0,010***	0,003	0,096		3,974	0,000	0,925	1,081
STVDNN	0,058	0,036	0,040		1,609	0,108	0,885	1,130
STVCTXH	-0,020	0,017	-0,029		-1,132	0,258	0,823	1,215
STVXHNN	0,014	0,050	0,007		0,274	0,785	0,922	1,085
STVTCTN	0,382***	0,144	0,064		2,651	0,008	0,937	1,067
Ln_TNVLC	0,530***	0,022	0,682		23,659	0,000	0,656	1,525
Ln_CPGTC	0,046*	0,024	0,056		1,897	0,058	0,634	1,578
Ln_CPHNC	0,002	0,020	0,003		0,110	0,912	0,868	1,152
Ln_CPCDC	0,010	0,008	0,030		1,175	0,240	0,851	1,175
Ln_CPGTH	0,093***	0,025	0,112		3,745	0,000	0,611	1,638
TLDL	-0,155***	0,043	-0,096		-3,622	0,000	0,777	1,286

a. Dependent Variable: Ln_TNBQ

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của tác giả (2021)

Kết quả hồi quy và các kiểm định mô hình

Kết quả phân tích hồi quy (OLS) cho thấy (Bảng 3), có 9/19 biến độc lập có tác động đến biến phụ thuộc. Các biến có tác động là: GTINH, TUOI, TLPT, SNCMT, STVTCTN, Ln_TNVLCN, Ln_CPGTCN, Ln_CPGTHO, TLDL. Các biến này đều đạt mức ý nghĩa thống kê 1%, ngoài trừ biến Ln_CPGTCN có mức ý nghĩa thống kê 10% và biến TUOI có mức ý nghĩa thống kê 5%. Duy nhất biến GTINH có dấu của hệ số hồi quy trái với kỳ vọng ban đầu, 8 biến còn lại đều có dấu của hệ số hồi quy đúng kỳ vọng. Xét về giá trị (hệ số hồi quy chuẩn hóa), mức độ ảnh hưởng

của các biến đến thu nhập của HGD xếp theo thứ tự giảm dần như sau: Ln_TNVLCN, TLPT, GTINH, Ln_CPGTHO, TLDL, SNCMT, TUOI, STVTCTN và Ln_CPGTCN.

Giá trị thống kê của F có ý nghĩa với độ tin cậy 99% (Bảng 4), bác bỏ H_0 vì cho rằng các biến độc lập không ảnh hưởng đến Y (thu nhập nông hộ). Giả thuyết H_1 được chấp thuận vì có 9/19 biến độc lập có ý nghĩa thống kê, nghĩa là có ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ. Kiểm định ý nghĩa thống kê và kiểm định t của kết quả hồi quy (Bảng 4) loại 10 biến quan sát không đạt yêu cầu về mức có ý nghĩa thống kê ($t <$

Bảng 4: Kết quả kiểm định giả thuyết

Giả thuyết nghiên cứu	Kỳ vọng	Dấu kết quả hồi quy	Hệ số chuẩn hóa	Giá trị Sig.	Kết quả kiểm định
H ₁ →Y	Dương	Dương	0,025	0,471	Không chấp nhận
H ₂ →Y	Dương	Âm	-0,231***	0,000	Chấp nhận
H ₃ →Y	Dương	Dương	0,005**	0,011	Chấp nhận
H ₄ →Y	Dương	Âm	-0,002	0,111	Không chấp nhận
H ₅ →Y	Dương	Âm	-0,003	0,586	Không chấp nhận
H ₆ →Y	Dương	Âm	-0,002	0,366	Không chấp nhận
H ₇ →Y	Âm	Âm	-0,948***	0,000	Chấp nhận
H ₈ →Y	Dương	Âm	-0,043	0,180	Không chấp nhận
H ₉ →Y	Dương	Dương	0,010***	0,000	Chấp nhận
H ₁₀ →Y	Dương	Dương	0,058	0,108	Không chấp nhận
H ₁₁ →Y	Dương	Âm	-0,020	0,258	Không chấp nhận
H ₁₂ →Y	Dương	Dương	0,014	0,785	Không chấp nhận
H ₁₃ →Y	Dương	Dương	0,382***	0,008	Chấp nhận
H ₁₄ →Y	Dương	Dương	0,530***	0,000	Chấp nhận
H ₁₅ →Y	Dương	Dương	0,046*	0,058	Chấp nhận
H ₁₆ →Y	Dương	Dương	0,002	0,912	Không chấp nhận
H ₁₇ →Y	Dương	Dương	0,010	0,240	Không chấp nhận
H ₁₈ →Y	Dương	Dương	0,093***	0,000	Chấp nhận
H ₁₉ →Y	Âm	Âm	-0,155***	0,000	Chấp nhận
R ²		0,629			
R ² hiệu chỉnh		0,618			
Hệ số Durbin Watson (DW)		1,584			
Thống kê F (sig)		60,729 (0,000)			

*, ** và *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%
 Nguồn: Tổng hợp kết quả phân tích dữ liệu của tác giả (2021)

1,96). Hệ số R^2 đạt mức 0,629 và hệ số R^2 hiệu chỉnh đạt 0,618 nghĩa các biến độc lập trong mô hình có thể giải thích được 61,8% sự biến thiên của biến phụ thuộc, 38,2% thu nhập của nông hộ được giải thích bởi các biến độc lập khác ngoài mô hình. Kết quả kiểm định (Bảng 4) cho thấy, Giá trị $F = 60,729$ ($Sig = 0,000$), hệ số Durbin Watson (DW) = 1,584. Như vậy, mô hình không có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến, giả thiết phân phối chuẩn không bị vi phạm, vì thế kết quả hồi quy đáng tin cậy.

Thảo luận kết quả nghiên cứu

Giới tính (GTINH) của ĐTPV có tác động trái chiều với thu nhập của HGD. Tại mức ý nghĩa 1%, GTINH có ảnh hưởng mạnh thứ 3 với hệ số hồi quy chuẩn hóa $Beta = 0,136$ và hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa $B = 0,231$. Nghĩa là, nam giới có ảnh hưởng đến thu nhập của HGD thấp hơn nữ giới 23,1% (giả định các yếu tố khác không thay đổi). Theo đó, ta có thể nói, những HGD có chủ hộ hay lao động chính là nữ giới thì thu nhập của nông hộ đó cao hơn 23,1% so với những nông hộ chủ hộ là nam giới. Điều này cũng phù hợp với thực tế vì phụ nữ ở trong gia đình nông thôn luôn là người chịu trách nhiệm “tay hòm chìa khóa”, quản lý chi tiêu trong hộ rất chặt chẽ nên giảm thiểu chi phí, chi tiêu, góp phần gia tăng thu nhập. Kết quả cũng cho thấy vai trò của nữ giới trong kinh tế HGD ngày càng cao.

Tuổi (TUOI) của ĐTPV có tác động cùng chiều với biến phụ thuộc. ĐTPV tăng thêm 1 tuổi thì thu nhập của nông hộ tăng lên 0,5% (hệ số $B = 0,005$) tại mức ý nghĩa 5% (giả định các yếu tố khác không đổi). Mức tăng này không đáng kể nhưng có tăng. Trong kết quả nghiên cứu của Lê Đình Hải (2017)¹², tuổi của ĐTPV cũng có tác động tích cực đến thu nhập của HGD. Theo kết quả thống kê, tuổi của ĐTPV đa phần thuộc nhóm trung niên, sức khỏe tốt, sự năng động, kinh nghiệm ở “độ chín”, do đó tuổi tăng thu nhập tăng là phù hợp.

Tỷ lệ phụ thuộc (TLPT) có tác động trái chiều với thu nhập của nông hộ, đúng với kỳ vọng ban đầu. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu Nguyễn Lan Duyên (2014)¹³. Tỷ lệ phụ thuộc có hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa cao thứ hai ($Beta = 0,381$) sau biến Ln_TNVLCN tại mức ý nghĩa 1% và hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa cao nhất ($B = 0,948$) trong các biến có tác động đến thu nhập của nông hộ. Như vậy, nông hộ nào có tỷ lệ phụ thuộc càng cao thì thu nhập càng giảm, mức giảm rất cao. Điều này hoàn toàn đúng theo thực tế và theo lý thuyết thu nhập của Mincer (1974)¹⁰.

Số người có thể cho nông hộ mượn tiền (SNCMT) khi hộ gặp khó khăn là một biến đại diện cho VXH của

nông hộ. Biến này có hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa $B = 0,010$ tại mức ý nghĩa 1%. Hệ số hồi quy này không cao nhưng có tác động tích cực đến thu nhập của nông hộ. Điều này cho thấy VXH có tác động đến thu nhập của nông hộ. Đây là một phát hiện mới so với các nghiên cứu về thu nhập nông hộ đã thực hiện trước đây. Thực tế cho thấy, ở vùng nông thôn, các HGD thường hỗ trợ lẫn nhau khi khó khăn về tài chính hoặc những công việc hằng ngày. Như vậy, VXH đã tồn tại từ rất lâu trong cộng đồng dân cư nhưng chưa được nghiên cứu và ứng dụng để mang lại hiệu quả kinh tế hay tài chính của cá nhân, HGD.

Số thành viên trong HGD tham gia tổ chức tự nguyện (STVTCTN) có ảnh hưởng tích cực đến thu nhập của nông hộ, đúng theo kỳ vọng ban đầu, trùng với kết quả nghiên cứu của Narayan & Cassidy (2001)³³. Như vậy, VXH có ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ. Điều này mở ra một khía cạnh mới cho những nghiên cứu về thu nhập của nông hộ nói riêng và thu nhập của HGD nói chung. Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa của biến này khá cao ($B = 0,382$). Theo đó, nông hộ có thêm 1 thành viên tham gia vào các tổ chức tự nguyện tại địa phương thì thu nhập có khả năng tăng thêm đến 38,2% (độ tin cậy 99%). Điều này phù hợp thực tế, khi có người tham gia tổ chức hội họ sẽ nhận được nhiều sự giúp đỡ về nhân lực, tài chính, kỹ thuật, công nghệ... Do đó, các nông hộ cần quan tâm nhiều hơn về việc này.

Thu nhập từ việc làm của cá nhân đối tượng phỏng vấn (Ln_TNVLCN) có ảnh hưởng mạnh và tích cực đến thu nhập của nông hộ. Biến này có hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa $B = 0,530$ và hệ số này khá cao. Kết quả này phù hợp với lý thuyết Mincer (1974)¹⁰ và phản ánh đúng thực tế. Thu nhập của cá nhân là một phần thu nhập của HGD, hơn nữa đây là thu nhập của chủ hộ hay của lao động chính trong hộ. Do đó, mức ảnh hưởng này là phù hợp.

Chi phí giao tế của cá nhân (Ln_CPGTCN) và chi phí giao tế của HGD (Ln_CPGTHO) cũng là hai biến đại diện cho VXH của cá nhân và HGD. Cả hai biến này đều có tác động tích cực đến thu nhập của nông hộ. Trong đó, biến Ln_CPGTHO có hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa cao hơn biến Ln_CPGTCN . Kết quả này cho thấy việc ứng dụng lý thuyết VXH của Lin (2001)²³ vào trong nghiên cứu này là phù hợp. Điều này giúp khẳng định thêm vai trò của VXH trong thu nhập của nông hộ tại địa bàn nghiên cứu.

Tỷ lệ đất lúa (TLDL) trong tổng diện tích đất sản xuất của HGD có hệ số hồi quy mang dấu âm, đúng kỳ vọng ban đầu và phù hợp với kết quả nghiên cứu của Nguyễn Lan Duyên (2014)¹³. Theo đó, hộ có diện tích trồng lúa càng cao thì thu nhập càng giảm, tỷ mức giảm 15,5% ($B = 0,155$). Kết quả nghiên cứu

phản ánh đúng thực tế, trong các hộ sản xuất nông nghiệp, hộ trồng lúa có thu nhập thấp hơn hộ nuôi trồng thủy sản, trồng hoa màu, cây ăn trái hay chăn nuôi. Điều này cũng lý giải vì sao, những năm gần đây, nông dân tích cực chuyển đổi cây trồng, vật nuôi trên diện tích đất canh tác, “phá thế” độc canh cây lúa để chuyển sang trồng hoa màu, nuôi trồng thủy sản thay cho trồng lúa.

KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ

Nghiên cứu ứng dụng lý thuyết kinh tế học và lý thuyết vốn xã hội để xem xét những yếu tố tác động đến thu nhập của nông hộ vùng Đồng Tháp Mười tỉnh Long An. Kết quả đã phát hiện ra điều thú vị mà các nghiên cứu trước đây về thu nhập nông hộ chưa tìm ra, cụ thể là VXH có tác động tích cực và mạnh mẽ đến thu nhập của nông hộ. Trong đó, chi phí giao tế của cá nhân, của HGĐ và đặc biệt là số người có thể cho HGĐ mượn tiền khi khó khăn, số thành viên trong HGĐ có tham gia các tổ chức tự nguyện càng nhiều thì thu nhập của HGĐ càng được nâng cao đáng kể. Như vậy, để nâng cao thu nhập của nông hộ, ngoài việc kiểm soát và phát triển những khía cạnh liên quan đến kinh tế như: giảm tỷ lệ người phụ thuộc trong hộ, tăng khoản thu từ việc làm của các thành viên trong hộ, giảm tỷ lệ đất trồng lúa, tham gia vào việc làm phi nông nghiệp những lúc nông nhàn, ... thì các HGĐ cần chú ý tăng cường VXH của các cá nhân trong HGĐ.

Để thực hiện điều này không có gì khó khăn, HGĐ tăng cường giao tế, gắn kết, xây dựng niềm tin với cộng đồng trong làng xã, tích cực tham gia các hội, nhóm tự nguyện để giúp nhau trong sản xuất (Hội quán, Hội làm vườn, Tổ hợp tác...); tăng sự hỗ trợ lẫn nhau theo tinh thần “tương thân tương ái” đã có từ trước đến nay, củng cố và phát huy những điều này trong cuộc sống cũng như trong hoạt động sản xuất. Đồng thời, để đảm bảo diện tích đất trồng lúa, chính quyền các cấp cần có những chính sách hỗ trợ nông dân thiết thực hơn, nếu không thì sớm hay muộn vì sinh kế, nông hộ sẽ chuyển dần hết sang sản xuất những loại cây trồng, vật nuôi khác, lúc này vấn đề an ninh lương thực bị ảnh hưởng nghiêm trọng. Khi thực hiện đồng bộ được những điều này, thu nhập trong thời gian tới của nông hộ chắc chắn sẽ được cải thiện.

Kết quả nghiên cứu cho thấy, bên cạnh những yếu tố kinh tế, các yếu tố vốn xã hội cũng có ảnh hưởng đáng kể đến thu nhập của nông hộ. Kết quả này mở ra hướng nghiên cứu mới cho các nhà nghiên cứu quan tâm đến vấn đề này. Tuy nhiên, nghiên cứu này chưa kiểm chứng sự khác biệt về hình thức sản xuất nông nghiệp, đặc điểm xã hội tại địa bàn nghiên cứu, một

vài biến quan sát chưa có ý nghĩa thống kê. Vì thế, các nghiên cứu sau cần phát triển để khắc phục những hạn chế này.

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

ĐTPV: Đối tượng phỏng vấn
HGD: Hộ gia đình
OLS: Ordinary Least Square
TCCTXH: Tổ chức chính trị xã hội
TCTN: Tổ chức tự nguyện
TĐHV: Trình độ học vấn
VXH: Vốn xã hội

TUYÊN BỐ XUNG ĐỘT

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. Bộ Nông Nghiệp và Phát triển nông thôn. Ngành nông nghiệp Việt Nam đạt kết quả xuất khẩu ngoại mục trong năm 2020 đầy biến động 2020; Available from: <https://www.mard.gov.vn/Pages/nganh-nong-nghiep-viet-nam-dat-ket-qua-xuat-khau-ngoan-muc-trong-nam-2020-day-bien-dong.aspx>.
2. Nguyễn P. Mỗi hộ gia đình nông thôn chỉ tích lũy được 22 triệu đồng/năm 2019; Available from: <http://thoibaotaichinhvietnam.vn/pages/xa-hoi/2019-11-09/moi-ho-gia-dinh-nong-thon-chi-tich-luy-duoc-22-trieu-dong-nam-78755.aspx>.
3. Trang M. Kết quả sơ bộ khảo sát mức sống dân cư năm 2020. MPI 2021; Available from: <http://www.mpi.gov.vn/Pages/tinbai.aspx?idTin=50180&idcm=188>.
4. Ellis F. Household Strategies and Rural Livelihood Diversification in Developing Countries. *Journal of Agricultural Economics* 1998; 51(2): 289-301; Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2000.tb01229.x>.
5. Bộ luật dân sự Việt Nam. Luật số 33/2005/QH11 của Quốc hội: Bộ luật Dân sự 2005; Available from: http://vanban.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=1&mode=detail&document_id=14754.
6. Samuelson PA, Nordhaus WD. *Economics*. Nineteenth edition 2010. New York, McGraw-Hill;
7. Ellis F. *Rural Livelihoods and Diversity in Developing Countries*. Oxford University Press 2000; Oxford, UK;
8. Khan W, Tabassum S, Ansari SA. Can Diversification of Livelihood Sources Increase Income of Farm Households? A Case Study in Uttar Pradesh. *Agricultural Economics Research Review* 2017; 30 (conf): 27-34; Available from: <https://doi.org/10.5958/0974-0279.2017.00019.2>.
9. DFID U. *Sustainable livelihoods guidance sheets*. UK DFID Department for International Development: London 2007; 2007;.
10. Mincer JA. The human capital earnings function. In *Schooling, Experience, and Earnings* 1974; NBER: 83-96;.
11. Đình Phi Hồ, Đông Đức. Tác động tín dụng chính thức đến thu nhập của nông hộ ở Việt Nam. *Tạp chí Phát triển kinh tế* 2014; 26(2): 65-82;.
12. Đình Hải L. Các nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập nông hộ trên địa bàn huyện Ba Vì, thành phố Hà Nội. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Lâm Nghiệp* 2017; 4 (2017): 162 - 71;.
13. Duyên NL. Các yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của nông hộ ở An Giang. *Tạp chí Khoa học* 2014; 3 (2): 63-69;.

14. Pham BD. Reviewing the development of rural finance in Vietnam. *Journal of Economics and Development* 2013; (15): 121-36; Available from: <https://doi.org/10.33301/2013.15.01.06>.
15. Hòa PT. Phân tích thu nhập của hộ gia đình khu vực Đồng Tháp Mười, tỉnh Long An. *Tạp chí Đại học Thủ Dầu Một* 2015; 1 (20): 35-52;.
16. Khai LD, Kinghan C, Newman C, Talbot T. Non-farm income, diversification and welfare: Evidence from rural Vietnam. CIEM Working Paper 2013; Hanoi: Central Institute for Economic Management (CIEM);.
17. Manjunatha AV, Anik AR, Speelman S, Nuppenau EA. Impact of Land Fragmentation, Farm Size, Land Ownership and Crop Diversity on Profit and Efficiency of Irrigated Farms in India. *Land Use Policy* 2013; 31: 397-405; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2012.08.005>.
18. Bourdieu P. Forms of capital. In: Richardson, J. *Handbook of Theory and Research in the Sociology of Education* 1986. New York: Greenwood Press. 1986: 241-58;.
19. Adler PS, Kwon SW. Social capital: Prospects for a new concept. *Academy of management review* 2002; 27(1): 17-40; Available from: <https://doi.org/10.5465/amr.2002.5922314>.
20. Putnam R. The prosperous community. Social capital and public life. *The American Prospect* 1993; 4 (13): 27-40;.
21. Granovetter M. The strength of weak ties, *American Journal of Sociology* 1973; 78 (6):1360-380; Available from: <https://doi.org/10.1086/225469>.
22. Granovetter M. *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, 2nd edn. Chicago and London 1995; University of Chicago Press; Available from: <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226518404.001.0001>.
23. Lin N. *Social capital: A theory of social structure and action*, Cambridge 2001; UK: Cambridge University Press; Available from: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511815447>.
24. Lin N, Cook R, Burt R. *Social capital: Theory and research*, New York: Aldine de Gruyter; 2001;.
25. Putnam R. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, Simon and Schuster 2000; New York; Available from: <https://doi.org/10.1145/358916.361990>.
26. Putnam R. *Bowling alone: America's decline in social capital*, *Journal of Democracy* 1995; Available from: <https://doi.org/10.1353/jod.1995.0002>.
27. Woolcock M, Narayan D. Social capital: Implications for development theory, research, and policy. *The world bank research observer* 2000; 15(2): 225-49; Available from: <https://doi.org/10.1093/wbro/15.2.225>.
28. Newman C, Tarp F, Khai LD. Social Capital and Savings Behavior: The impact of group membership on household formal savings in rural Vietnam. *Policy Brief*, 2; 2012:1-24;.
29. Vo TT. Social Capital and Household Vulnerability: New Evidence from Rural Vietnam 2018; Available from: <https://doi.org/10.2139/ssrn.3288323>.
30. Khai TT, & Danh NN. Determinants of income diversification and its effect on household income in rural Vietnam. *Journal of Economic Development* 2014; JED, 22(1): 20-41; Available from: <https://doi.org/10.24311/jed/2014.221.05>.
31. Phát HPD, Văn KH. Nguồn vốn vật chất và xã hội của các hộ gia đình ở xã Thới Bình, huyện Thới Bình, tỉnh Cà Mau. *Tạp chí khoa học Trường Đại học Sư phạm Tp, Hồ Chí Minh* 2019; 16 (5): 121 -30;.
32. Thịnh HB. Vốn xã hội, mạng lưới xã hội và những phí tổn. *Tạp chí Xã hội học* 2019; 1(105): 42-51;.
33. Narayan D, Cassidy MF. A dimensional approach to measuring social capital: development and validation of a social capital inventory. *Current sociology* 2001; 49(2): 59-102; Available from: <https://doi.org/10.1177/0011392101049002006>.
34. Zhang S, Anderson SG, Zhan, M. The Differentiated Impact of Bridging and Bonding Social Capital on Economic Well-Being: An Individual Level Perspective, *The Journal of Sociology & Social Welfare* 2011; 38(1):1-17; Available from: <https://scholarworks.wmich.edu/jssw/vol38/iss1/7>.
35. Pierson JH. *Tackling Social Exclusion: Promoting Social Justice in Social Work*. Routledge 2009; 2009:1-28;.
36. Onyx J, Bullen, P. *Measuring Social Capital in Five Communities in NSW: An Analysis* 1997; Working Paper No. 41; Centre for Australian Community Organisations and Management, University of Technology, Sydney;.
37. Park Ch, Subramanian, SV. Voluntary association membership and social cleavages: A micro-macro link in generalized trust. *Social Forces* 2012; 90 (4), 2012; 1183-205; Available from: <https://doi.org/10.1093/sf/sos059>.
38. Growiec K, Growiec J. Bridging Social Capital and Individual Earnings: Evidence for an Inverted U. *Social Indicators Research*, 2016 June; 127 (2): 601-31; PMID: 27257316. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11205-015-0980-z>.
39. Maloney WA, Smith G, Stoker G. Social capital and associational life. In S. Baron, J. Field, T. Schuller (Eds.), *Social capital. Critical perspectives* 2000; Oxford, UK: Oxford University Press: 212-25;.
40. Knack S. Groups, growth and trust: Cross-country evidence on the Olson and Putnam hypotheses. *Public Choice* 2003; 117(2003): 341-55; Available from: <https://doi.org/10.1023/B:PUCH.0000003736.82456.04>.
41. Thăng CH. Tiềm năng và giải pháp định hướng phát triển du lịch sinh thái Đồng Tháp Mười. *Tạp chí Khoa học* 2018; 15(5): 160-171; Available from: <http://journal.hcmue.edu.vn/index.php/hcmuejos/article/view/2267>.

Social capital impacts on income of farmers in Dong Thap Muoi region, Long An province

Pham Tan Hoa *



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

ABSTRACT

It is a given that many people are concerned about their financial situations. Households in the agricultural areas, in particular, are highly concerned, as the agriculture sector faces several hazards owing to natural and environmental causes. As a result, academics are constantly interested in discovering the factors that influence household income. The goal of this study is to analyze whether social capital is a significant factor in increasing household income. Unlike earlier research, this paper examines the factors that influence family income using both economic and social theories. Research scales and models are provided based on Putnam's social capital theory and the findings of prior investigations. The study model comprises 19 observed variables, seven of which are connected to individual and household characteristics, and twelve of which represent the household's social capital. In Long An province of Dong Thap Muoi region, data was collected from 701 families. The findings of data analysis using the multivariate regression (OLS) approach reveal that social capital is certainly one of the major variables that impact household income. Based on the findings of data analysis, the study makes a number of recommendations to help boost household income through building social capital.

Key words: social capital, income, farmers, Dong Thap Muoi

People's Committee of Long An Province,
61 Nguyen Hue, Tan An city, Long An
province, Vietnam

Correspondence

Pham Tan Hoa, People's Committee of
Long An Province, 61 Nguyen Hue, Tan
An city, Long An province, Vietnam

Email: hpla0201@gmail.com

History

- Received: 09/06/2021
- Accepted: 22/7/2021
- Published: 05/8/2021

DOI : 0.32508/stdjelm.v5i4.853



Copyright

© VNU-HCM Press. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International license.



Cite this article : Hoa P T. **Social capital impacts on income of farmers in Dong Thap Muoi region, Long An province.** *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.*; 5(4):1811-1821.