

Tác động tín dụng chính thức đến thu nhập của nông hộ ở Việt Nam

ĐINH PHI HỒ

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - dinhphiho@gmail.com

ĐÔNG ĐỨC

dongduc231@gmail.com

Ngày nhận:

29/12/2014

Ngày nhận lại:

30/01/2015

Ngày duyệt đăng:

30/01/2015

Mã số:

1214-O-15

Tóm tắt

Nhiều nghiên cứu đã đánh giá tác động của chương trình tín dụng nông thôn đối với thu nhập hộ gia đình trên thế giới và VN. Có những tác giả cung cấp bằng chứng tích cực về hiệu quả các chương trình tín dụng nông thôn nhưng cũng có chương trình tín dụng không mang lại hiệu quả cải thiện thu nhập hộ gia đình. Tín dụng chính thức có tác động đến thu nhập nông dân không? Trả lời câu hỏi này sẽ góp phần xác định hướng điều chỉnh nguồn lực tín dụng cho nông nghiệp và nông thôn. Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng được rút từ bộ dữ liệu VARHS (Khảo sát nguồn lực hộ gia đình VN) từ 2006 đến 2012, trên cơ sở của phương pháp sai biệt kép kết hợp với mô hình hồi quy POOL-OLS, và xác định được tín dụng chính thức tác động đến thu nhập của nông hộ. Đồng thời, tác giả cũng gợi ý 3 nhóm chính sách nhằm giúp chương trình tín dụng chính thức phát huy vai trò và hiệu quả hơn nữa lên thu nhập của nông hộ ở VN.

Từ khóa:

Tín dụng chính thức, tác động của chính sách, thu nhập nông hộ, phương pháp sai biệt kép, hồi quy dữ liệu bảng.

Keywords:

Formal credit, policy impact, rural household income, difference-in-differences technique, panel data regression.

Abstract

There have been numerous studies of effects of rural credit programs on household income in Vietnam and foreign countries as well. Some demonstrated positive effects of such programs while others proved that not all programs helped improve household income. Answering the question of whether or not the formal credit affects the household income will point out directions for adjustments to allocation of resources for agriculture and rural development. The research uses panel data from Vietnam Access to Resources Household Surveys (VARHS) from 2006 to 2012, Difference in Differences (DD) technique and pool OLS regression method and finds that the formal credit does affect the rural household income. The research also offers three groups of policies that can help improve the role and effects of the formal credit on household income in rural areas.

1. Giới thiệu

Tiếp cận tín dụng nông nghiệp đặc biệt quan trọng trong bối cảnh phát triển nông thôn VN. Vốn không tự chảy từ các khu vực phát triển của nền kinh tế sang khu vực sản xuất nông nghiệp. Vì vậy, Chính phủ phải đóng vai trò đảm bảo tín dụng để bù đắp cho sự thiếu hụt nguồn lực tài chính trong khu vực nông thôn và khắc phục thất bại thị trường trong việc tiếp cận tới những người thu nhập thấp. Tín dụng khu vực chính thức ở VN được cung cấp chủ yếu thông qua hệ thống Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn Việt Nam (NHNN & PTNT) và Ngân hàng Chính sách xã hội (NHCSXH), đây là hai ngân hàng được hình thành với mục đích phát triển nông nghiệp, nông thôn. Thống kê của Ngân hàng Nhà nước (Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn, 2010) cho thấy nhu cầu tín dụng nông nghiệp ngày càng tăng, nếu như cuối năm 1998, dư nợ tín dụng đối với khu vực nông nghiệp, nông thôn mới chỉ đạt 34 nghìn tỉ đồng, thì đến 2008, dư nợ cho vay khu vực này của ngành ngân hàng đã tăng gần 9 lần, đạt trên 292.919 tỉ đồng và đến 31/12/2013, dư nợ cho vay lĩnh vực nông nghiệp, nông thôn đã đạt 671.986 tỉ đồng, chiếm gần 20% trong tổng dư nợ cho vay nền kinh tế.

Nhiều nghiên cứu đánh giá tác động của chương trình tín dụng nông thôn đối với thu nhập hộ gia đình trên thế giới và VN. Có những nghiên cứu cung cấp bằng chứng tích cực về hiệu quả của các chương trình tín dụng nông thôn lên thu nhập hộ gia đình (Morduch & Haley, 2001; Barslund & Tarp, 2008; DERG, 2012). Tuy nhiên, chương trình tín dụng không phải luôn luôn mang lại hiệu quả cải thiện thu nhập hộ gia đình. Diagne (1998) không tìm thấy bất kì tác động nào có ý nghĩa thống kê của các chương trình tín dụng vi mô lên thu nhập hộ gia đình ở Malawi. Tương tự, Coleman (1999) tìm thấy một hiệu quả không đáng kể lên phúc lợi hộ gia đình của một chương trình tín dụng vi mô ở Thái Lan. Các nghiên cứu này đa phần phân tích trong khoảng thời gian quan sát ngắn với dữ liệu chéo hay dữ liệu bảng trong khoảng thời gian chỉ hai năm. Như vậy, một tranh luận đặt ra ở VN: Tín dụng chính thức có tác động đến thu nhập nông dân hay không? Trả lời câu hỏi này sẽ góp phần xác định hướng điều chỉnh nguồn lực tín dụng cho nông nghiệp và nông thôn. Những vấn đề đặt ra chưa được giải đáp ở VN. Đó cũng là thách thức cho các nhà hoạch định chính sách và nghiên cứu ở VN. Nội dung bài viết này tập trung vào 2 vấn đề chính: (i) Xác định mức độ tác động của tín dụng chính thức đối với thu nhập nông hộ; và (ii) Gợi ý giải pháp để giúp chương trình tín dụng chính thức phát huy vai trò và hiệu quả hơn nữa lên thu nhập của nông hộ ở VN.

2. Cơ sở lý thuyết và thực tiễn

2.1. Quan hệ tín dụng chính thức và thu nhập của nông dân

Tín dụng nông thôn cần thiết cho phát triển nông nghiệp. Nó không chỉ giải quyết những thất bại về thị trường vốn cho khu vực nông thôn, mà còn là một yếu tố quan trọng trong việc thúc đẩy sản xuất nông nghiệp, tăng thu nhập và chuyển đổi sản xuất, áp dụng kỹ thuật mới trong nông nghiệp (Atiena, 1997; Barslund & Tarp, 2008). Tín dụng nông thôn là công cụ phát triển hiệu quả trong chính sách giảm nghèo và cải thiện đời sống hộ gia đình (Morduch & Haley, 2001). Từ đầu những năm 1990, các chương trình tín dụng ưu đãi cho nông nghiệp và nông thôn ra đời và phát triển mạnh mẽ (Đinh, 2001). Cùng thời điểm này, thị trường tín dụng cũng ghi nhận sự xuất hiện của các tổ chức phi chính phủ (NGOs) tham gia cung cấp vốn dưới hình thức tín dụng vi mô cho khu vực nông thôn. Cho đến nay thị trường tín dụng nông thôn đã có bước phát triển mạnh mẽ với sự tham gia đa dạng của các định chế tài chính. Theo DERG (2012), thị trường tín dụng nông thôn VN tồn tại hỗn hợp gồm: thị trường chính thức, phi chính thức và bán chính thức. Ở VN, tín dụng chính thức được cung cấp chủ yếu thông qua hai ngân hàng thuộc sở hữu nhà nước là: NHCSXH và NHNN & PTNT, tỉ trọng cho vay của hai ngân hàng này chiếm đến hơn 2/3 các khoản vay của hộ gia đình nông thôn VN. Ngoài ra, thời gian gần đây còn ghi nhận sự tham gia của các ngân hàng cổ phần nhà nước, các ngân hàng tư nhân, quỹ tín dụng nhân dân nhưng hầu hết các tổ chức tín dụng này chiếm tỉ lệ không đáng kể trong cấu trúc vốn thị trường tín dụng ở nông thôn. Tín dụng chính thức có vai trò quan trọng trong thúc đẩy sản xuất nông nghiệp, hầu hết các khoản vay chính thức được sử dụng chủ yếu cho mục đích sản xuất nông nghiệp (Barslund & Tarp, 2008).

Theo Atieno (1997), tín dụng nông thôn là một yếu tố quan trọng trong việc thúc đẩy sản xuất nông nghiệp, tăng thu nhập và chuyển đổi sản xuất, áp dụng kỹ thuật mới trong nông nghiệp. Diagne & cộng sự (2000) giải thích rõ hơn, tác động của tín dụng đối với thu nhập hộ gia đình nông nghiệp thông qua hai kênh:

(i) Tín dụng làm giảm bớt những hạn chế vốn vào các hộ gia đình nông nghiệp. Tiếp cận vật tư nông nghiệp là một yếu tố quan trọng bảo đảm cho năng suất và thu nhập vụ mùa của nông hộ. Trong khi chi tiêu vật tư nông nghiệp phát sinh từ quá trình ban đầu của sản xuất nông nghiệp (giai đoạn đầu và giai đoạn sinh trưởng của cây) thì lợi nhuận chỉ đạt được sau khi thu hoạch vài tháng sau đó. Vì vậy, để tài trợ cho việc mua nguyên liệu đầu vào, các hộ gia đình nông dân phải sử dụng tiền tiết kiệm hoặc vay tín dụng. Do

đó, tiếp cận tín dụng có thể làm tăng đáng kể khả năng của các nông hộ nghèo (thiếu nguồn tiết kiệm) để mua vật tư nông nghiệp cần thiết.

(ii) Tiếp cận tín dụng cũng làm giảm chi phí cơ hội của các tài sản vốn so với lao động gia đình, do đó khuyến khích áp dụng công nghệ mới tiết kiệm sức lao động và nâng cao năng suất lao động, một yếu tố quan trọng cho sự phát triển nông nghiệp ở các quốc gia đang phát triển.

2.2. Quan hệ các yếu tố khác tín dụng và thu nhập của nông dân

Thay đổi thu nhập của nông hộ không phải duy nhất do tín dụng tác động mà còn phụ thuộc vào nhiều yếu tố khác. Do đó, xem xét tác động của tín dụng đến thu nhập cần phải đồng thời quan tâm đến các yếu tố khác.

Hình 1 cho thấy có ba nhóm yếu tố chính ảnh hưởng đến thu nhập của nông dân, bao gồm: (i) Thuận lợi thị trường; (ii) Đặc trưng hộ gia đình; và (iii) Năng lực sản xuất của hộ. Tiếp cận tín dụng là yếu tố nằm trong nhóm thuận lợi thị trường.

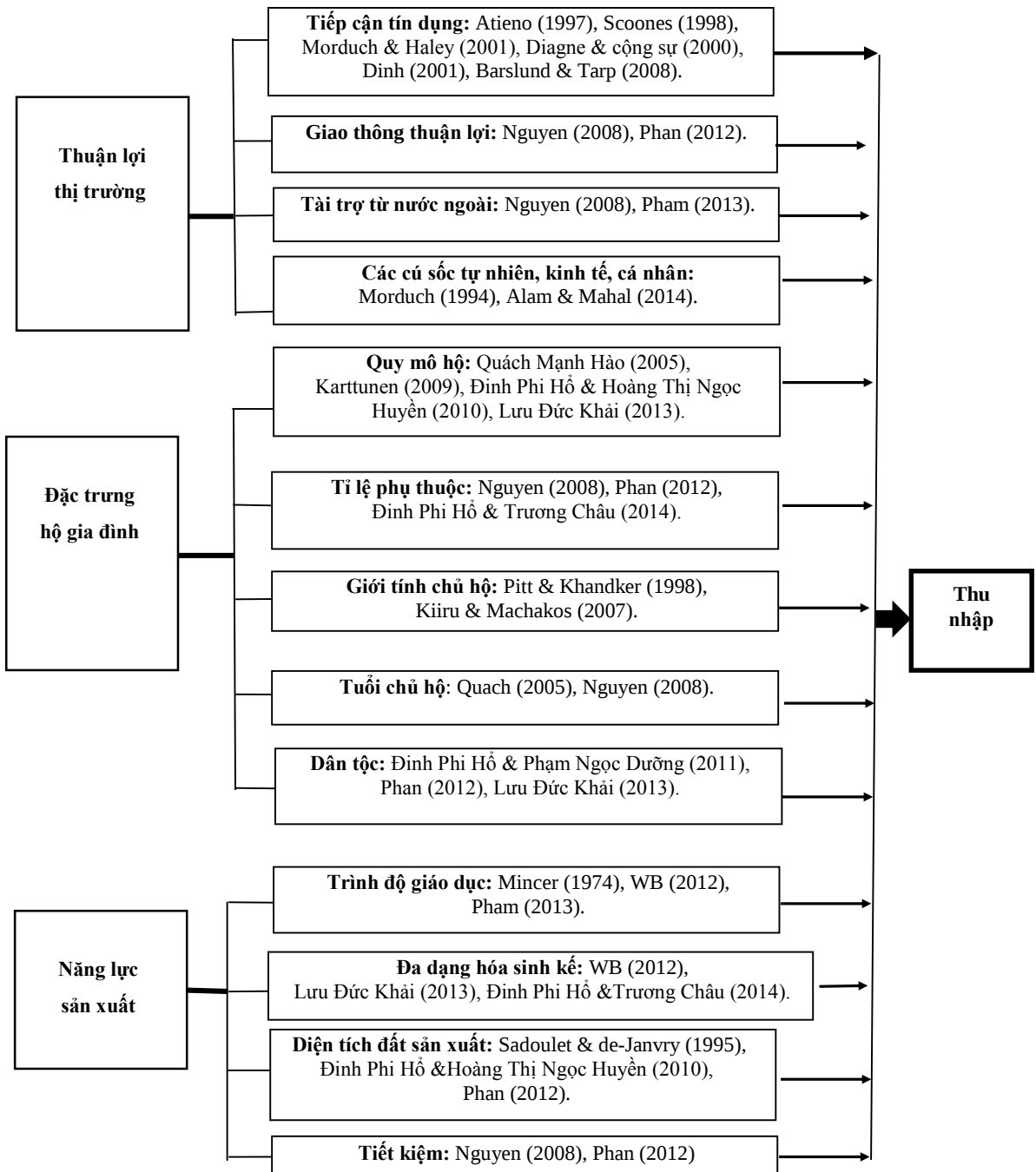
3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp sai biệt kép

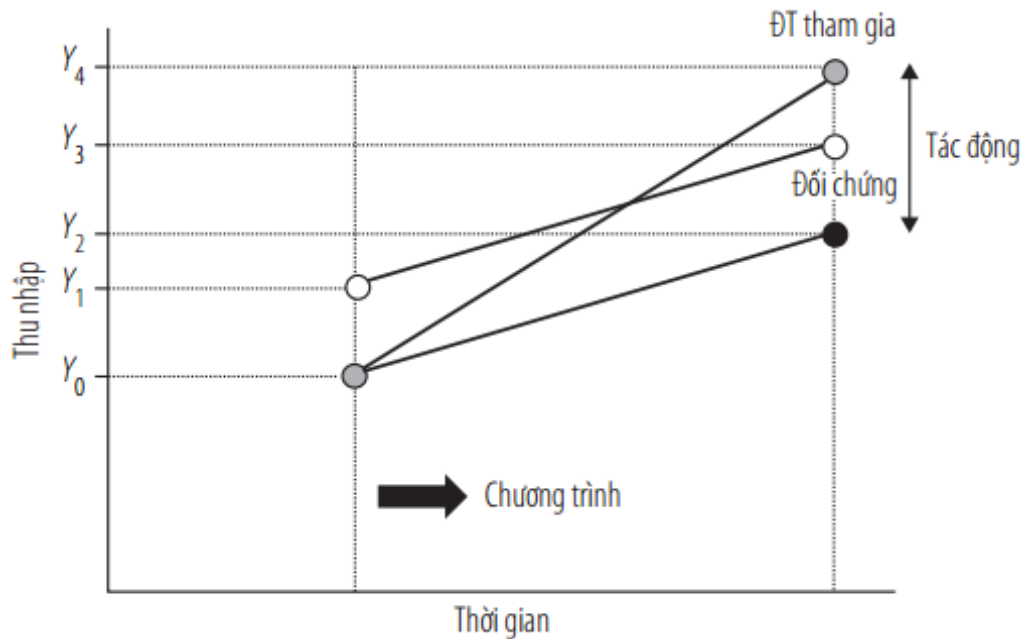
Phương pháp khác biệt trong sự khác biệt (Difference in Differences) hay còn gọi là phương pháp sai biệt kép (DD) ngày càng được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu phân tích hiệu quả tác động của một chương trình hoặc chính sách (Khandker & cộng sự, 2010).

Về cơ bản, DD so sánh các nhóm tác động và đối chứng dựa trên những khác biệt trong kết quả ở từng thời kì quan sát. Cụ thể, sau điều tra ban đầu về cả đối tượng không tham gia và tham gia chương trình, ta có thể thực hiện một điều tra tiếp theo về cả hai nhóm này sau tác động. Từ thông tin này, ta tính toán được sai biệt giữa các kết quả trung bình được quan sát trên nhóm tham gia và đối chứng trước và sau tác động chương trình.

Quan sát hình dưới đây sẽ cho ta thấy cái nhìn rõ hơn về phương pháp này:



Hình 1. Các yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của nông dân



Nguồn: Khandker & cộng sự (2010)

Hình 2. Sự khác biệt thu nhập trong DD

Hai nhóm đối tượng được sử dụng cho phân tích ban đầu có thu nhập Y_0 (nhóm tham gia) và Y_1 (nhóm đối chứng), dưới tác động của chương trình tín dụng chính thức hộ gia đình tham gia có mức thu nhập tăng từ Y_0 lên Y_4 , trong lúc này xem xét thu nhập nhóm đối chứng (không tham gia bất kì hình thức tín dụng nào) có sự tăng thu nhập từ Y_1 lên Y_3 . Trong trường hợp không tham gia chương trình thì hộ tham gia chỉ có khả năng đưa mức thu nhập của mình từ Y_0 lên Y_2 . Sự khác biệt thu nhập trung bình giữa hai nhóm tham gia và không tham gia được thể hiện ở $(Y_4 - Y_3)$. Tuy nhiên, vấn đề là thu nhập Y_4 và Y_3 phụ thuộc vào nhiều yếu tố khác liên quan; vì vậy, tác động này không chỉ do yếu tố tín dụng tác động đến thu nhập của hộ. Do đó, theo giả định của mô hình các yếu tố ngoại suy không thay đổi thì mức chênh lệch thu nhập giữa Y_4 và Y_2 (thu nhập của nhóm tham gia nhưng giả định nếu không có tham gia tín dụng chính thức) được xem là kết quả của sự tác động chính sách lên thu nhập.

3.2. Phương pháp sai biệt kép kết hợp với hồi quy dữ liệu bảng

Để đánh giá hiệu quả tác động của chính sách theo thời gian (Dữ liệu theo thời gian) và không gian (Dữ liệu chéo), phương pháp DD có thể kết hợp với mô hình hồi quy POOL-OLS (Khandker & cộng sự, 2010).

Mô hình ước lượng nghiên cứu có dạng hồi quy như sau:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 t_i + \beta_3 T_i t_i + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

T là biến can thiệp. T = 1 nhóm nông hộ tham gia tín dụng, T = 0 nhóm nông hộ đối chứng.

t là biến giả thời gian. t = 0 thời điểm trước chính sách, t = 1 thời điểm sau tác động của chính sách.

Z_{it} là các biến kiểm soát trong mô hình.

T*t biến tương tác giữa biến thời gian và biến can thiệp.

Sự khác biệt trong khác biệt trong mô hình hồi quy OLS với biến đầu ra Y (giả sử là thu nhập), được giải thích như sau:

Tại thời điểm trước khi có chính sách tín dụng tác động t = 0:

+ Nhóm hộ đối chứng (T=0) có thu nhập là:

$$E(Y_{00}) = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_4 \cdot Z_{it}$$

+ Nhóm hộ tham gia (T=1) có thu nhập là:

$$E(Y_{10}) = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_4 \cdot Z_{it}$$

Tương tự tại thời điểm T = 1, sau khi có sự tác động:

+ Nhóm hộ đối chứng (D=0) có thu nhập là:

$$E(Y_{01}) = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_2 + \widehat{\beta}_4 \cdot Z_{it}$$

+ Nhóm hộ tham gia (D=1) có thu nhập là:

$$E(Y_{11}) = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 + \widehat{\beta}_3 + \widehat{\beta}_4 \cdot Z_{it}$$

Sự khác biệt thu nhập giữa hai nhóm đối tượng tại thời điểm T = 0 là:

$$E(Y_{10}) - E(Y_{00}) = \widehat{\beta}_1$$

Sự khác biệt thu nhập giữa hai nhóm đối tượng tại thời điểm T = 1 là:

$$E(Y_{11}) - E(Y_{01}) = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_3$$

Sự khác biệt trong thu nhập do tác động chính sách tín dụng:

$$DD = [E(Y_{11}) - E(Y_{01})] - [E(Y_{10}) - E(Y_{00})] = \widehat{\beta_3}$$

Hiệu quả tác động của chương trình tín dụng nông thôn lên biến đầu ra thu nhập, trong mô hình hồi quy OLS kết hợp phương pháp DD được xác định bởi hệ số góc của biến tương tác giữa biến can thiệp và biến thời gian.

Tiến trình thực hiện mô hình đánh giá tác động của chính sách tín dụng chính thức được thực hiện theo tuần tự từ mô hình hồi quy cơ bản (tương quan biến thu nhập và tác động tín dụng chính thức) đến mô hình hồi quy mở rộng (bổ sung thêm các biến tác động khác), sau đó loại bỏ các biến không có ý nghĩa thống kê và rút ra mô hình hồi quy chuẩn để kết luận.

Mô hình hồi quy cơ bản:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 t_i + \beta_3 T_i t_i + U_{it} \quad (1)$$

Mô hình hồi quy mở rộng:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 t_i + \beta_3 T_i t_i + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Bảng 1

Các biến độc lập dự kiến đưa vào mô hình

Kí hiệu	Định nghĩa biến	Đơn vị	Dấu kì vọng ¹
T	Biến giả can thiệp; T=1 nếu hộ thuộc nhóm tham gia, T= 0 nếu hộ thuộc nhóm đối chứng.		+
t	Biến giả thời gian; t=0 tại thời điểm trước khi tham gia chương trình tín dụng, t=1 thời điểm sau tham gia chương trình.		+
DD	DD=T*t là biến tương tác giữa biến giả tham gia tín dụng và biến giả thời gian.		+
ETHNIC	Biến giả dân tộc, có giá trị 1 nếu là dân tộc Kinh và 0 nếu là dân tộc khác.		+/-
SEX	Giới tính chủ hộ, có giá trị 1 nếu chủ hộ là nam và 0 nếu chủ hộ là nữ.		+/-
HHSIZE	Quy mô hộ bao gồm tất cả nhân khẩu của hộ.	người	-
HHAGE	Tuổi của chủ hộ.	tuổi	+
HHEDU	Trình độ giáo dục của chủ hộ.	năm	+

Kí hiệu	Định nghĩa biến	Đơn vị	Dấu kì vọng ¹
AV_EDU	Trình độ giáo dục trung bình của hộ.	năm	+
R_DEPEN1	Tỉ lệ trẻ em dưới 16 tuổi của hộ.		-
R_DEPEN2	Tỉ lệ người già trên 60 tuổi của hộ.		-
SHOCK1	Biến giả các cú sốc như: thiên tai, dịch bệnh, có giá trị 1 nếu bị ảnh hưởng bởi các yếu tố này, 0 nếu không bị ảnh hưởng.		-
SHOCK2	Biến giả các cú sốc về kinh tế,... có giá trị 1 nếu bị ảnh hưởng, 0 nếu không bị ảnh hưởng.		-
SHOCK3	Các cú sốc về cá nhân như có người trong gia đình bị ốm nặng, li hôn,..., có giá trị 1 nếu bị ảnh hưởng, 0 nếu không bị ảnh hưởng.		-
RURAL	Biến giả nông thôn, có giá trị 1 nếu hộ sinh sống ở khu vực nông thôn, 0 nếu hộ ở thành thị.		-
LAND	Diện tích đất sản xuất hộ đang canh tác.	m ²	+
SAVING	Biến giả về tiết kiệm, có giá trị 1 nếu hộ có gửi tiết kiệm, 0 nếu hộ không gửi.		+
ROAD	Biến giả giao thông, có giá trị 1 nếu có đường ô tô đi qua nhà, 0 nếu không có.		+
REMIT	Biến giả về tài trợ cá nhân, có giá trị 1 nếu hộ có nhận được tiền trợ từ người thân, 0 nếu không có		+
R_FARM	Tỉ lệ thành viên tham gia sản xuất nông nghiệp.		-
R_NFARM	Tỉ lệ thành viên tham gia hoạt động phi nông nghiệp.		+

¹: + là kì vọng tăng, - là kì vọng giảm

3.3. Mô tả dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng được rút ra từ bộ dữ liệu VARHS (Khảo sát nguồn lực hộ gia đình VN) của các năm từ 2006 đến 2012 (Viện Chính sách và Chiến lược phát triển nông nghiệp - nông thôn - IPSARD, 2013). Cuộc điều tra năm 2006 và 2012 có sự tham gia trả lời khảo sát của 2.323 và 3.161 hộ gia đình. Trong 2.323 hộ gia

đình tham gia khảo sát trong năm 2006 thì có đến 2.027 hộ tiếp tục tham gia trả lời trong các năm 2008, 2010 và 2012. Bộ dữ liệu có tính liên kết cao, phù hợp cho mục tiêu đánh giá tác động của nghiên cứu.

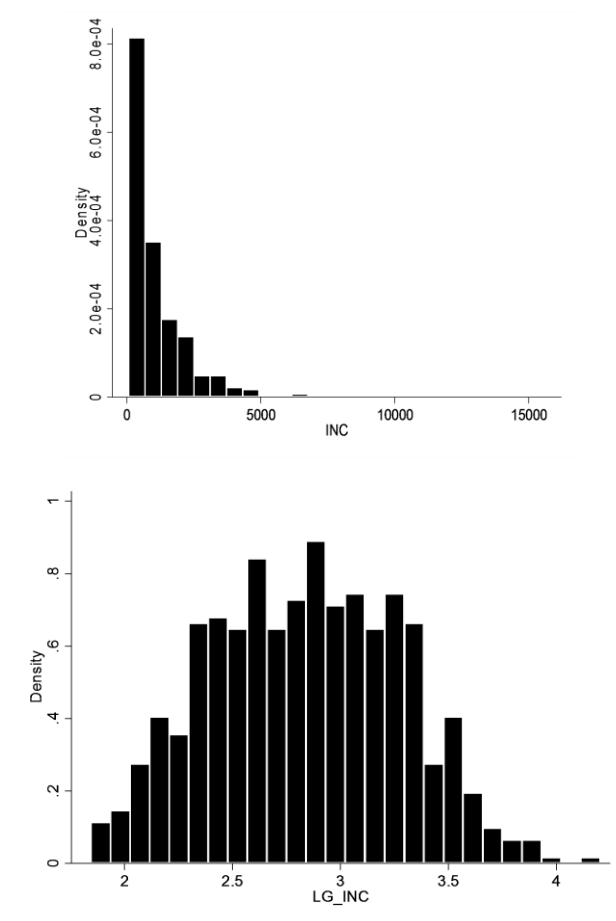
Để tiến hành đánh giá tác động theo phương pháp DD, việc đầu tiên cần làm là chia nhóm các hộ tham gia. Qua sàng lọc bộ dữ liệu năm 2006, chọn nhóm tham gia bao gồm các hộ tham gia vay vốn từ các định chế vốn khu vực chính thức là NHNN & PTNT và NHCSXH liên tục trong ít nhất hai năm 2006 và 2008 và các hộ này không vay từ nguồn tín dụng nào khác (cả bán chính thức và phi chính thức) trong giai đoạn từ năm 2006–2012, điều này đảm bảo cho tính nhất quán của tác động. Kết quả có 169 nông hộ vào nhóm tham gia. Nhóm nông hộ đối chứng chọn được 172 hộ gia đình trả lời không tham gia bất cứ hình thức tín dụng nào trong giai đoạn 2006–2012.

Kết quả của kiểm định T mẫu độc lập của hai nhóm hộ vào năm 2006 và 2012 cho phép dự đoán kết quả của chương trình tín dụng đối với nhóm tham gia. Ở mức tin cậy 95%, trong năm 2006 không tìm thấy sự khác biệt thu nhập nông nghiệp trung bình giữa hai nhóm hộ trong nghiên cứu, nhưng trong năm 2012 có sự khác biệt trung bình thu nhập nông nghiệp của nhóm hộ gia đình tham gia đáng kể so với nhóm không tham gia. Trung bình thu nhập bình quân của nhóm tham gia cao hơn 75% so với nhóm không tham gia. Tuy nhiên, sự khác biệt này có thể do tác động của các yếu tố khác với tín dụng chính thức.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô hình hồi quy cơ bản.

Quan sát Hình 3 (đồ thị phân phối biến thu nhập - INC) phát hiện có phân phối lệch. Vì vậy, mô hình sử dụng biến logarit thu nhập (LG_INC) để thay thế biến thu nhập.

**Hình 3.** Đồ thị phân phối của biến thu nhập**Bảng 2**

Kết quả hồi quy

Biến	Hệ số hồi quy	Lỗi tiêu chuẩn	Giá trị t	$P > t $	95% khoảng tin cậy	
					Cận dưới	Cận trên
Hằng số	2,5803	0,261787	98,56	0,000	2,5288	2,6317
t	0,5114812	0,0370222	13,82	0,000	0,43879	0,58417
T	-0,04608	0,0371862	-1,24	0,216	-0,11909	0,02693
DD	0,089238	0,0525892	1,70	0,090	-0,01401	0,19249

Dựa vào Bảng 2, mô hình hồi quy cơ bản là như sau:

$$LG_INC = 2,5803 - 0,046 T_i + 0,5114t_i + 0,089DD$$

Biến DD (Tác động của tín dụng chính thức) ảnh hưởng cùng chiều đến thu nhập có mức tin cậy 91%.

R^2 hiệu chỉnh = 0,396 hàm ý rằng 39,6% thay đổi của biến thu nhập được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình. Prob > Chi2 = 0,8016 > 0,05 : phương sai phần dư không thay đổi; các hệ số VIF < 10, không có hiện tượng đa cộng tuyến.

4.2. Mô hình hồi quy mở rộng

Dựa vào Bảng 3, mô hình hồi quy mở rộng như sau:

$$LG_INC = 2,4699 - 0,062T_i + 0,401t_i + 0,095DD + 0,085ETHNIC - 0,007SEX - 0,0001HHEDU + 0,033AV_EDU - 0,0003HHAGE - 0,0380HHSIZE - 0,245R_DEPEN1 + 0,009R_DEPEN2 - 0,071SHOCK1 + 0,129SHOCK2 + 0,006SHOCK3 + 0,046RURAL - 0,19R_FARM + 0,173R_NFARM + 0,018ROAD + 0,000004LAND + 0,170SAVING - 0,018REMIT,$$

Biến DD (Tác động của tín dụng chính thức) ảnh hưởng cùng chiều đến thu nhập có mức tin cậy 95%.

R^2 hiệu chỉnh = 0,638 hàm ý rằng 63,8% thay đổi của biến thu nhập được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình. Prob > Chi2 = 0,602 > 0,05 nên phương sai phần dư không thay đổi; các hệ số VIF < 10, không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Các biến không có ý nghĩa thống kê (Giá trị p > 0,05) bao gồm: SEX, HHEDU, HHAGE, R_DEPEN2, SHOCK3, RURAL, ROAD, REMIT.

4.3. Mô hình hồi quy tốt nhất

Loại bỏ 8 biến không có ý nghĩa thống kê, ta có mô hình hồi quy tốt nhất.

Dựa vào Bảng 3, mô hình hồi quy như sau:

$$LG_INC = 2,4979 - 0,061T_i + 0,404t_i + 0,095DD + 0,086ETHNIC + 0,033AV_EDU - 0,038HHSIZE - 0,243R_DEPEN1 - 0,069SHOCK1 + 0,126SHOCK2 - 0,192R_FARM + 0,185R_NFARM + 0,000004LAND + 0,167SAVING,$$

Biến DD (Tác động của tín dụng chính thức) ảnh hưởng cùng chiều đến thu nhập có mức tin cậy 95%.

R^2 hiệu chỉnh = 0,6389, nghĩa là 63,89% thay đổi của biến thu nhập được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình. Prob > Chi2 = 0,635 > 0,05 nên phương sai phần dư không thay đổi; các hệ số VIF < 10, không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Các biến có ý nghĩa thống kê (Giá trị $p < 0,05$) bao gồm: DD, ETHNIC, AV_EDU, HHSIZE, R_DEPEN1, SHOCK1, SHOCK2, R_FARM, R_NFARM, SAVING và LAND

Bảng 3

Kết quả ước lượng của các mô hình

Biến độc lập	Hệ số ước lượng		
	Mô hình cơ bản (1)	Mô hình mở rộng (2)	Mô hình tốt nhất
Biến thời gian (t)	0,511***	0,401***	0,404***
Biến tham gia (T)	-0,046	-0,062**	-0,061**
Biến tương tác (DD)	0,089*	0,095**	0,095**
Biến dân tộc của chủ hộ (ETHNIC)		0,085**	0,086**
Trình độ giáo dục trung bình hộ (AV_EDU)		0,033***	0,033***
Quy mô hộ (HHSIZE)		-0,038***	-0,038***
Tỉ lệ trẻ em dưới 16 tuổi của hộ (R_DEPEN1)		-0,245***	-0,243***
Cú sốc do thiên tai (SHOCK1)		-0,071***	-0,069***
Cú sốc kinh tế (SHOCK2)		0,129**	0,126**
Tỉ lệ làm nông nghiệp (R_FARM)		-0,190***	-0,192***
Tỉ lệ làm phi nông nghiệp (R_NFARM)		0,173***	0,185***
Tiết kiệm (SAVING)		0,170***	0,167***
Diện tích đất sản xuất (LAND)		0,000004***	0,000004***
Hệ số cắt trực tung	2,5803	2,4699	2,4979
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000
R^2 điều chỉnh	0,3960	0,6384	0,6389
Prob > Chi2	0,8016	0,602	0,635

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Kết quả hồi quy khẳng định vai trò của việc tham gia tín dụng chính thức đối với thu nhập hộ gia đình. Chương trình tín dụng nông nghiệp từ khu vực chính thức có tác động tích cực đến thu nhập nông hộ VN. Tham gia tín dụng giúp cải thiện thu nhập bình quân đầu người hàng tháng của nông hộ lên mức 9,5%. Bên cạnh tín dụng, các yếu tố khác như: dân tộc Kinh (+ 8,6%), trình độ giáo dục trung bình của hộ (+3,3%), quy mô hộ (-3,8%), tỉ lệ trẻ em (-24,3%), cú sốc trong nông nghiệp (-6,9%), tỉ lệ lao động tham gia hoạt động phi nông nghiệp (+18,5%), tỉ lệ lao động tham gia hoạt động sản xuất nông nghiệp (-19,2%), diện tích đất canh tác (+0,1%), tham gia gửi tiết kiệm (+16,7%), cũng có mối tương quan mạnh mẽ với thu nhập hộ gia đình. Hiệu quả của chương trình tín dụng chính thức lên tổng thu nhập hộ gia đình là không mạnh, nhưng tác động tích cực lên thu nhập của hộ là rõ ràng. Qua đó, có thể thấy vai trò quan trọng của tín dụng đối với các nông hộ VN, tín dụng giúp họ gia tăng nguồn lực hộ gia đình, tiếp cận được các yếu tố sản xuất, nhờ đó gia tăng năng suất, cải thiện thu nhập hộ gia đình nông thôn. Có thể nói sự có mặt của chương trình tín dụng chính thức khu vực nông thôn đang góp phần mạnh mẽ vào sự phát triển nông nghiệp và nông thôn VN.

5. Gợi ý chính sách

Tham gia tín dụng chính thức có tác động tích cực đến thu nhập của nông hộ. Do đó, cần gia tăng khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cho hộ gia đình ở khu vực nông thôn để có thể phát huy hơn nữa vai trò của nó trong sự nghiệp hiện đại hóa nông nghiệp, nông thôn. Qua kết quả nghiên cứu, tác giả gợi ý một số giải pháp có thể giúp cải thiện khả năng tiếp cận chương trình tín dụng chính thức cho nông hộ.

5.1. Về phía Chính phủ

Tiếp tục mở rộng chương trình tín dụng đến những vùng khó khăn: Các đặc điểm tương đồng cao giữa hai nhóm hộ trong nghiên cứu cho thấy hộ gia đình ít bị hạn chế hệ thống khi tiếp cận tín dụng. Điều này có nghĩa hầu hết các hộ gia đình có thể vay vốn từ nguồn chính thức nếu có thể tiếp cận được với ngân hàng. Tuy nhiên, thị trường tín dụng nông thôn chính thức còn hạn chế. Vì vậy, một mặt cần có những chính sách khuyến khích các định chế tài chính chính thức tham gia vào khu vực nông thôn, vì các định chế tài chính thuộc khu vực tư nhân vẫn có lợi nhuận khi đầu tư vào khu vực tài chính VN (DERP, 2012). Mặt khác, Chính phủ cần tạo điều kiện cho NHNN & PTNT và NHCSXH tiếp tục mở rộng mạng lưới về các vùng sâu, vùng xa. Nhờ đó, chương trình tín dụng

chính thức đến được với các nông hộ và phát huy vai trò của nó trong quá trình phát triển nông thôn mới.

Mở rộng chương trình tín dụng tín chấp ở nông nghiệp: Khi so sánh sự khác biệt giữa hai nhóm trong nghiên cứu, các hộ gia đình thuộc nhóm tham gia tín dụng chính thức có diện tích đất canh tác lớn hơn rất nhiều so với nhóm hộ không tham gia. Trong thực tế, các khoản vay tín chấp ở khu vực nông thôn chỉ áp dụng đối với các hộ gia đình nghèo thông qua chương trình của NHCSXH, và các khoản vay này có giá trị thường nhỏ chưa đáp ứng đủ cho nhu cầu phát triển nông nghiệp. Với hầu hết các nông hộ ở nông thôn còn lại họ phải cần có tài sản thế chấp mới có thể tiếp cận với vốn vay ngân hàng. Theo Nghị định 41/2010/NĐ-CP hộ gia đình khu vực nông thôn được vay tín chấp nhưng cần giao lại sổ đỏ hoặc giấy xác nhận đất không tranh chấp của chính quyền cho ngân hàng giữ thì mới được vay vốn, điều này có nghĩa rằng những hộ gia đình không có đất hoặc sử dụng đất không nguồn gốc không thể tiếp cận nguồn vốn này. Do đó, để cải thiện khả năng tiếp cận chương trình tín dụng nông thôn chính thức cần tháo dỡ những hạn chế về tài sản đảm bảo này.

5.2. Về phía ngân hàng

Cần làm tốt công tác tư vấn vay cho nông hộ: Các nông hộ có chủ hộ lớn tuổi thường có ít động lực tham gia chương trình tín dụng hơn. Đối với những nông hộ này, tiếp cận với nguồn tín dụng không phải là nhu cầu duy nhất, họ cần được tư vấn cách sử dụng khoản vay sao cho hiệu quả (DERP, 2012). Vì vậy, các bên liên quan, đặc biệt là các ngân hàng, tham gia tư vấn, trợ giúp người nông dân thì mới khuyến khích các đối tượng này tham gia chương trình tín dụng. Bên cạnh đó, cần phổ biến thông tin một cách rộng rãi hơn nữa để cho các nông hộ tiềm năng có thể hiểu được quy trình và yêu cầu vay vốn, đồng thời tiết giảm các giấy tờ và đơn giản hóa thủ tục sẽ thúc đẩy động cơ tham gia tín dụng của nông hộ.

5.3. Về phía hộ gia đình

Hộ gia đình cần đầu tư cho giáo dục và tự nâng cao kỹ năng. Bằng chứng cho thấy rằng nhóm các hộ tham gia tín dụng trong giai đoạn 2006–2012 có trình độ trung bình cao hơn nhóm hộ không tham gia. Hộ gia đình có trình độ văn hóa càng cao và kỹ năng càng tốt thì càng tạo được niềm tin từ phía ngân hàng rằng họ có thể trả nợ. Bên cạnh đó, hộ gia đình càng có trình độ, kỹ năng hoàn thiện thì khả năng sử dụng vốn hiệu quả cũng tăng lên; vì vậy, cần khuyến khích hộ vay vốn để đầu tư sản xuất, cải thiện đời sống hộ gia đình.

Như vậy, để chương trình tín dụng chính thức đạt hiệu quả và bền vững trong sự nghiệp hiện đại hóa nông nghiệp, nông thôn, thì cần có sự tham gia tích cực từ cả ba phía: Chính phủ, định chế tài chính ngân hàng, và bản thân hộ gia đình sản xuất nông nghiệp■

Tài liệu tham khảo

- Alam, K., & Mahal, A. (2014). *Economic impacts of health shocks on households in low and middle income countries: A review of the literature*. Globalization and Health.
- Atieno, R. (1997). Determinants of credit demand by smallholder farmers in Kenya: An empirical analysis. *Der Tropenlandwirt*, 98, 63-71.
- Barslund, M., & Tarp, F. (2008). Formal and informal rural credit in four provinces of Vietnam. *Journal of Development Studies*, 44, 485-503.
- Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn (2010). *Khơi thông dòng vốn vào nông nghiệp, nông thôn*. Truy cập từ http://www.mard.gov.vn/pages/news_detail.aspx?NewsId=12330, ngày 13/10/2014.
- DERG (2012). *The availability and effectiveness of credit in rural Vietnam: Evidence from the Vietnamese access to resources household survey 2006-2008-2010?* (Report from Agriculture and Rural Development Programme). Truy cập từ <http://www.ciem.org.vn/Portals/1/CIEM/IndepthStudy/2012/13388684552500.pdf>, ngày 12/10/2014.
- Diagne, A., Zeller, M., & Sharma, M. (2000). *Empirical measurements of households' access to credit and credit constraints in developing countries: Methodological issues and evidence*. Washington, DC: International Food Policy Research Institute.
- Dinh, P. H. (2001). What makes formal rural financial institutions successful in Vietnam. *Savings and Development*, XXV(4).
- Đinh Phi Hồ & Hoàng Thị Thu Huyền (2010). Một số giải pháp nhằm nâng cao thu nhập của nông hộ vùng Trung du ở tỉnh Phú Thọ. *Phát triển kinh tế*, 236.
- Đinh Phi Hồ & Phạm Ngọc Dưỡng (2011). Một số giải pháp nhằm nâng cao thu nhập của người trồng cà phê ở khu vực Tây Nguyên. *Phát triển kinh tế*, 250.
- Đinh Phi Hồ & Trương Châu (2014). Nâng cao thu nhập cho hộ gia đình ở các xã biên giới tỉnh Tây Ninh. *Phát triển kinh tế*, số ĐS tháng 6, 2014.
- IPSARD (2013). Số liệu điều tra tiếp cận nguồn lực hộ nông thôn VN (VARHS) 2006 – 2012.

- Karttunen, K. A. (2009). *Rural income generation and diversification: A case study in eastern Zambia*. Finland: Rural Development Consultant.
- Khandker, S. R., Koolwal, G. B., & Samad, H. A. (2010). *Handbook on impact evaluation: Quantitative methods and practices*. Washington DC: World Bank Publications.
- Kiiru, J. M. M., & Machakos, K. (2007). *The impact of microfinance on rural poor households' income and vulnerability to poverty: Case study of Makueni district, Kenya*. Truy cập từ hss.ulb.uni-bonn.de/2007/1181/1181, ngày 13/10/2014.
- Lưu Đức Khải & cộng sự (2013). *Non-farm income, diversification and welfare: Evidence from rural Vietnam*. Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương. Truy cập từ http://www.ciem.org.vn/Portals/1/CIEM/IndepthStudy/VARHS12_diversification_welfare_final.pdf, ngày 15/10/2014.
- Mincer, J. A. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Inc.
- Morduch, J., & Haley, B. (2001). *Analysis of the effects of microfinance on poverty reduction* (NYU Wagner Working Paper).
- Nguyen, V. C. (2008). Is a governmental microcredit program for the poor really pro-poor? Evidence from Vietnam. *The Developing Economies*, 46, 151-187.
- Phan, D. K. (2012). *An empirical analysis of accessibility and impact of microcredit: The rural credit market in the Mekong River Delta, Vietnam* (luận án tiến sĩ, Đại học Lincoln, New Zealand).
- Pham, B. D. (2013). Reviewing the development of rural finance in Vietnam. *Journal of Economics and Development*, 15, 121-136.
- Pitt, M. M., & Khandker, S. R. (1998). The impact of group-based credit programs on poor households in Bangladesh: Does the gender of participants matter? *Journal of Political Economy*, 106, 958-996.
- Quach, M. H. (2005). *Access to finance and poverty reduce: An application to rural Vietnam* (luận án tiến sĩ, Đại học Birmingham, Anh).
- Sadoulet, E., & de-Janvry, A. (1995). *Quantitative development policy analysis*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Scoones, I. (1998). *Sustainable rural livelihoods: A framework for analysis* (IDS Working Paper 72). Brighton: Institute of Development Studies.

WB. (2012). *Báo cáo đánh giá nghèo VN 2012*. Truy cập từ
http://www.wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2013/08/20/000333037_20130820105750/Rendered/PDF/749100REVISED00nal000VN000160802013.pdf,
ngày 10/09/2014