



CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TIẾP CẬN TÍN DỤNG CHÍNH THỨC CỦA NÔNG HỘ TRÊN ĐỊA BÀN TỈNH AN GIANG

Trần Ái Kết¹ và Huỳnh Trung Thời²

¹ Khoa Kinh tế & Quản trị Kinh doanh, Trường Đại học Cần Thơ

² Ngân hàng Ngoại thương Việt Nam - Chi nhánh An Giang

Thông tin chung:

Ngày nhận: 23/04/2013

Ngày chấp nhận: 22/08/2013

Title:

Determinants of farming household's access to formal credit markets in An Giang province

Từ khóa:

Nông hộ, Tiếp cận tín dụng chính thức, Giới hạn tín dụng

Keywords:

Farming households, access to formal credit, credit constraints

ABSTRACT

The study aims to analyze determinants of farming households' access to formal credit markets in An Giang Province, Vietnam. Logit and OLS models were used to measure the impacts of independent variables on dependent variables based on the information of individual farming household and other factors related to farming households' access to credit by various producing lines. The results of Logit model analysis indicate that probability of being credit constraints of households is affected by many factors of household characteristics such as education, occupation, area of residential land, value of assets and using trade credit. Moreover, the results of multivariate regression analysis (OLS) shows that the size of formal loans is affected by the following factors: social relations, borrowing purpose, value of assets and income of households.

TÓM TẮT

Nghiên cứu này nhằm đánh giá các yếu tố ảnh hưởng tới tiếp cận tín dụng chính thức của hộ sản xuất nông nghiệp trên địa bàn tỉnh An Giang. Mô hình hồi quy Logit và OLS được sử dụng để ước lượng ảnh hưởng của các biến độc lập đến biến phụ thuộc dựa trên các thông tin đặc trưng của hộ và các nhân tố ngoại sinh khác. Kết quả phân tích hồi quy mô hình Logit cho biết khả năng bị giới hạn tín dụng của hộ bị ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố: trình độ học vấn, nghề nghiệp của chủ hộ, diện tích đất thổ cư, giá trị tài sản của hộ và sử dụng tín dụng thương mại. Hơn nữa, phân tích hồi quy đa biến (OLS) cho biết lượng vốn tín dụng chính thức bị ảnh hưởng bởi các yếu tố: quan hệ xã hội của chủ hộ, mục đích vay vốn, giá trị tài sản và thu nhập của hộ.

1 GIỚI THIỆU

Chủ đề tiếp cận tín dụng chính thức (TDCT) của nông hộ từ lâu đã thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu lý luận cũng như thực tiễn ở các nước đang phát triển. Quan điểm truyền thống về tín dụng nông thôn giả định rằng vốn tín dụng là một đầu vào hay yếu tố sản xuất quan trọng, bởi vì thiếu vốn là trở ngại chính đối với tăng trưởng kinh tế ở khu vực nông thôn. Từ giả định này có thể suy luận rằng nhu cầu tín dụng sẽ phụ thuộc vào các đặc điểm sản xuất của nông hộ, vì vốn tín dụng là một bộ phận của yếu tố vốn

phải được kết hợp với các yếu tố sản xuất khác trong quá trình sản xuất (Trần Thọ Đạt và Trần Đình Toàn, 1999).

Stiglitz & Weiss (1981) cho rằng phân phối tín dụng theo cơ chế phi giá cả không chỉ là kết quả của sự can thiệp của chính phủ, mà còn từ hành vi của người cho vay và người đi vay trong môi trường không cân xứng thông tin ở thị trường tín dụng. Vai trò quan trọng của thông tin về người vay đối với quyết định chấp thuận của người cho vay được Hoff & Stiglitz (1993) chỉ ra qua bước đánh giá mức độ tín nhiệm của người xin vay.

Khá nhiều nghiên cứu thực nghiệm về tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ được thực hiện rộng rãi trên thế giới: các nước đang phát triển cũng như các nước phát triển. Tuy nhiên, ở nước ta cho tới nay vấn đề này còn khá mới mẻ và dường như chưa có nghiên cứu chính thức nào về tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ ở tỉnh An Giang.

Để góp phần đánh giá thực trạng tín dụng chính thức của hộ sản xuất nông nghiệp ở địa bàn nghiên cứu, chúng tôi tiến hành nghiên cứu: “*Các yếu tố ảnh hưởng tới tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trên địa bàn tỉnh An Giang*”. Nghiên cứu nhằm: (1) Xác định các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng bị giới hạn tín dụng chính thức của nông hộ và (2) Các yếu tố ảnh hưởng tới lượng tín dụng chính thức của nông hộ ở tỉnh An Giang thời gian vừa qua.

2 CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1 Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm

2.1.1 Cung - cầu tín dụng chính thức của nông hộ

Nhu cầu tín dụng và sự tiếp cận tín dụng chính thức của hộ gia đình

Stiglitz & Weiss (1981) với giả định thị trường tín dụng là không hoàn hảo lập luận rằng phân phối tín dụng theo cơ chế phi giá cả không chỉ là kết quả của sự can thiệp của chính phủ, mà còn từ hành vi của người cho vay và người đi vay trong môi trường không cân xứng thông tin ở thị trường tín dụng.

Deaton (1992) và Attanasio (1999) với giả thuyết thu nhập cả đời, lập luận rằng sự khác biệt giữa thu nhập và chi tiêu (do đó tiết kiệm hoặc vay) được xác định bởi các hộ gia đình lựa chọn mức độ tiêu dùng tối ưu trong từng thời kỳ, với ràng buộc ngân sách liên thời gian. Khi giá trị hiện tại của thu nhập dự kiến sẽ tăng, thì giảm tiết kiệm được xem là tối ưu: các hộ gia đình sẽ giảm bớt tài sản, hoặc vay nếu tài sản không có sẵn. Ngược lại, các hộ gia đình sẽ tiết kiệm được nếu họ dự đoán thu nhập thấp hơn trong tương lai, ví dụ, khi nghỉ hưu. Deaton (1992) và Attanasio (1999) chỉ ra rằng thu nhập thường có dạng hình “bướu”: thấp ở thời kỳ đầu cũng như sau này trong cuộc sống, khi con người hoàn toàn hoặc một phần rút khỏi thị trường lao động. Do đó, mô hình này dự đoán là vay mượn sẽ cao hơn đối với

hộ gia đình trẻ và các hộ gia đình trung niên sẽ tiết kiệm cho lúc về hưu.

Petrick (2004) cũng chứng minh tiếp cận tín dụng chính thức không chỉ bị chi phối bởi thu nhập và tài sản, mà còn bị chi phối bởi các đặc tính kinh tế - xã hội của nông hộ. Các đặc tính kinh tế - xã hội phản ánh uy tín của nông hộ đối với người cho vay và do đó quyết định khả năng tiếp cận cũng như mức độ tiếp cận vốn tín dụng chính thức của họ.

Cung tín dụng và giới hạn tín dụng của tổ chức tín dụng chính thức

Thị trường vốn ở nông thôn các nước đang phát triển, cung tín dụng, đặc biệt tín dụng chính thức thường nhỏ hơn nhu cầu, nên những người cho vay phải phân phối tín dụng có giới hạn giữa những người xin vay. Theo Petrick (2004), giới hạn tín dụng (GHTD) là tình trạng trong đó người muốn vay nhưng không vay được, hay số tiền được vay ít hơn số tiền xin vay.

Stiglitz & Weiss (1981) chỉ ra rằng, cung tín dụng chính thức bị cản trở bởi rủi ro đạo đức (moral hazard) và các vấn đề lựa chọn đối nghịch (adverse selection) trong môi trường không cân xứng thông tin ở thị trường tín dụng. Các tổ chức tín dụng thường muốn cho vay những người có đủ thông tin, đáng tin cậy và tin tưởng họ sử dụng vốn hiệu quả và hoàn trả được nợ. Thiếu thông tin là lí do những người cho vay không đáp ứng nhu cầu của người xin vay (Petrick, 2004 và Stephen *et al.*, 1980). *Người có nhu cầu vay được xác định là bị giới hạn tín dụng khi không đáp ứng được yêu cầu của người cho vay, hay người cho vay không đáp ứng được nhu cầu vay* (Hoff & Stiglitz, 1993).

Vai trò quan trọng của thông tin về người vay đối với quyết định chấp thuận của người cho vay được Hoff & Stiglitz (1993) chỉ ra qua bước đánh giá mức độ tín nhiệm của người xin vay. Để đánh giá mức độ tín nhiệm của người xin vay, người cho vay phải nghiên cứu nhiều khía cạnh của người xin vay: mục đích sử dụng tiền vay, khả năng tạo ra thu nhập và khả năng tạo ra đủ tiền mặt từ các nguồn thu nhập và tài sản thuộc sở hữu của nông hộ.

Bertola và *ctv.* (2006) chỉ ra rằng, trong thực tế, các giao dịch tín dụng trên cơ sở các đặc điểm quan sát được, tổ chức tín dụng bên cạnh sử dụng

thông tin thống kê liên quan đến lịch sử khả năng trả nợ, thường đòi hỏi tài sản thế chấp của người vay, nhiều ngân hàng còn thực hiện liên kết với các nhà cung cấp qua hình thức tài trợ tín dụng trả góp hay ủy thác cho các tổ chức đại diện khác.

2.1.2 Các nghiên cứu thực nghiệm

Thái Anh Hòa (1997), trong nghiên cứu về tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ sản xuất lúa ở 2 tỉnh An Giang và Cần Thơ thuộc đồng bằng sông Cửu Long, qua phân tích hồi qui mô hình Logit đã kết luận các yếu tố chủ yếu ảnh hưởng tới khả năng bị giới hạn tín dụng của nông hộ sản xuất lúa là: hiện giá tài sản có thể thế chấp vay vốn, nguyên giá tài sản lưu động, trình độ học vấn và địa bàn (địa phương). Trong đó, 3 yếu tố trước có tác động nghịch tới khả năng bị giới hạn tín dụng của nông hộ và trình độ học vấn của chủ hộ là yếu tố có tác động mạnh tới khả năng bị giới hạn tín dụng chính thức của các nông hộ trồng lúa ở địa bàn nghiên cứu.

Trần Thọ Đạt (1998), sử dụng mô hình Logit và hồi quy đa biến (OLS) để phân tích những nhân tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ ở Việt Nam. Tác giả đã chỉ ra rằng, diện tích đất có ý nghĩa tích cực, có mối quan hệ với khả năng tiếp cận vốn chính thức, trình độ học vấn của chủ hộ cũng có ảnh hưởng tích cực đến khả năng tiếp cận vốn chính thức của nông hộ và chủ hộ có vị trí trong xã hội thì hộ có khả năng tiếp cận vốn chính thức cao hơn.

Trần Ái Kết (2009), sử dụng mô hình hồi quy OLS và mô hình Logit để xác định các nhân tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng chính thức của trang trại nuôi trồng thủy sản ở tỉnh Trà Vinh. Kết quả phân tích hồi qui mô hình Logit cho biết có nhiều yếu tố trong mô hình tác động ở mức có ý nghĩa tới khả năng bị giới hạn tín dụng chính thức của trang trại. Các yếu tố có tác động thuận như tuổi và trình độ học vấn của chủ trang trại; tỷ lệ diện tích mặt nước nuôi thực tế; có sử dụng tín dụng thương mại và thu nhập phi sản xuất của trang trại. Kết quả phân tích hồi qui OLS cho thấy nhiều yếu tố quan trọng ảnh hưởng tới lượng vốn tín dụng chính thức của trang trại. Các yếu tố có tác động thuận như chi phí xây dựng ao nuôi, chi phí sản xuất và có mô hình nuôi phụ. Các yếu tố có tác động nghịch: tổng giá trị tài sản, tỷ lệ diện

tích mặt nước nuôi thực tế và tỷ suất lợi nhuận (ROA).

Nguyễn Quốc Oánh, Phạm Thị Mỹ Dung (2010), bằng phân tích mô hình Heckman hai bước nhằm xác định các yếu tố ảnh hưởng tới tiếp cận tín dụng chính thức của hộ nông dân ở ngoại thành Hà Nội, đã có những kết luận quan trọng. Tuổi, địa vị xã hội của chủ hộ, tín dụng không chính thức của hộ và thủ tục vay vốn chính thức là những yếu tố cùng có tác động thuận tới khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ. Trình độ học vấn của chủ hộ, diện tích đất, thu nhập bình quân, tài sản thế chấp và mục đích vay là những yếu tố có tác động thuận đến lượng vốn vay chính thức của hộ.

Duong và Inzumida (2002), trong nghiên cứu về tiếp cận tín dụng của nông hộ ở 3 tỉnh (Ninh Bình, Quảng Ngãi và An Giang) trên 3 miền của Việt Nam, bằng phân tích hồi qui mô hình Tobit, đã kết luận các yếu tố chủ yếu tác động tới lượng tín dụng chính thức của nông hộ là: tổng diện tích đất canh tác (tác động thuận), giá trị đàn gia súc (tác động thuận) và địa phương. Các yếu tố quan trọng tác động tới mức tín dụng phi chính thức: tỷ lệ khẩu phụ thuộc (tác động thuận), tổng diện tích canh tác (tác động thuận). Kết quả phân tích hồi qui mô hình Probit cho biết các nhân tố quyết định nông hộ bị giới hạn tín dụng chính thức: danh tiếng của nông hộ (tác động nghịch), tỷ lệ khẩu phần ăn theo (tác động thuận) và số lượng xin vay (tác động thuận) trong khi bình phương lượng xin vay tác động nghịch tới khả năng bị giới hạn tín dụng chính thức của nông hộ.

Diagne (1999), trong nghiên cứu về tiếp cận tín dụng của nông hộ ở 5 huyện của Malawi, bằng phân tích hồi qui OLS, đã kết luận có nhiều yếu tố tác động tới mức độ tiếp cận tín dụng (giới hạn tiền vay) của nông hộ: tỷ lệ giá trị đất đai trên tổng giá trị tài sản tác động nghịch tới mức tiếp cận cả tín dụng chính thức và tín dụng phi chính thức, qui mô lao động và tỷ lệ khẩu phụ thuộc tác động nghịch, khoảng cách từ nhà ở tới nơi vay vốn cũng có tác động nghịch. Các yếu tố ảnh hưởng tới nhu cầu tín dụng chính thức (có nhu cầu) của nông hộ: giá phân bón có tác động thuận, qui mô lao động và tỷ lệ khẩu phụ thuộc của hộ có tác động nghịch.

Nuryartono và *ctv.* (2005), trong nghiên cứu về tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ ở vùng

nông thôn Indonesia, qua phân tích hồi qui Probit nhị phân đã kết luận rằng hầu hết các nông hộ được khảo sát bị giới hạn tín dụng chính thức. Các yếu tố tác động mạnh tới khả năng bị giới hạn tín dụng chính thức là: qui mô nông hộ (số thành viên trong gia đình) có tác động thuận, trong khi trình độ học vấn của chủ hộ và thu nhập của nông hộ có tác động nghịch tới khả năng bị giới hạn tín dụng của họ.

Guangwen và Lili (2005), trong nghiên cứu về tiếp cận tín dụng của các nông hộ ở huyện Tongren, Trung Quốc; qua phân tích hồi qui Probit nhị phân, đã kết luận các yếu tố tác động đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của các nông hộ là: trình độ học vấn của chủ hộ và mức giàu có của hộ có tương quan thuận tới khả năng tiếp cận tín dụng chính thức; nguồn thu nhập và chính sách của địa phương cũng là yếu tố ảnh hưởng mạnh tới khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ; tuổi của chủ hộ, giá trị tiết kiệm và số con dưới tuổi lao động trong hộ cũng ảnh hưởng tới khả năng tiếp cận TDCT của nông hộ.

2.2 Phương pháp nghiên cứu

2.2.1 Phương pháp thu thập số liệu

Số liệu sơ cấp cần thiết cho nghiên cứu được thu thập qua điều tra, phỏng vấn ngẫu nhiên các hộ sản xuất nông nghiệp trên địa bàn tỉnh An Giang, tháng 12 năm 2010. Các huyện được chọn đại diện bao gồm: Châu Phú, Phú Tân và Chợ Mới; mỗi huyện chọn 2 xã đại diện và mỗi xã khảo sát ngẫu nhiên 25 hộ căn cứ vào danh sách do địa phương cung cấp. Tổng số hộ được khảo

sát là 150.

Hộ gia đình được phỏng vấn trực tiếp bằng bảng câu hỏi soạn sẵn về các thông tin cần thiết cho nghiên cứu. Bao gồm, đặc điểm nhân khẩu và kinh tế - xã hội của hộ, như: độ tuổi, giới tính, trình độ học vấn, nghề nghiệp, vị trí xã hội của chủ hộ, số lao động và số nhân khẩu phụ thuộc; diện tích đất ở và diện tích đất sản xuất có giấy chứng nhận quyền sử dụng, mục đích vay vốn, thu nhập bình quân, tài sản thế chấp, số vốn xin vay, lượng vốn được vay và những khó khăn khi vay vốn từ các tổ chức tín dụng.

2.2.2 Phương pháp phân tích

a) Để xác định các yếu tố và mức độ ảnh hưởng của mỗi yếu tố tới khả năng bị giới hạn tín dụng chính thức của nông hộ ở tỉnh An Giang, chúng tôi vận dụng mô hình hồi qui Logit nhị phân được đề cập bởi Greene (2003). Mô hình nghiên cứu có dạng:

$$\text{Prob}(Y=1) = e^{x'\beta} / (1 + e^{x'\beta}) \quad (1)$$

Trong đó:

– Y: Là biến phụ thuộc - phản ánh giới hạn tín dụng chính thức (1= bị giới hạn TDCT, 0 = không bị giới hạn TDCT).

– $x'\beta = \beta_0 + x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_7\beta_7 + u -$
Với x_i là các biến độc lập, β_i là tham số hồi quy và u là sai số.

Dựa trên cơ sở lý thuyết về cung - cầu tín dụng chính thức của nông hộ và kết quả các nghiên cứu thực nghiệm, các biến giải thích (x_1, \dots, x_7) được kỳ vọng có trong mô hình như tóm lược ở Bảng 1.

Bảng 1: Bảng tóm tắt các biến và dấu kỳ vọng

Tên biến	Ý nghĩa của biến số	Dấu kỳ vọng
Tuổi của chủ hộ (X_1)	Tính từ năm sinh đến thời điểm phỏng vấn	+/-
Trình độ học vấn (X_2)	= 1: tốt nghiệp cấp 2 trở lên, = 0: khác	-
Nghề nghiệp (X_3)	Nghề nông hay làm thuê = 1, nghề khác = 0	+
Giá trị tài sản (X_4)	Tổng giá trị tài sản của hộ (triệu đồng)	-
Sử dụng TDTM (X_5)	có sử dụng = 1; không sử dụng = 0	+/-
Diện tích đất thổ cư (X_6)	Diện tích đất thổ cư có giấy chứng nhận QSDĐ (m^2)	-
Thu nhập phi sản xuất (X_7)	Thu nhập từ tiền công, buôn bán khác	-

b) Để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới lượng vốn TDCT của hộ sản xuất nông nghiệp trên địa bàn tỉnh An Giang, chúng tôi vận dụng mô hình hồi qui tuyến tính đa biến được đề cập bởi Greene (2003). Mô hình nghiên cứu có dạng:

$$y = x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_k\beta_k + \varepsilon \quad (2)$$

Trong đó:

– y: Biến phụ thuộc, là biến được giải thích.

– x_1, \dots, x_k : Các biến độc lập.

– β_1, \dots, β_k : Các tham số hồi qui.

– ε : Sai số ngẫu nhiên.

Nếu y_i là giá trị của biến y ở quan sát thứ i trong một mẫu n quan sát ($i = 1, \dots, n$), khi đó mô hình được viết như sau:

$$y_i = x_{i1}\beta_1 + x_{i2}\beta_2 + \dots + x_{ik}\beta_k + \varepsilon_i$$

Dựa trên cơ sở lý thuyết về cung – cầu TDCT của nông hộ và kết quả các nghiên cứu thực nghiệm đã lược khảo, các biến giải thích (x_1, \dots, x_k) và dấu kỳ vọng có trong mô hình được tóm lược ở Bảng 2.

Bảng 2: Bảng tóm tắt các biến và dấu kỳ vọng

Tên biến	Ý nghĩa của biến số	Dấu kỳ vọng
Trình độ học vấn (X_1)	= 1: tốt nghiệp cấp 2 trở lên, = 0: khác	+
Thu nhập của hộ (X_2)	Thu nhập bình quân (Triệu đồng/năm)	+
Quan hệ xã hội (X_3)	Có = 1, Không = 0	+
Mục đích vay của hộ (X_4)	Cho sản xuất, kinh doanh = 1, khác = 0	+
Số tổ chức tín dụng (X_5)	Số tổ chức tín dụng có trên địa bàn	+/-
Giá trị tài sản (X_6)	Tổng giá trị tài sản của hộ (triệu đồng).	+
Số lần vay của hộ (X_7)	Số lần vay vốn của hộ (lần)	+/-

3 KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

3.1 Đặc điểm của mẫu nghiên cứu

3.1.1 Đặc điểm nhân khẩu và kinh tế của hộ

Từ thông tin của các nông hộ được khảo sát tháng 12 năm 2010, qui mô hộ (số nhân khẩu

trong hộ) cũng như số lao động bình quân ở mức phổ biến chung của nông hộ ở nước ta hiện nay. Tuy nhiên, giá trị độ lệch chuẩn cho thấy có sự chênh lệch đáng kể về thu nhập bình quân/năm của nông hộ. Đặc điểm nhân khẩu và kinh tế của hộ được trình bày ở Bảng 3.

Bảng 3: Đặc điểm nhân khẩu và kinh tế của nông hộ

TT	Chỉ Tiêu	ĐVT	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Bình quân	Độ lệch chuẩn
1	Số nhân khẩu	Người	1,0	8,0	4,4	1,7
2	Số lao động chính	Người	1,0	5,0	2,3	0,9
3	Giá trị tài sản năm 2010	Tr.đ/hộ	150,0	1.305,0	462,3	170,9
4	Thu nhập bình quân/ năm	Tr.đ/hộ	12,0	376,0	65,2	48,7

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát 12/ 2010

3.1.2 Đặc điểm kinh tế - xã hội của chủ hộ

Các đặc điểm kinh tế - xã hội chủ yếu của chủ hộ được trình bày ở Bảng 4. Thông tin từ bảng cho thấy đại bộ phận chủ hộ là nam giới, bên cạnh

đó đa phần chủ hộ có nghề nghiệp chính là làm nông nghiệp và trình độ học vấn phổ biến là tiểu học và trung học cơ sở.

Bảng 4: Các đặc điểm chủ yếu của chủ hộ

TT	Chỉ tiêu	Số lượng	Tỷ lệ %
1	<i>Giới tính chủ hộ</i>		
	Nam	128	85,3
	Nữ	22	14,7
2	<i>Học vấn chủ hộ</i>		
	Không biết chữ	3	2,0
	Tiểu học	96	64,0
	Phổ thông cơ sở	43	28,6
	Phổ thông trung học trở lên	8	5,3
3	<i>Nghề nghiệp chủ hộ</i>		
	Nông dân	106	70,6
	Làm thuê	17	11,4
	Kinh doanh	15	10,0
	Công chức, viên chức	12	8,0
4	<i>Quan hệ xã hội</i>		
	Người thân làm ở cơ quan nhà nước cấp xã, huyện	28	18,6
	Người thân làm ở cơ quan nhà nước cấp tỉnh, TW	8	5,3
	Người thân làm ở các tổ chức tín dụng	12	8,0

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát 12/ 2010

3.1.3 Thông tin về tín dụng chính thức của hộ

Theo kết quả khảo sát, 150 hộ được phỏng vấn đều vay vốn từ các nguồn TDCT (Ngân hàng thương mại, Ngân hàng chính sách, Quỹ tín dụng, Hội nông dân và Hội phụ nữ). Thông tin về TDCT của hộ vay vốn, bao gồm nguồn tín dụng, lượng vốn vay bình quân, lãi suất và chi phí vay được trình bày ở Bảng 5. Trong đó, các NHTM là nguồn tín dụng cấp lượng vốn vay bình quân (VVBQ) cao nhất. Tuy nhiên, đây cũng là nguồn tín dụng có lãi suất vay bình quân (LSVBQ) cũng như chi phí vay bình quân (CPVBQ) cao hơn các nguồn khác.

Bảng 5: Thông tin vay vốn của nông hộ trong mẫu khảo sát

STT	Nguồn vay	VVBQ (tr.đ)	LSVBQ (%/năm)	CPVBQ (ng.đ)
1	Các ngân hàng thương mại	51,3	17,0	380
2	Quỹ tín dụng, NH chính sách	15,6	5,9	201
3	Hội nông dân	12,9	5,7	139
4	Hội phụ nữ	11,1	6,4	112

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát 12/ 2010

Những thuận lợi và khó khăn trong vay vốn chính thức của hộ được trình bày ở Bảng 6. Bên cạnh những thuận lợi về lãi vay và thủ tục vay, hộ vay cũng gặp một số khó khăn. Trong đó, 24% số hộ được khảo sát cho biết bị GHTD: số tiền được vay nhỏ hơn nhu cầu vay.

Bảng 6: Thuận lợi và khó khăn khi vay vốn từ các TCTD chính thức

STT	Tiêu chí	Thuận lợi (hộ)	Tỉ trọng (%)	Khó khăn (hộ)	Tỉ trọng (%)
1	Thủ tục vay vốn	109	72,6	41	27,4
2	Thời gian chờ đợi	111	74,0	39	26,0
3	Chi phí vay	113	75,3	47	29,7
4	Tài sản thế chấp	117	78,0	33	22,0
5	Gần TCTD	82	54,6	68	45,4
6	Giới hạn số tiền vay	114	76,0	36	24,0
7	Lãi suất vay	142	94,6	8	5,4

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát 12/ 2010

3.2 Các yếu tố ảnh hưởng tới giới hạn tín dụng chính thức của hộ

Kết quả phân tích hồi quy mô hình Logit thí phân để ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến khả

năng bị giới hạn tín dụng chính thức của hộ được trình bày tại Bảng 7.

Theo thông tin ở Bảng 7, LR chi2 (8) = 69,88; Prob > chi2 = 0,0000 < 0,01 cho biết mô hình là phù hợp; hệ số Pseudo-R² của mô hình là 0,3361 cho biết mức độ giải thích của các biến trong mô hình tương đối tốt. Bên cạnh đó, mô hình này có tỷ lệ dự đoán tổng quát 77,33% là khá cao. Hơn nữa, có nhiều biến độc lập trong mô hình ảnh hưởng ở mức có ý nghĩa thống kê.

Bảng 7: Kết quả hồi qui mô hình Logit

STT	Biến độc lập	Hệ số β	dy/dx	Giá trị P
1	Hằng số	3,6991	-	0,011
2	Tuổi của chủ hộ (X ₁)	-0,0120	-0,0030	0,526
3	Trình độ học vấn (X ₂)	-1,0342	-0,2474	0,033
4	Nghề nghiệp (X ₃)	1,5717	0,3507	0,008
5	Giá trị tài sản (X ₄)	-0,0074	-0,0018	0,000
6	Sử dụng TDTM (X ₅)	1,3435	0,3172	0,004
7	Diện tích đất thổ cư (X ₆)	-0,0118	-0,0029	0,043
8	Thu nhập phi sản xuất (X ₇)	0,0029	0,0007	0,696

Số quan sát: 150
 Prob>chi2: 0,0000
 LR chi2 (8): 69,88
 Pseudo R²: 0,3361

Trình độ học vấn của chủ hộ có tác động nghịch tới khả năng bị GHTD của hộ, kết quả này phù hợp với kỳ vọng và cũng như kết luận của Thái Anh Hòa (1997), Trần Thọ Đạt (1998), Nuryartono *et al.* (2005), Guangwen và Lili (2005).

Nghề nghiệp của chủ hộ cũng ảnh hưởng tới khả năng bị GHTD của họ. Chủ hộ có nghề nghiệp với thu nhập ổn định (kinh doanh, viên chức) có khả năng bị GHTD thấp hơn hộ thuần túy sản xuất nông nghiệp. Kết quả đúng với kỳ vọng và cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Guangwen và Lili (2005), Nuryartono *et al.* (2005).

Giá trị tài sản của hộ là yếu tố có tác động nghịch tới khả năng bị GHTD của nông hộ. Kết quả nghiên cứu cũng đúng với kỳ vọng và kết quả

nghiên cứu của Thái Anh Hòa (1997), Guangwen và Lili (2005).

Sử dụng TDTM (tín dụng không chính thức) là yếu tố có ảnh hưởng thuận tới khả năng bị GHTD của hộ. Kết quả nghiên cứu phù hợp với quan điểm về sự thay thế giữa tín dụng ngân hàng với tín dụng thương mại được đề cập bởi Danielson and Scott (2004): nông hộ bị giới hạn tín dụng ngân hàng thường thay thế bằng tín dụng thương mại. Kết quả này cũng trùng với kết luận của Trần Ái Kết (2009), Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung (2010).

Diện tích đất thổ cư thuộc quyền sử dụng của hộ có tác động nghịch tới khả năng bị GHTD của hộ. Kết quả nghiên cứu phù hợp với kỳ vọng, vì đất thổ cư có giấy chứng nhận quyền sử dụng thường được các tổ chức tín dụng chấp nhận là tài sản thế chấp khi cho vay. Hơn nữa, đất thổ cư thường có giá trị lớn hơn đất sản xuất nên hộ gia

đình có diện tích đất thổ cư lớn hơn sẽ có khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cao hơn.

Ngoài ra, tuổi của chủ hộ và thu nhập phi sản xuất của hộ cũng ảnh hưởng tới khả năng bị giới hạn tín dụng, nhưng chưa ở mức có ý nghĩa thống kê.

3.3 Các nhân tố ảnh hưởng tới lượng vốn tín dụng chính thức của hộ

Kết quả phân tích mô hình hồi quy tuyến tính đa biến để ước lượng các nhân tố ảnh hưởng đến lượng vốn vay của nông hộ được trình bày tại Bảng 8.

Theo kết quả hồi qui, với sig.F = 0,000 khẳng định phương trình hồi qui có ý nghĩa. $R^2 = 47,4\%$ cho biết mức độ giải thích của các biến độc lập đối với biến động trung bình của lượng vốn vay là khá cao. Bên cạnh đó, nhiều biến độc lập ảnh hưởng ở mức có ý nghĩa thống kê.

Bảng 8: Kết quả hồi quy tuyến tính đa biến

STT	Biến độc lập	Hệ số β	Giá trị t	Giá trị P
1	Hằng số	-41,4619	-2,66	0,009
2	Học vấn của chủ hộ (X_1)	5,0764	1,25	0,214
3	Thu nhập của hộ (X_2)	0,1359	3,11	0,002
4	Quan hệ xã hội (X_3)	8,4996	1,93	0,056
5	Mục đích vay của chủ hộ (X_4)	16,6671	3,86	0,000
6	Số tổ chức tín dụng (X_5)	2,5784	1,06	0,289
7	Giá trị tài sản (X_6)	0,0814	6,38	0,000
8	Số lần vay của hộ (X_7)	-0,1437	-0,04	0,965

Số quan sát: 150

R^2 (%): 47,4

Sig.F: 0,000

Thu nhập của hộ có tác động thuận tới lượng vốn vay của hộ. Kết quả nghiên cứu phù hợp với kỳ vọng và kết quả nghiên cứu của Nuryartono *et al.* (2005), Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung (2010).

Quan hệ xã hội của chủ hộ cũng có tác động thuận tới lượng vốn vay chính thức của hộ. Kết quả này cũng phù hợp với kỳ vọng và kết quả nghiên cứu của Trần Thọ Đạt (1998), Duong và Inzumida (2002), Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung (2010).

Mục đích vay của chủ hộ có tác động thuận tới lượng vốn vay. Kết quả đúng như kỳ vọng, vì nếu hộ sử dụng vốn vay cho mục đích đầu tư sản xuất thì có khả năng sinh lợi và hoàn vốn vay cho tổ chức tín dụng sẽ cao hơn so với hộ sử dụng tiền vay vào mục đích tiêu dùng hay trả nợ, nhờ đó

thường được tổ chức tín dụng cho vay nhiều hơn. Kết quả này cũng phù hợp với kết luận của Nguyễn Quốc Oánh, Phạm Thị Mỹ Dung (2010).

Giá trị tài sản của hộ cũng có ảnh hưởng thuận tới lượng vốn vay. Kết quả nghiên cứu không phù hợp với kỳ vọng mà cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Duong và Inzumida (2002), Guangwen và Lili (2005) và Nguyễn Quốc Oánh, Phạm Thị Mỹ Dung (2010).

Ngoài ra, trình độ học vấn của chủ hộ, số tổ chức tín dụng và số lần vay cũng ảnh hưởng tới lượng vốn vay chính thức của hộ sản xuất nông nghiệp ở địa bàn nghiên cứu, tuy nhiên chưa ở mức có ý nghĩa thống kê.

4 KẾT LUẬN

Từ kết quả nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng tới tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ được

khảo sát ở địa bàn tỉnh An Giang, có thể rút ra các kết luận sau đây.

Thứ nhất, tiếp cận TDCT của nông hộ bên cạnh những thuận lợi về lãi vay và thủ tục vay, hộ vay cũng gặp một số khó khăn; trong đó, 24% số hộ được khảo sát cho biết bị GHTD: số tiền được vay nhỏ hơn nhu cầu vay.

Thứ hai, kết quả phân tích hồi qui mô hình Logit cho thấy nhiều yếu tố có ảnh hưởng tới khả năng bị GHTD của nông hộ: trình độ học vấn, nghề nghiệp của chủ hộ, diện tích đất thổ cư, giá trị tài sản của hộ và sử dụng tín dụng thương mại.

Thứ ba, kết quả phân tích hồi qui tuyến tính đa biến cho biết các yếu tố chủ yếu ảnh hưởng tới lượng vốn tín dụng chính thức của hộ: quan hệ xã hội của chủ hộ, mục đích vay vốn, giá trị tài sản và thu nhập của hộ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Trần Thọ Đạt (1998), Chi phí giao dịch vay và sự phân đoạn trên thị trường tín dụng nông thôn. Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế. 10/1998.
- Trần Thọ Đạt và Trần Đình Toàn (1999), Tín dụng nông thôn ở các nước đang phát triển và những bài học cho nước ta. Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế, (250).
- Trần Ái Kết (2009), Một số giải pháp chủ yếu về vốn tín dụng của trang trại nuôi trồng thủy sản ở tỉnh Trà Vinh. Luận án Tiến sĩ kinh tế: 62.31.10.01, LA04.15059, Thư viện quốc gia Việt Nam.
- Nguyễn Quốc Oánh, Phạm Thị Mỹ Dung (2010), Khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ nông dân: Trường hợp nghiên cứu ở vùng cận ngoại thành Hà Nội. Tạp chí Khoa học và phát triển 2010, Tập 8, số 1.
- Attanasio, Orazio P. 1999. Consumption. In Handbook of Macroeconomics, vol. 1, ed. J. B. Taylor and M. Woodford, 741–812. Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Bertola, G. Disney, R. & Grant, C. (2006). The Economics of Consumer Credit Demand and Supply. The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.
- Danielson, M. and J. Scott, 2004, Bank Loan Availability and Trade Credit Demand. The Financial Review 39.
- Deaton, Angus. 1992. Understanding Consumption. Oxford: Oxford University Press.
- Diagne, A. 1999. (1999), Determinants of household access to and participation in formal and informal credit markets in Malawi. Discussion Paper 67. International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.
- Duong Pham Bao and Izumida Yoichi, 2002, Rural Development Finance in Vietnam: A Microeconomic Analysis of Household Surveys. World Development, Vol. 30, (2).
- Gabriel, Stephen C., and C.B. Baker. Concepts of Business and Financial Risk. Amer. J. Agr, Econ. 62(1980).
- He, Guangwen & Li, Lili, 2005. People's Republic of China: Financial Demand Study of Farm Households in Longren/Guizhou of PRC. ADB Technical Assistance Consult's Report. Project Number: 35412, Sep. 2005.
- Hoff, K, Stiglitz, J.E (1993), Introduction: imperfect information and rural credit markets. World Bank Economic Review, Vol. 4.
- Nuryartono N, Zeller M. and Stefan Schwarze. (2005). Credit Rationing of Farm Households and Agricultural production: Empirical Evidence in the Rural Areas of Central Sulawesi, Indonesia. Conference on International Agricultural Research for Development Stuttgart-Hohenheim, October 11-13, 2005.
- Stiglitz, J. E., and Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. American Economic Review 71 (June).
- Greene, William H. (2003). Econometric Analysis. Prentice Hall, New York.