

## **CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN KHẢ NĂNG TIẾP CẬN TÍN DỤNG CHÍNH THỨC CỦA NÔNG HỘ TRỒNG LÚA Ở THỊ XÃ NGÃ NĂM, TỈNH SÓC TRĂNG**

Phan Ngọc Bảo Anh\* và Huỳnh Thị Cẩm Thơ  
Khoa Kế toán – Tài chính ngân hàng, Trường Đại học Tây Đô  
(Email: phanngocbaoanh@tdu.edu.vn)

*Ngày nhận:* 15/01/2020

*Ngày phản biện:* 04/02/2020

*Ngày duyệt đăng:* 15/4/2020

### **TÓM TẮT**

Mục tiêu của nghiên cứu nhằm phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa dựa trên số liệu thu thập từ 190 nông hộ ở thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng. Kết quả phân tích hồi quy Probit và Tobit cho thấy tuổi của chủ hộ, giá trị tài sản thế chấp và tham gia vào đoàn thể tại địa phương là các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa. Ngoài ra, nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ phi tuyến tính dạng hình chữ U ngược giữa tuổi của chủ hộ và khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ. Trên cơ sở kết quả phân tích, các giải pháp được đề xuất giúp nông hộ trồng lúa ở thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng có khả năng tiếp cận vốn tín dụng chính thức tốt hơn.

**Từ khóa:** Tín dụng chính thức, nông hộ trồng lúa, khả năng tiếp cận

---

Trích dẫn: Phan Ngọc Bảo Anh và Huỳnh Thị Cẩm Thơ, 2020. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa ở thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng. Tạp chí Nghiên cứu khoa học và Phát triển kinh tế Trường Đại học Tây Đô. 08: 74-88.

\*Ths. Phan Ngọc Bảo Anh – Giảng viên Khoa Kế toán - TCNH, Trường Đại học Tây Đô

## 1. GIỚI THIỆU

Tín dụng nông thôn có vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy sản xuất nông nghiệp, tăng thu nhập và từng bước nâng cao đời sống của nhân dân. Thị trường tín dụng nông thôn ở Việt Nam nói chung và tỉnh Sóc Trăng nói riêng đã được hình thành từ rất lâu, đây là thị trường bao gồm tín dụng chính thức và phi chính thức cùng tồn tại (Phan Đình Khôi, 2013). Thị xã Ngã Năm là một trong những khu vực trọng điểm về trồng trọt và chăn nuôi của Sóc Trăng, đặc biệt là lĩnh vực trồng lúa với tổng diện tích trồng lúa là 18.723,55 ha, chiếm trên 75% diện tích đất tự nhiên (Theo báo cáo của Phòng Kinh Tế - UBND thị xã Ngã Năm năm 2017). Những năm trở lại đây, người dân tại thị xã Ngã Năm đang có xu hướng mở rộng quy mô sản xuất, chuyển đổi phương thức canh tác mới cũng như áp dụng tiến bộ khoa học kỹ thuật nhằm tăng giá trị thương phẩm của sản phẩm lúa gạo cao hơn. Điều đáng quan tâm là nguồn vốn tín dụng chính thức vẫn chưa đáp ứng đủ nhu cầu vốn của các nông hộ trồng lúa tại thị xã Ngã Năm do vẫn còn tồn tại rất nhiều khó khăn trong việc tiếp cận, các tổ chức tín dụng ngần ngại cho vay vì rủi ro cao, thủ tục rườm rà, thế chấp tài sản,...hay số tiền vay từ các tổ chức tín dụng chính thức còn bị hạn chế không đủ để phục vụ sản xuất (Phạm Quốc Bảo và Nguyễn Thị Búp, 2016).

Có nhiều nghiên cứu thực nghiệm về tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ được thực hiện rộng rãi trên thế giới và Việt Nam, đặc biệt là ở các tỉnh/thành phố đồng bằng sông Cửu Long điển hình

có thể kể đến như nghiên cứu của Trương Đông Lộc và Trần Bá Duy (2010) trên địa bàn tỉnh Kiên Giang; nghiên cứu của Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương (2011) và nghiên cứu của Trần Ái Kết và Huỳnh Trung Thời (2013) thực hiện ở An Giang; nghiên cứu của Nguyễn Quốc Nghi (2016) ở thành phố Cần Thơ;... Tuy nhiên, dường như chưa có nghiên cứu chính thức nào về tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa ở thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng.

Vì vậy, việc nghiên cứu khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa ở thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng là cần thiết nhằm đánh giá thực trạng và phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức, từ đó đề xuất một số giải pháp phù hợp để giúp nông hộ trồng lúa có khả năng tiếp cận được nguồn vốn tín dụng chính thức tốt hơn và qua đó các tổ chức tín dụng chính thức cũng có cơ hội để thực thi nghiệp vụ tín dụng hiệu quả hơn.

## 2. CƠ SỞ LÝ LUẬN

Vấn đề tiếp cận tín dụng của nông hộ đã được luận giải bởi nhiều lý thuyết, trong đó nổi bật lên hai lý thuyết được thừa nhận rộng rãi là lý thuyết cung cầu tín dụng và lý thuyết thông tin bất cân xứng (Hesser and Schuh, 1962; Stiglitz and Weiss, 1981; Hoff and Stiglitz, 1990; Swain, 2002; Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương, 2011; Phan Đình Khôi, 2013).

## 2.1. Lý thuyết cung cầu tín dụng

Hesser and Schuh (1962) cho rằng việc tiếp cận tín dụng được bắt đầu với lý thuyết cầu tín dụng của một cá nhân hoặc một hộ gia đình với mong muốn tối đa hữu dụng kỳ vọng của họ từ việc vay tiền từ các nhà cung cấp tín dụng. Quyết định cung vốn tín dụng phụ thuộc vào lãi suất. Lãi suất chính là chi phí cơ hội của khoản vay và được xác định dựa trên số tiền vay và chất lượng của người đi vay (Swain, 2002; Phan Đình Khôi, 2003). Tuy nhiên, Stiglitz and Weiss (1981) với giả định thị trường tín dụng là không hoàn hảo lại lập luận rằng lý thuyết cung cầu tín dụng dựa vào lãi suất không thể giải thích khả năng tiếp cận vốn của người đi vay do trên thực tế quyết định cung tín dụng không được điều chỉnh bởi lãi suất trên thị trường, trong khi quyết định cho vay phụ thuộc vào cách mà người cho vay lựa chọn người đi vay dựa trên thông tin của người đi vay.

## 2.2. Lý thuyết thông tin bất cân xứng

Lý thuyết thông tin bất cân xứng ngụ ý rằng người cho vay không hiểu rõ mức độ rủi ro của người đi vay nên họ không thể phân biệt giữa người đi vay ít rủi ro và người đi vay nhiều rủi ro cũng như mức độ cố gắng hoàn trả nợ vay của người đi vay. Nếu không phân biệt được, điều tự nhiên là người cho vay sẽ yêu cầu người đi vay trả lãi suất cao hơn để bù đắp thiệt hại do rủi ro gây ra. Việc tăng lãi suất có thể làm giảm lợi nhuận của người cho vay do sự lựa chọn sai lầm của người cho vay và động cơ lệch lạc của người đi vay (Stiglitz and Weiss,

1981; Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương, 2011). Các tổ chức tín dụng quyết định cấp tín dụng và cấp bao nhiêu dựa trên tập hợp các thông tin mà họ nhận được từ người đi vay như đặc điểm của người đi vay, lịch sử khả năng trả nợ, tài sản thế chấp của người vay, mục đích sử dụng tiền vay và khả năng tạo ra thu nhập để hoàn trả nợ vay (Hoff and Stiglitz, 1990).

## 2.3. Lược khảo các nghiên cứu có liên quan

Chủ đề tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ từ lâu đã thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu thực nghiệm trong và ngoài nước. Nghiên cứu của Diagne (1999) về tiếp cận tín dụng của nông hộ ở Malawi bằng phân tích hồi quy OLS, đã kết luận có nhiều yếu tố tác động tới nhu cầu vay và giới hạn tiền vay của nông hộ, đó là tỷ lệ giá trị đất đai trên tổng giá trị tài sản, quy mô lao động, tỷ lệ nhân khẩu phụ thuộc của hộ và khoảng cách từ nhà ở tới nơi vay vốn. Guangwen and Lili (2005) thực hiện nghiên cứu các nông hộ ở huyện Tongren, Trung Quốc, qua phân tích hồi quy Probit đã chỉ ra các yếu tố gồm trình độ học vấn, tuổi của chủ hộ, số con dưới tuổi lao động, nguồn thu nhập, giá trị tiết kiệm của hộ và chính sách của địa phương có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ. Khi nghiên cứu khả năng tiếp cận tín dụng của nông hộ ở Philippin bằng phân tích hồi quy Logit, Gan *et al.* (2007) đã kết luận rằng nông dân và ngư dân trẻ ít có khả năng tiếp cận tín dụng hơn nhóm đối tượng lớn tuổi. Tuy nhiên, theo lý thuyết vòng đời, tuổi càng lớn thì sức

khỏe và khả năng lao động kém dần, dễ dẫn đến rủi ro không trả được nợ nếu sự cố sức khỏe bất ngờ xảy ra, do đó tuổi càng lớn thì khả năng tiếp cận vốn vay càng thấp (Okten and Osili, 2004; Pham and Lensink, 2007).

Ở Việt Nam, các nghiên cứu thực nghiệm về tiếp cận tín dụng chính thức đã chỉ ra các yếu tố thuộc về đặc điểm của nông hộ như tuổi tác, giới tính, quy mô hộ gia đình, trình độ học vấn, kinh nghiệm sản xuất, diện tích đất, tình trạng tài sản của hộ,... có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng chính thức (Trương Đông Lộc và Trần Bá Duy, 2010; Nguyễn Quốc Nghi, 2016; Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương, 2011). Ngoài ra, nguồn tín dụng chính thức cũng bị ảnh hưởng bởi các yếu tố như địa vị xã hội, việc tham gia đoàn thể địa phương, kế hoạch đầu tư khả thi, lịch sử vay vốn trong quá khứ, khả năng đi vay từ nguồn không chính thức,... (Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung, 2010; Trần Ái Kết và Huỳnh Trung Thời, 2013).

Các biến sử dụng trong bài viết này được chọn lọc dựa trên cơ sở lý thuyết và kế thừa các nghiên cứu trước đây sao cho phù hợp với địa bàn nghiên cứu. Mô hình nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu được trình bày ở phần tiếp theo.

### 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

#### 3.1. Phương pháp thu thập số liệu

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu là số liệu sơ cấp được thu thập qua việc phỏng vấn trực tiếp 190 hộ trồng lúa trên địa bàn 8 xã/phường thuộc thị xã Ngã Năm,

Năm, tỉnh Sóc Trăng bao gồm phường 1, phường 2, phường 3, xã Tân Long, xã Vĩnh Quới, xã Mỹ Quới, xã Long Bình và xã Mỹ Bình. Các nông hộ được chọn theo phương pháp lấy mẫu ngẫu nhiên phân tầng. Tiêu thức phân tầng theo nông hộ có tiếp cận nguồn tín dụng chính thức và không tiếp cận được nguồn tín dụng chính thức. Sau khi phân nhóm, ta tiến hành chọn mẫu thuận tiện trong từng nhóm (Võ Thị Thanh Lộc, 2015; Nguyễn Văn Anh Vũ, Phạm Phi Hùng và Bùi Hoàng Nam, 2016). Số liệu nghiên cứu được khảo sát từ tháng 11/2018 đến tháng 12/2018.

#### 3.2. Phương pháp phân tích số liệu

Để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Probit nhị phân và tiếp theo sử dụng mô hình hồi quy Tobit để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến lượng tiền vay mà nông hộ nhận được từ nguồn tín dụng chính thức trên địa bàn thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng.

#### Mô hình Probit

Mô hình Probit được trình bày như sau:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

Trong đó, biến phụ thuộc  $Y_i$  là biến giả, nhận giá trị bằng 1 nếu hộ vay được vốn từ nguồn tín dụng chính thức và nhận giá trị 0 là ngược lại,  $X_i$  là các biến độc lập ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng chính thức,  $\beta_0$  là tung độ gốc;  $\beta_1$  là các tham số hồi quy;  $u_i$  là sai số ngẫu nhiên.

### Mô hình Tobit

Mô hình Tobit được trình bày như sau:

$$y_i = \begin{cases} y_1^* = \beta X_i + u_i & \text{nếu } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{nếu } y_1^* \leq 0 \end{cases}$$

với  $u_i \sim \text{in}(0, \sigma^2)$

Trong đó, biến phụ thuộc  $Y_i$  thể hiện lượng tiền vay được từ nguồn tín dụng chính thức,  $X_i$  là các biến độc lập có ảnh hưởng đến lượng tiền vay của hộ;  $u_i$  là sai số ngẫu nhiên.

Các biến độc lập trong mô hình được diễn giải như sau:

**Tuổi của chủ hộ:** Zeller (1994) cho rằng tuổi làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng ở nông thôn, nơi mà tuổi của chủ hộ được gắn liền với việc tích lũy kinh nghiệm và của cải. Tuy nhiên, chủ hộ càng lớn tuổi thì sức khỏe thường không ổn định, dễ mắc bệnh, khả năng lao động kém dần, dễ dẫn đến rủi ro không trả được nợ (nếu sự cố sức khỏe bất ngờ xảy ra), do đó chủ hộ càng lớn tuổi càng khó tiếp cận được vốn vay (Okten and Osili, 2004; Pham and Lensink, 2007). Đồng thời, cùng với tuổi tác và kinh nghiệm, các hộ thường tích lũy được nhiều tài sản cũng như vốn nên có thể ít có nhu cầu vay hơn (Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương, 2011). Do đó, nhóm tác giả đã sử dụng thêm biến tuổi bình phương (tuoi binh phuong) để làm sáng tỏ vấn đề nghiên cứu.

**Kinh nghiệm sản xuất:** Là số năm tham gia trồng lúa của chủ hộ. Theo thời gian, chủ hộ tích lũy thêm nhiều kinh nghiệm sản xuất phù hợp với đặc điểm và đảm bảo tính mùa vụ, qua đó có thể

làm tăng năng suất và hạn chế được rủi ro trong quá trình sản xuất, tạo được nguồn thu nhập ổn định, vì vậy rủi ro mất vốn sẽ giảm nên dễ dàng tiếp cận được vốn tín dụng chính thức hơn (Bùi Văn Trinh và Trương Thị Phương Thảo, 2014).

**Thu nhập bình quân năm của hộ** là thu nhập bình quân của hộ tính bằng triệu đồng/năm. Một trong những điều kiện để vay được vốn từ các tổ chức tín dụng chính thức là khả năng “tạo ra tiền” và “thu nhập” của người đi vay. Những hộ có thu nhập bình quân hàng năm cao dễ dàng tiếp cận tín dụng chính thức hơn (khi có nhu cầu) bởi thường được xem là có nhiều uy tín và khả năng trả nợ tốt hơn (Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung, 2010). Tuy nhiên, các hộ có thu nhập cao thường tích lũy được nhiều vốn để sản xuất nên nhu cầu vay vốn của họ là rất ít, những hộ nghèo thì có thu nhập thấp, nên họ thường có nhu cầu về vốn cao (Vương Quốc Duy và Đặng Hoàng Trung, 2015)

**Tham gia đoàn thể** là biến giả, nhận giá trị 1 nếu thành viên của hộ có tham gia các hội đoàn thể và nhận giá trị 0 là ngược lại. Các thành viên của tổ chức hội đoàn thể có cơ hội tiếp cận thông tin nhanh hơn những đối tượng khác do các chương trình tín dụng thường được phổ biến thông qua các tổ chức hội, đoàn thể (Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung, 2010; Nguyễn Quốc Nghi, 2016).

**Giá trị tài sản thế chấp:** Giá trị tài sản thế chấp của hộ (triệu đồng). Các hộ có tài sản thế chấp vay được nhiều vốn từ nguồn tín dụng chính thức hơn các hộ không có tài sản thế chấp. Các TCTD

thường dùng tài sản thế chấp làm tài sản đảm bảo các khoản vay và cũng nhằm mục đích ràng buộc nông hộ trong vấn đề trả nợ (Phạm and Izumida, 2002; Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung, 2010; Nguyễn Văn Anh Vũ và *ctv.*, 2016).

**Tín dụng không chính thức** là biến giả, nhận giá trị 1 nếu hộ có vay từ nguồn không chính thức và nhận giá trị 0 là ngược lại. Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương (2011) cho rằng các hộ vay từ nguồn không chính thức thường ít tiếp cận được nguồn vốn tín dụng chính thức vì không đáp ứng được yêu cầu của các TCTD về thế chấp, thu nhập hay kế hoạch sử dụng vốn. Thực

tế, các hộ có vay vốn không chính thức thường muốn vay vốn từ khu vực chính thức với lãi suất thấp để trả cho các khoản vay không chính thức với lãi suất cao là lý do chủ yếu (Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung, 2010).

**Lịch sử tín dụng** là biến giả, nhận giá trị 1 nếu nông hộ trả nợ vay của các TCTD đúng hạn trong quá khứ, nhận giá trị 0 là ngược lại. Các hộ thanh toán lãi và/hoặc gốc trễ hạn hoặc không thanh toán trong quá khứ được xem như có lịch sử tín dụng “xấu”, thông thường các hộ này sẽ khó có khả năng tiếp cận nguồn tín dụng chính thức từ các TCTD (Sarap, 1990; Pham và Lensink; 2007).

Bảng 1. Diễn giải các biến độc lập và dấu kỳ vọng trong mô hình Probit và Tobit

Tên biến	Diễn giải	Dấu kỳ vọng	
		Mô hình Probit	Mô hình Tobit
Tuổi của chủ hộ (X <sub>1</sub> )	Tính từ năm sinh đến thời điểm phỏng vấn (năm)	+	+
Tuổi bình phương (X <sub>2</sub> )	Bình phương tuổi của chủ hộ	-	-
Kinh nghiệm (X <sub>3</sub> )	Là số năm trực tiếp tham gia trồng lúa của chủ hộ (năm)	+	+
Thu nhập (X <sub>4</sub> )	Thu nhập bình quân của hộ (triệu đồng/năm)	+	+
Tham gia đoàn thể (X <sub>5</sub> )	Nhận giá trị là 1 nếu có tham gia hội đoàn thể và 0 nếu không tham gia	+	+
Tài sản thế chấp (X <sub>6</sub> )	Tổng giá trị tài sản của hộ có thể thế chấp, đáp ứng nhu cầu của TCTD (triệu đồng)	+	+
Hộ có vay nguồn không chính thức (X <sub>7</sub> )	Nhận giá trị 1 nếu hộ có vay từ nguồn tín dụng không chính thức và 0 nếu hộ không có vay	-	-
Lịch sử tín dụng (X <sub>8</sub> )	Nhận giá trị 1 nếu hộ trả nợ vay đúng hạn trong quá khứ và 0 nếu hộ trả không đúng hạn	+	+

*Ghi chú: Dấu (-) thể hiện quan hệ ngược chiều, dấu (+) thể hiện quan hệ cùng chiều giữa biến độc lập so với biến phụ thuộc*

#### 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

##### 4.1. Thực trạng vay vốn của nông hộ trồng lúa qua mẫu điều tra

##### 4.1.1. Thông tin về tín dụng chính thức của nông hộ

Kết quả từ mẫu điều tra cho thấy, trong 190 nông hộ được phỏng vấn thì có 150 hộ vay được vốn từ nguồn tín dụng chính thức (chiếm 78,95%), còn lại

40 hộ không vay được vốn từ nguồn tín dụng chính thức. Trong 150 hộ vay được vốn thì có 122 hộ vay vốn tại Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn chiếm tỷ lệ cao nhất (81,33%), tiếp đó là Ngân hàng TMCP Sài Gòn Thương Tín với 15 hộ (chiếm 10%) và còn lại là các tổ chức tín dụng khác là 13 hộ. Các ngân hàng này có phòng giao dịch ở thị xã Ngã Năm nên nông hộ dễ dàng tiếp cận.

Bảng 2. Cơ cấu vốn vay của nông hộ

Chỉ tiêu	Số quan sát	Tỷ lệ (%)
<b>Không vay được từ nguồn tín dụng chính thức</b>	<b>40</b>	<b>21,05</b>
<b>Vay được từ nguồn tín dụng chính thức</b>	<b>150</b>	<b>78,95</b>
- Ngân hàng NN và PTNT	122	81,33
- Ngân hàng TMCP Sài Gòn Thương Tín	15	10,00
- Các TCTD khác	13	8,67

(Nguồn: Số liệu khảo sát năm 2018)

Bảng 3 trình bày các số liệu mô tả đặc điểm các khoản vay của nông hộ trong mẫu nghiên cứu. Lượng vốn vay được cao nhất là 500 triệu đồng, thấp nhất là 40 triệu đồng, trung bình một khách hàng vay được 125,4 triệu đồng, thấp hơn mức đề nghị vay trung bình. Tài sản đảm bảo chủ yếu là giấy chứng

nhận quyền sở hữu đất đai và nhà ở gắn liền với đất ở, tổng giá trị tài sản đảm bảo trung bình trong mẫu nghiên cứu là 140,4 triệu đồng. Thời gian vay cao nhất là 12 tháng, thấp nhất là 3 tháng, trung bình là 9,5 tháng. Lãi suất vay trung bình là 7%/năm, cao nhất là 11%/năm và thấp nhất là 6,5%/năm.

Bảng 3. Nhu cầu vay vốn và lượng vốn vay

Chỉ tiêu	Đơn vị tính	Trung bình	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
Lượng vốn đề nghị vay	Triệu đồng	151,6	600	40	96,6
Lượng vốn vay được	Triệu đồng	125,4	500	40	88,9
Tổng giá trị tài sản thế chấp	Triệu đồng	140,4	660	0	107,9
Thời gian vay	Tháng	9,5	12	3	4,9
Lãi suất vay	%/năm	7,0	11	6,5	2,9

(Nguồn: Số liệu khảo sát năm 2018)

**4.1.2. Nguyên nhân nông hộ không vay vốn chính thức**

Khi được hỏi đa phần các hộ không vay vốn từ nguồn tín dụng chính thức do không đáp ứng được điều kiện vay của ngân hàng chiếm 60%, khoảng 27,5% hộ

không biết thủ tục vay và 12,5% còn lại do lý do cá nhân. Nguyên nhân hộ không đáp ứng được điều kiện vay chủ yếu là do không có tài sản thế chấp và không có xác nhận của địa phương.

Bảng 4. Nguyên nhân nông hộ không vay vốn chính thức

Nguyên nhân	Số quan sát	Tỷ lệ (%)
Không đáp ứng đủ điều kiện của ngân hàng	24	60,0
Không biết thủ tục vay vốn	11	27,5
Nguyên nhân khác	5	12,5
Tổng	40	100,0

(Nguồn: Số liệu khảo sát năm 2018)

**4.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ trồng lúa**

Như đã trình bày, nghiên cứu sử dụng mô hình Probit để ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ. Biến phụ thuộc trong mô hình này là khả năng tiếp cận tín dụng (có tiếp cận được hoặc không tiếp cận được). Các biến độc lập trong mô hình là tuổi của chủ hộ, tuổi bình phương, kinh nghiệm của chủ hộ, thu nhập của hộ, giá trị tài sản thế chấp, tham gia vào đoàn thể địa phương, hộ có vay từ nguồn tín dụng không chính thức và lịch sử tín dụng của hộ.

Theo kết quả ở Bảng 5, ta có giá trị LR Chi<sup>2</sup> = 125,87, Prob > Chi<sup>2</sup> = 0,0000 cho thấy mô hình nghiên cứu có ý nghĩa thống kê và mức độ dự báo chính xác của nó khá cao (95,74%), chứng tỏ tính phù hợp của mô hình trong nghiên cứu này. Kết quả phân tích mô hình Probit cho thấy trong số 8 biến độc lập đưa vào mô hình thì có 4 biến có ý nghĩa thống kê ở mức dưới 10% ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa gồm tuổi của chủ hộ (X<sub>1</sub>), tuổi bình phương (X<sub>2</sub>), giá trị tài sản thế chấp (X<sub>5</sub>) và tham gia vào đoàn thể địa phương (X<sub>6</sub>).



Bảng 5. Kết quả phân tích mô hình Probit

	Hệ số $\beta$	dy/dx	Giá trị z	p-value
Hằng số	-12,514	-	-3,37	0,001
Tuổi của chủ hộ (X <sub>1</sub> )	0,453	0,00365	2,58	0,010
Tuổi bình phương (X <sub>2</sub> )	-0,004	-0,00004	-2,02	0,043
Kinh nghiệm (X <sub>3</sub> )	-0,030	-0,00025	-0,76	0,449
Thu nhập (X <sub>4</sub> )	-0,003	-0,00002	-0,34	0,736
Giá trị thế chấp (X <sub>5</sub> )	0,031	0,00025	4,87	0,000
Tham gia đoàn thể (X <sub>6</sub> )	0,639	0,00665	1,80	0,072
Hộ có vay nguồn không chính thức (X <sub>7</sub> )	-0,406	-0,00362	-1,14	0,254
Lịch sử tín dụng (X <sub>8</sub> )	0,579	0,00638	1,60	0,109
Số quan sát: 190				
Pseudo R <sup>2</sup> = 64,36%				
LR Chi <sup>2</sup> = 125,87				
Prob > Chi <sup>2</sup> = 0,000				
Log likelihood = -34,849				
Phần trăm dự báo chính xác: 95,74 %				

Với giả thuyết các yếu tố khác không đổi, ảnh hưởng của từng biến đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ trồng lúa trên địa bàn thị xã Ngã Năm tỉnh Sóc Trăng được diễn giải như sau:

Biến **tuổi của chủ hộ** (X<sub>1</sub>) có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hệ số ước lượng bằng 0,453 mang dấu dương, kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu. Kết quả ước lượng tác động biên  $dy/dx = 0,00365$  cho thấy khi tuổi của chủ hộ tăng lên 1 năm thì khả năng tiếp cận vốn tín dụng chính thức tăng thêm 0,365 điểm phần trăm trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Tuy nhiên, nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ có dạng chữ U ngược giữa tuổi của chủ hộ và xác suất nông hộ tiếp cận được nguồn tín dụng

chính thức. Cụ thể, biến **tuổi bình phương** (X<sub>2</sub>) có hệ số ước lượng bằng -0,004 mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Khi tuổi của chủ hộ tăng lên đến một mức nào đó thì khả năng tiếp cận vốn tín dụng chính thức sẽ giảm xuống. Thực tế cho thấy, chủ hộ càng lớn tuổi càng có nhiều kinh nghiệm trong sản xuất. Tuy nhiên, chủ hộ càng lớn tuổi thì sức khỏe thường không ổn định, dễ mắc bệnh, khả năng lao động kém dần, dễ dẫn đến rủi ro không trả được nợ nếu sự cố sức khỏe bất ngờ xảy ra, do đó chủ hộ càng lớn tuổi càng khó tiếp cận được vốn vay (Okten và Osili, 2004; Pham và Lensink, 2007).

Biến **giá trị tài sản thế chấp** (X<sub>5</sub>) có tác động thuận chiều đến xác suất tiếp

cận vốn tín dụng chính thức của nông hộ với mức ý nghĩa thống kê 1%. Cụ thể, khi giá trị tài sản thế chấp tăng 1 triệu đồng thì khả năng tiếp cận nguồn tín dụng chính thức của nông hộ tăng thêm 0,025 điểm phần trăm với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu và phù hợp với kết quả nghiên cứu của Phạm và Izumida (2002), Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung (2010), Nguyễn Văn Anh Vũ và *ctv.* (2016).

Biến **tham gia vào đoàn thể** ( $X_6$ ) có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, hệ số ước lượng bằng 0,639 mang dấu dương. Những hộ có tham gia vào đoàn thể địa phương có khả năng tiếp cận vốn tín dụng chính thức cao hơn các hộ khác. Kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu và đồng nhất với kết quả nghiên cứu của Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung (2010), Nguyễn Quốc Nghi (2016).

Các biến *kinh nghiệm* ( $X_3$ ), *thu nhập* ( $X_4$ ), *hộ có vay nguồn không chính thức* ( $X_7$ ), *lịch sử tín dụng* ( $X_8$ ) có giá trị p-value lớn hơn 10% nên không có ý nghĩa về mặt thống kê. Nghĩa là trong một chừng mực nhất định của nghiên cứu thì các biến này không có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trên địa bàn nghiên cứu.

### 4.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến lượng vốn tín dụng chính thức của hộ trồng lúa trên địa bàn thị xã Ngã Năm tỉnh Sóc Trăng

Sau khi phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ, nghiên cứu tiếp tục xác định các yếu tố ảnh hưởng đến lượng tiền vay từ tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa trên địa bàn thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng.

Theo số liệu trình bày ở Bảng 6 cho thấy giá trị LR Chi2 = 572,84, Prob > Chi2 = 0,0000 < 0,01, điều này cho thấy ta có thể bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ( $H_0$ : tất cả các biến độc lập đưa vào mô hình không có biến nào tác động đến lượng vốn tín dụng chính thức của hộ trồng lúa) và có thể kết luận rằng mô hình nghiên cứu là phù hợp với mức ý nghĩa 1%. Kết quả ước lượng hồi quy Tobit ở Bảng 6 cho thấy rằng trong số 8 biến độc lập đưa vào mô hình thì có 4 biến có ảnh hưởng đến lượng tiền vay từ tín dụng chính thức của nông hộ với mức ý nghĩa thống kê cao bao gồm tuổi của chủ hộ ( $X_1$ ), tuổi bình phương ( $X_2$ ), giá trị tài sản thế chấp ( $X_5$ ) và tham gia vào đoàn thể địa phương ( $X_6$ ). Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, sự thay đổi của từng yếu tố sẽ tác động đến lượng vốn tín dụng chính thức mà nông hộ trồng lúa nhận được trong mỗi năm được diễn giải như sau:

Bảng 6. Kết quả phân tích mô hình Tobit

	Hệ số $\beta$	dy/dx	Giá trị z	p-value
Hằng số	-228,057	-	-6,51	0,000
Tuổi của chủ hộ ( $X_1$ )	8,864	8,8636	5,52	0,000
Tuổi bình phương ( $X_2$ )	-0,094	-0,0943	-5,08	0,000
Kinh nghiệm ( $X_3$ )	0,289	0,2890	1,00	0,319
Thu nhập ( $X_4$ )	-0,033	-0,0332	-0,92	0,358
Giá trị thế chấp ( $X_5$ )	0,822	0,8223	42,75	0,000
Tham gia đoàn thể ( $X_6$ )	6,668	6,6681	2,46	0,015
Hộ có vay nguồn không chính thức ( $X_7$ )	-3,611	-3,2280	-1,20	0,230
Lịch sử tín dụng ( $X_8$ )	3,661	3,6111	1,33	0,186
Số quan sát: 190				
Pseudo $R^2 = 30,00\%$				
LR $\text{Chi}^2 = 572,84$				
Prob > $\text{Chi}^2 = 0,000$				
Log likelihood = -668,396				
Phần trăm dự báo chính xác: 95,99 %				

Biến **tuổi của chủ hộ** ( $X_1$ ) có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hệ số ước lượng bằng 8,864 mang dấu dương, kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu và phù hợp với kết quả nghiên cứu của Zeller (1994). Hệ số ước lượng của biến **tuổi bình phương** ( $X_2$ ) là -0,094 mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy mối quan hệ có dạng chữ U ngược giữa tuổi của chủ hộ và lượng vốn tín dụng chính thức mà nông hộ nhận được. Khi tuổi của chủ hộ tăng lên đến một mức nào đó thì lượng vốn tín dụng chính thức mà hộ nhận được sẽ giảm. Okten và Osili (2004) và Pham và Lensink (2007) cho rằng chủ hộ càng lớn tuổi thì sức khỏe và khả năng lao động kém dần, dễ dẫn đến rủi ro không trả được nợ nếu sự cố sức khỏe bất ngờ xảy ra, do đó chủ hộ càng lớn tuổi càng

khó tiếp cận được vốn vay và lượng vốn vay từ tín dụng chính thức càng giảm.

Biến **giá trị tài sản thế chấp** ( $X_5$ ) có tác động thuận chiều đến lượng vốn vay từ tín dụng chính thức mà nông hộ nhận được với mức ý nghĩa thống kê 1%. Những hộ có tài sản thế chấp vay được nhiều vốn hơn các hộ không có hoặc có ít tài sản thế chấp. Cụ thể, khi giá trị tài sản thế chấp tăng 1 triệu đồng thì lượng vốn vay từ tín dụng chính thức mà nông hộ nhận được tăng thêm 0,8223 triệu đồng với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu và phù hợp với kết quả nghiên cứu của Pham và Izumida (2002), Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung (2010), Nguyễn Văn Anh Vũ và *ctv.* (2016). Đây là một trong những điều kiện đảm bảo trong cho vay

mà các tổ chức tín dụng đưa ra nhằm đảm bảo tiền vay và buộc người vay phải chấp hành.

Biến *tham gia vào đoàn thể* ( $X_6$ ) có hệ số ước lượng bằng 6,668 mang dấu dương cho thấy mối quan hệ thuận chiều giữa việc tham gia đoàn thể và lượng vốn vay từ các tổ chức tín dụng chính thức với mức ý nghĩa thống kê 5%. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, những hộ có tham gia vào các tổ chức đoàn thể địa phương như Hội Phụ nữ, Hội Nông dân, Đoàn thanh niên, các tổ vay vốn,... sẽ vay được từ các tổ chức tín dụng chính thức số tiền cao hơn các hộ không tham gia là 6,668 triệu đồng. Khi nông hộ tham gia vào các tổ chức đoàn thể địa phương sẽ giúp nông hộ nắm bắt các thông tin về tín dụng nhanh hơn, đặc biệt là các gói tín dụng ưu đãi. Thêm vào đó, các nông hộ này sẽ tận dụng hết tất cả những mối quan hệ để có thể vay vốn nhiều hơn so với khả năng có thể trả nợ của hộ (Nguyễn Quốc Oánh và Phạm Thị Mỹ Dung, 2010; Nguyễn Quốc Nghi, 2016; Nguyễn Văn Vũ An và *ctv.*, 2016).

Bên cạnh đó, các biến *kinh nghiệm* ( $X_3$ ), *thu nhập* ( $X_4$ ), *hộ có vay nguồn không chính thức* ( $X_7$ ), *lịch sử tín dụng* ( $X_8$ ) có giá trị p-value lớn hơn 10% nên không có ý nghĩa về mặt thống kê hay nói cách khác không có đủ bằng chứng cho rằng các biến này có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa trên địa bàn nghiên cứu.

#### 4. KẾT LUẬN

Dựa vào số liệu thu thập từ 190 nông hộ trồng lúa, nghiên cứu thực hiện nhằm phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa trên địa bàn thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng. Kết quả ước lượng bằng mô hình Probit và Tobit cho thấy tuổi của chủ hộ, giá trị tài sản thế chấp và tham gia vào đoàn thể địa phương là các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa với mức ý nghĩa thống kê cao. Nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ phi tuyến tính dạng hình chữ U ngược giữa tuổi của chủ hộ và khả năng tiếp cận tín dụng chính thức. Nguyên nhân chủ yếu khiến nông hộ không tiếp cận được nguồn tín dụng chính thức là do không có tài sản thế chấp và không có xác nhận của địa phương. Số tiền nông hộ xin vay từ nguồn tín dụng chính thức so với số tiền vay được còn có sự chênh lệch nhất định.

#### Đề xuất

Dựa trên các kết quả phân tích, nghiên cứu đề xuất một số giải pháp nhằm nâng cao khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng chính thức của nông hộ trồng lúa tại thị xã Ngã Năm, tỉnh Sóc Trăng như sau:

#### *Đối với hộ trồng lúa*

\* Tham gia các tổ chức đoàn thể tại địa phương như Hội Nông dân, Hội Phụ nữ, các tổ vay vốn,... Các tổ chức đoàn thể này có thể giúp nông hộ được vay vốn khi có nhu cầu, đồng thời giúp hộ cập nhật được thông tin về các phương

thức canh tác sản xuất mới, tiến bộ khoa học kỹ thuật hiện đại một cách dễ dàng và nhanh chóng.

\* Lượng vốn vay mà nông hộ nhận được từ các tổ chức tín dụng chịu ảnh hưởng bởi yếu tố giá trị tài sản thế chấp. Chính vì vậy, nông hộ nên liệt kê đầy đủ giá trị tài sản, sử dụng vốn vay đúng mục đích và mục đích chính đáng để tạo ra thu nhập. Thông qua đó, hộ cũng đảm bảo khả năng trả nợ của mình và tạo lòng tin với các tổ chức tín dụng, từ đó có thể dễ dàng tiếp cận được nguồn vốn chính thức khi có nhu cầu.

#### ***Đối với các tổ chức tín dụng***

\* Tăng cường mối quan hệ và phối hợp chặt chẽ với các tổ chức xã hội, chính quyền địa phương để đánh giá và phân tích nông hộ xin vay vốn được khách quan rõ ràng và sát thực tế nhằm giảm được thời gian thẩm định, người dân nhận được vốn vay nhanh hơn để phục vụ sản xuất.

\* Hoàn thiện chính sách tín dụng với lãi suất hợp lý, thời gian cho vay phù hợp nhằm tạo nhiều cơ hội thuận lợi cho hoạt động tín dụng chính thức cũng như phát triển thị trường tín dụng nông thôn. Cải tiến quy trình, thủ tục cho vay theo hướng tinh gọn, đơn giản nhưng vẫn đảm bảo được các yêu cầu trong khâu thẩm định tín dụng.

\* Mở rộng mạng lưới các phòng giao dịch về nông thôn, việc cung cấp thông tin về nguồn tín dụng cho nông hộ cần chính xác và kịp thời để các hộ sản xuất có điều kiện tiếp cận được vốn khi có nhu cầu, góp phần xây dựng nền kinh tế

nông nghiệp phát triển mạnh, người dân có đủ nguồn vốn phục vụ sản xuất.

#### **TÀI LIỆU THAM KHẢO**

1. Diagne, A., 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.
2. Gan, C., Nartea, G. V. and Garay, A., 2007. Credit accessibility of small-scale farmers and fisherfolk in the Philippines. Review of Development and Cooperation.
3. Guangwen, H. and Lili, L., 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.
4. Hesser, Leon F., and G. Edward Schuh, 1962. The Demand for Agricultural Mortgage Credit," Journal of Farm Economics, Vol. 54, No. 5, pp. 1583-1588.
5. Hoff, Karla; Stiglitz, Joseph E., 1990. Introduction: imperfect information and rural credit markets - puzzles and policy perspectives. The World Bank economic review, Vol. 4, No. 3(September 1990), pp. 235-250.
6. Lê Khương Ninh và Phạm Văn Dương, 2011. Phân tích các yếu tố quyết định lượng vốn vay tín dụng chính thức của hộ nông dân ở An Giang. Tạp chí Công nghệ Ngân hàng, số 60, trang 8-15.

7. Nguyễn Quốc Nghi, 2016. Các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ sản xuất lúa trong mô hình cánh đồng mẫu lớn ở thành phố Cần Thơ. Tạp chí Khoa học trường Đại học Cần Thơ, số 3, trang 11-15
8. Nguyễn Quốc Oánh và 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, tập 8, số 1, trang 170-177.
9. Nguyễn Văn Anh Vũ, Phạm Phi Hùng và Bùi Hoàng Nam, 2016. Đánh giá khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ tại xã Đại An, huyện Trà Cú, tỉnh Trà Vinh”. Tạp chí Kinh tế – Văn hóa – Giáo dục, số 22, trang 28-38.
10. Okten, C. and Osili, U. O., 2004. Social Networks and Credit Access in Indonesia. World Development, Vol. 32, No. 7, pp. 1225–1246.
11. Phạm Quốc Bảo và Nguyễn Thị Búp, 2016. Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ nuôi tôm thẻ chân trắng tại huyện Duyên Hải, tỉnh Trà Vinh. Tạp chí Khoa học trường Đại học Trà Vinh, số 22 – 6.2016, trang 10-18.
12. Pham, B. D. and Izumida, Y., 2002. Rural development finance in Vietnam: a microeconometric analysis of household surveys. World Development, Vol. 30, No. 2, pp. 319-335.
13. Phan Đình Khôi, 2013. Các nhân tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức của nông hộ ở Đồng bằng sông Cửu Long. Tạp chí Khoa học trường Đại học Cần Thơ, số 28, trang 38-53.
14. Sarap K., 1990. Factors affecting small farmers' access to institutional credit in rural Orissa, India, Development and Change, London, Vol.21, pp.281-307.
15. Stiglitz, J. E., and Weiss, A., 1981. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. The American Economic Review, Vol. 71, No. 3 (Jun., 1981), pp. 393-410.
16. Swain, R. B., 2002. Credit rationing in rural India. Journal of Economic Development, Vol. 27, No. 2, pp.1-20.
17. Thi Thu Tra Pham and Robert Lensink, 2007. Lending policies of informal, formal and semiformal lenders: Evidence from Viet Nam. Economics of Transition, Vol 15, No. 2, pp.181-209.
18. Trần Ái Kết và Huỳnh Trung Thời, 2013. Các nhân tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trên địa bàn tỉnh An Giang. Tạp chí Khoa học trường Đại học Cần Thơ, số 27, trang 17-24.
19. Trương Đông Lộc và Trần Bá Duy, 2010. Các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ trên địa bàn tỉnh Kiên Giang. Tạp chí Ngân hàng, số 4, trang 29-32.

20. Vương Quốc Duy và Đặng Hoàng Trung, 2015. Phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ chăn nuôi heo trên địa bàn quận Ô Môn, Cần Thơ. Tạp chí Khoa học trường Đại học Cần Thơ, số 36, trang 42-51.

21. Zeller, M., 1994. Determinants of credit rationing: A study of informal lenders and formal credit groups in Madagascar. World Development, Vol. 22, No. 12, pp. 1895-1907.

### **FACTORS AFFECTING OFFICIAL CREDIT ACCESS OF RICE FARMERS IN NGA NAM TOWN, SOC TRANG PROVINCE**

Phan Ngọc Bao Anh and Huynh Thi Cam Tho

*Faculty of Accounting, Finance and Banking, Tay Do University*

*(Email: phangocbaoanh@tdu.edu.vn)*

#### **ABSTRACT**

*The purpose of this study was to analyze factors affecting the accessibility of rice farmers to official credit. Data was collected from a survey of 190 households in Nga Nam town, Soc Trang province. Using Probit and Tobit models analysis, results showed that the age of farmers, value of collateral and participation of farmers in local unions were factors that effected the access of official credit. In addition, the study also found a nonlinear U-shaped relationship between the age of the rice farmers and access to official credit. Based on these results, solutions to improve the ability to access official credit of rice farmers in Nga Nam town, Soc Trang province were proposed.*

**Keywords:** *Accessibility, formal credit, rice farmers*