



Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ
website: sj.ctu.edu.vn



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

Phan Đình Khôi¹

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

Thông tin chung:

Ngày nhận: 07/06/2013

Ngày chấp nhận: 31/10/2013

Title:

Determinants of accessibility to formal and informal credit in the Mekong River Delta

Từ khóa:

Tín dụng chính thức và phi chính thức, nông hộ, đồng bằng sông Cửu Long

Keywords:

Formal and informal credit, rural households, Mekong River Delta

ABSTRACT

This study analyzed the factors influencing rural households' access to formal and informal credit in the rural credit market in the Mekong River Delta, Vietnam. The results showed that land holding status, informal interest and informal loan duration are important factors influencing access to informal credit. Factors influencing formal credit accessibility include local government employee status, credit group membership, a poor certificate, educational attainment, working skills and village road access. Despite the fact that microcredit programs are designed to target households at the bottom of the population pyramid, the lowest income group faces more credit rationing than other groups. To reduce reliance on informal loans and improve formal credit access, rural households should actively participate in a credit group. The findings also confirmed the interaction effect between the two credit sectors, in which an informal loan positively influences the probability of borrowing from the formal sector.

TÓM TẮT

Bài viết này phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức của nông hộ ở đồng bằng sông Cửu Long. Kết quả cho thấy sở hữu đất đai, lãi suất chính thức, và thời hạn cho vay phi chính thức là những yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến khoản vay phi chính thức. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng vì mô bao gồm làm việc cho chính quyền địa phương, thành viên tổ vay vốn, số hộ nghèo, trình độ học vấn, lao động có tay nghề và đường giao thông liên xã. Mặc dù các chương trình tín dụng vì mô được thiết kế với mục tiêu cung cấp tín dụng cho các hộ nghèo và hộ có thu nhập thấp, nhóm này lại phải đối mặt với việc sàng lọc tín dụng khắt khe hơn các nhóm khác. Để giảm bớt phụ thuộc vào tín dụng phi chính thức và nâng cao khả năng tiếp cận tín dụng chính thức thông qua các chương trình tín dụng vì mô, nông hộ cần tích cực tham gia vào các tổ vay vốn ở địa phương. Kết quả nghiên cứu còn cho thấy có sự tương tác giữa các thị trường tín dụng, trong đó số tiền vay tín dụng phi chính thức làm tăng khả năng tiếp cận chương trình tín dụng vì mô.

1 GIỚI THIỆU

Tín dụng vi mô “microcredit” đóng vai trò quan trọng trong việc cấp các khoản vay nhỏ cho hộ nghèo trong thị trường tín dụng ở nông thôn Việt Nam. Tuy nhiên, cung tín dụng vi mô đến các hộ gia đình ở nông thôn vẫn còn là một nhiệm vụ khó khăn do bản chất không hoàn hảo của thị trường tín dụng nông thôn. Bên cạnh đó, các thủ tục cho vay cũng góp phần giới hạn nông hộ, đặc biệt là hộ nghèo và hộ có thu nhập thấp tiếp cận tín dụng. Nhìn chung, các hộ nghèo và hộ có thu nhập thấp phải đối mặt với hai vấn đề chính trong việc vay vốn từ các tổ chức tín dụng. Trước tiên, hầu hết các hộ nghèo không có tài sản thế chấp và không thể đi vay dựa trên mức thu nhập của họ. Thứ hai, các tổ chức tín dụng cho rằng chi phí giao dịch cho một khoản vay bất kể lớn hay nhỏ gần như tương đương. Trong khi lợi ích trên một hợp đồng cho vay lớn thường lớn hơn gấp nhiều lần lợi ích mang lại từ các khoản vay nhỏ. Ví dụ, cho vay cá nhân hoặc cho vay thông qua chương trình tín dụng vi mô mang lại lợi tức trên vốn vay thấp hơn cho vay doanh nghiệp. Nếu không có sự hỗ trợ bên ngoài, các hộ nghèo ở nông thôn thường gặp khó khăn trong việc tiếp cận tín dụng chính thức. Vì vậy, họ tìm đến các nguồn tín dụng thay thế, tín dụng phi chính thức. Cải thiện khả năng tiếp cận tín dụng chính thức thông qua các chương trình tín dụng vi mô được xem như là một công cụ chiến lược nhằm để hỗ trợ vốn cho đại đa số hộ nghèo ở nông thôn. Mặc dù sự can thiệp của nhà nước vào thị trường tín dụng nông thôn thông qua các chương trình tín dụng vi mô đang gây tranh cãi, hoạt động can thiệp này vẫn đang được chấp nhận rộng rãi bởi vì nó có thể điều chỉnh những thất bại của các thị trường tín dụng nông thôn.

Các nghiên cứu thực nghiệm về khả năng tiếp cận tín dụng của nông hộ thường chấp nhận sự tồn tại của hai loại hình tín dụng chính thức và phi chính thức, nhưng xem xét chúng một cách độc lập. Điển hình là các nghiên cứu của Gan *et al.* (2007); Phạm Thị Thu Trà và Lensink, (2007); và Li *et al.* (2011). Một số nghiên cứu khác xem xét sự tương tác giữa tín dụng chính thức và phi chính thức, nhưng kết luận về tác động tương tác của hai loại hình tín dụng này là không nhất quán. Ví dụ, Kochar (1997) chỉ ra rằng tín dụng phi chính thức đóng một vai trò quan trọng đối với quyết định vay mượn của hộ trong thị trường tín dụng chính thức ở nông thôn Ấn Độ. Tuy nhiên, Diagne (1999) cho thấy không có mối quan hệ đáng kể giữa tín dụng chính thức và phi chính thức trên thị trường tín dụng nông thôn ở Malawi. Gần đây, Guirking

(2008) cho thấy tín dụng chính thức và phi chính thức cùng tồn tại; sự tương tác của chúng là nền tảng cho hoạt động của thị trường tín dụng nông thôn ở Peru. Ở khu vực nông thôn Việt Nam, cả hai loại hình tín dụng này tồn tại song song và chúng vừa có vai trò bổ sung và thay thế trong nguồn cung tín dụng cho nông hộ, tuy nhiên sự cùng tồn tại và tương tác của cả hai nguồn tín dụng này chưa được đề cập và nghiên cứu rộng rãi.

Vì vậy, bài viết này cung cấp một góc nhìn mới về thị trường tín dụng nông thôn ở đồng bằng sông Cửu Long (ĐBSCL), trong đó khả năng tiếp cận tín dụng được đặt trong điều kiện thị trường tín dụng chính thức và phi chính thức có khả năng tương tác với nhau. Kết quả nghiên cứu góp phần tổng quát hóa khả năng tiếp cận vốn của nông hộ. Đồng thời, kết quả nghiên cứu sẽ bổ sung vào sự hiểu biết về khả năng tiếp cận đến các nguồn tín dụng chính thức và phi chính thức của nông hộ.

Mục tiêu tổng quát của bài viết này phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức trong thị trường tín dụng nông thôn ở ĐBSCL, trong đó sự tương tác giữa hai khu vực tín dụng chính thức và phi chính thức được cho là có thể ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận của nông hộ đến chương trình tín dụng vi mô.

Phần còn lại của bài viết gồm có năm mục. Mục 2 trình bày tổng quan thị trường tín dụng nông thôn Việt Nam. Mục 3 trình bày phương pháp luận và Mục 4 trình bày phương pháp thu thập số liệu. Mục 5 thảo luận kết quả và Mục 6 kết luận bài viết và đề xuất một số giải pháp tăng khả năng tiếp cận vốn của nông hộ.

2 TỔNG QUAN THỊ TRƯỜNG TÍN DỤNG NÔNG THÔN VIỆT NAM

Theo McCarty (2001), thị trường tín dụng nông thôn Việt Nam bị manh mún và có sự can thiệp sâu của nhà nước. Ngoài ra, đây là thị trường bao gồm tín dụng chính thức và phi chính thức cùng tồn tại. Tín dụng chính thức chủ yếu được cung cấp bởi các ngân hàng quốc doanh như là Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn Việt Nam (VBRAD), Ngân hàng Việt Nam cho người nghèo (VBP) và Quỹ tín dụng nhân dân (QTDND). Ba tổ chức này cùng với nhau kiểm soát khoảng 70% tổng mức tín dụng của thị trường (Ngân hàng Thế giới, 2000). VBRAD có các chi nhánh đến cấp huyện và một số lượng ít chi nhánh ở cấp xã, do vậy, việc mở rộng tín dụng đến các hộ gia đình nghèo ở các xã nông thôn vùng xa thực sự hạn

ché. Ngoài ra, những lệch lạc trong đánh giá rủi ro cùng với các thủ tục hành chính phức tạp đã góp phần vào sự kém phát triển của hoạt động VBRAD (Putzeys, 2002).

Ngân hàng phục vụ người nghèo Việt Nam bắt đầu hoạt động từ năm 1996, cung cấp tín dụng với lãi suất thấp thông qua các chương trình tín dụng vi mô cho người nghèo nông thôn không đủ điều kiện cho các khoản cho vay cá nhân vì tài sản thế chấp hạn chế. Đến năm 2003, ngân hàng này được đổi tên thành Ngân hàng Chính sách xã hội Việt Nam (VBSP). Hoạt động của VBSP tập trung vào cho vay hộ nghèo, thông qua hợp tác chặt chẽ với các tổ chức địa phương trong thủ tục cho vay. Cụ thể, Ủy ban nhân dân xã giúp Ngân hàng Chính sách xã hội để xác minh nhóm hộ nghèo và nhóm hộ có hoàn cảnh khó khăn. Các tổ chức đoàn thể xã hội khác ở trong làng như Hội Liên hiệp Phụ nữ và Hội Nông dân giúp Ngân hàng Chính sách xã hội thành lập và giám sát các khoản vay. Không cần tài sản thế chấp cho các khoản vay, nhưng các tổ chức đoàn thể xã hội đóng vai trò như một Quỹ bảo lãnh cho hộ nghèo vay vốn. Để đảm bảo khả năng thu hồi vốn, các tổ chức đoàn thể xã hội tổ chức người đi vay thành các tổ tín dụng. Trách nhiệm trả nợ gốc và lãi vay được quy cho cả tổ. Sau đó, phương thức cho vay này được thay thế bằng phương thức linh hoạt hơn, trong đó cá nhân chỉ chịu trách nhiệm đối với khoản vay của mình mà không phải đối với khoản vay của những thành viên khác trong nhóm (Bhole và Ogden, 2010).

Thông tin về tín dụng phi chính thức ở Việt Nam chủ yếu được nghiên cứu một cách rời rạc nhưng tầm quan trọng của nó như là một nguồn cung tín dụng trong thị trường tín dụng nông thôn đã được ghi nhận trong những nghiên cứu của Phạm Bảo Dương và Izumida (2002), Putzeys (2002), và Phạm Thị Thu Trà và Lensink (2007). Khu vực tín dụng phi chính thức truyền thống bao gồm các khoản vay mượn từ người thân, bạn bè và hàng xóm, các khoản tín dụng xoay vòng "hụi", và khoản vay từ người cho vay. Một hình thức tín dụng phi chính thức được hình thành gần đây trong đó tín dụng được cấp bởi thương nhân địa phương hoặc các nhà cung cấp đầu vào cho sản xuất nông nghiệp. Hình thức tín dụng này dần trở thành một bộ phận quan trọng của tín dụng phi chính thức. Theo Putzeys (2002), hơn 51% các khoản tín dụng ở nông hộ được cung cấp thông qua kênh tín dụng phi chính thức.

Bên cạnh tín dụng chính thức và phi chính thức, tín dụng bán chính thức gần đây cũng được hình

thành và phát triển thông qua các chương trình tín dụng vi mô, được cấp vốn bởi các chương trình hỗ trợ từ các quỹ quốc tế và các tổ chức phi chính phủ (NGO). Loại hình tín dụng này cung cấp các dịch vụ tài chính vi mô cho những hộ bị loại khỏi khu vực tín dụng chính thức. Tuy nhiên, khu vực tín dụng bán chính thức đóng vai trò không đáng kể trong việc cung cấp tín dụng vi mô tại Việt Nam vì hệ thống tài chính thiếu một khuôn khổ pháp lý cho các hoạt động tài chính này (trước Luật Các Tổ Chức Tín Dụng sửa đổi, được ban hành tháng 6 năm 2012). Vì vậy, hầu hết các hoạt động tài chính vi mô thuộc khu vực bán chính thức phát triển theo các dự án ở cấp tỉnh. Do thông tin không đầy đủ và số liệu thu thập bị hạn chế, tín dụng bán chính thức không được đề cập trong nghiên cứu này.

Cung tín dụng chính thức ở nông thôn được thực hiện thông qua hình thức cho vay cá nhân và thông qua các chương trình tín dụng vi mô. Kênh tín dụng này được cho là cải thiện đáng kể khả năng tiếp cận tín dụng của hộ. Tuy nhiên, do thông tin bất cân xứng, vấn đề sàng lọc trong thị trường tín dụng chính thức vẫn tiếp tục loại trừ một số người nghèo không đủ điều kiện vay vốn ra khỏi thị trường. Ở Việt Nam, Phạm Bảo Dương và Izumida (2002) chỉ ra rằng hơn 30% hộ nông dân không thể vay từ người cho vay chính thức. Khả năng tiếp cận các nguồn tín dụng chính thức bị hạn chế dẫn đến các hộ gia đình này phụ thuộc nhiều hơn vào các nguồn tín dụng phi chính thức. Tuy cùng tồn tại song song trong thị trường tín dụng nông thôn, hai phương thức cho vay chính thức và phi chính thức sử dụng các chiến lược sàng lọc khác nhau để tránh lựa chọn bất lợi và rủi ro đạo đức trong quá trình cho vay của họ. Ví dụ, Phạm Thị Thu Trà và Lensink (2007) cho thấy các tổ chức tín dụng chính thức đánh giá rủi ro tín dụng dựa trên yếu tố lãi suất và lịch sử của người vay. Trong khi đó, người cho vay phi chính thức đánh giá rủi ro tín dụng dựa trên đặc điểm của hộ đi vay, đặc biệt là mối quan hệ giữa người cho vay và người đi vay.

3 PHƯƠNG PHÁP LUẬN

3.1 Lý thuyết về tiếp cận tín dụng

Vốn tín dụng là một nguồn tài nguyên khan hiếm và khả năng tiếp cận vốn tín dụng của người đi vay phụ thuộc vào cách đánh giá rủi ro của người cho vay. 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. Mỗi đơn vị tiền có chi phí cơ hội của

riêng mình, đó là lãi suất, do vậy, quyết định cung tín dụng phụ thuộc vào lãi suất. Tuy nhiên, Stiglitz và Weiss (1981) cho thấy lý thuyết cung cầu tín dụng dựa vào lãi suất không thể giải thích khả năng tiếp cận vốn của người đi vay do 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.

Theo Stiglitz và Weiss (1981), thông tin bất cân xứng trong hợp đồng cho vay làm cho người cho vay không thể phân biệt mức độ rủi ro giữa người đi vay ít rủi ro và người đi vay nhiều rủi ro, và mức độ cố gắng hoàn trả nợ vay của người đi vay. Thông tin bất cân xứng tạo ra vấn đề lựa chọn bất lợi và rủi ro đạo đức. Vấn đề lựa chọn bất lợi phát sinh trong quá trình lựa chọn người đi vay, trong đó việc phân biệt giữa người đi vay ít rủi ro và nhiều rủi ro được phản ánh trong lãi suất. Tuy nhiên, tăng lãi suất để bù đắp cho chi phí giao dịch cao của các khoản vay có thể loại người đi vay ít rủi ro vay tốt, dẫn đến kết quả người cho vay chỉ cho vay những dự án có rủi ro cao. Rủi ro đạo đức liên quan đến việc giám sát và thực thi cơ chế cho vay. Cụ thể là khả năng người đi vay không nỗ lực hoàn trả nợ sau khi nhận được khoản vay vì họ biết người cho vay phải gánh chịu một phần của rủi ro. Nói chung, người cho vay quyết định cấp tín dụng và cấp bao nhiêu dựa trên một tập hợp các thông tin mà họ có được từ người đi vay. Điều này có nghĩa là không phải tất cả người đi vay sẽ nhận được tín dụng với hồ sơ vay. Aghion và Morduch (2005) chỉ ra rằng hạn chế tín dụng là vấn đề phổ biến mà các doanh nghiệp quy mô nhỏ và nông hộ phải đối mặt bất kể khả năng trả nợ của họ.

Nói cách khác, dòng chảy tín dụng không chỉ đơn giản tuân theo lý thuyết cung và cầu, nó là một quá trình cân nhắc trong đó các cá nhân nộp đơn xin vay sau đó người cho vay xác định số tiền cho vay dựa trên cách đánh giá của người cho vay đối với người đi vay (Aleem, 1990). Lamberte và Llanto (1995) quan sát hoạt động cho vay trên thị trường tài chính nông thôn ở Philippines và cho rằng các hoạt động cho vay được phân thành ba giai đoạn: sàng lọc, quyết định (chấp nhận hoặc từ chối), và xác định số tiền cho vay. Tóm lại, dòng vốn tín dụng phụ thuộc vào cấu trúc thị trường và tính chất của thông tin bất cân xứng. Adams và Vogel (1986) lập luận rằng trong thị trường tín dụng được quản lý theo cơ chế tập trung, thông tin ít phân tán, quyết định cho vay có xu hướng cứng nhắc vì vậy chi phí giao dịch cao. Trái lại, với mức độ thông tin phân tán và thị trường tài chính linh

hoạt, chi phí giao dịch trong hoạt động cho vay có thể giảm.

3.2 Các nghiên cứu thực nghiệm

Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến khả năng tiếp cận tín dụng của nông hộ được phân làm ba nhóm chủ yếu. Nhóm thứ nhất sử dụng mô hình nhị phân để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ. Cụ thể, Mohamed (2003) và Gan *et al.* (2007) sử dụng mô hình logit để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng vi mô của hộ ở hai quốc gia Zanzibar và ở Philippines. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng bao gồm tuổi, trình độ học vấn, giới tính, thu nhập và mức độ nhận thức về sự sẵn có tín dụng vi mô. Mohamed (2003) kết luận rằng thông tin về các nguồn tín dụng có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng vi mô của nông hộ ở Zanzibar. Gan *et al.* (2007) kết luận rằng nông dân và ngư dân trẻ ít có khả năng tiếp cận tín dụng ở Philippines. Do đó, các tác giả cho rằng để tăng khả năng tiếp cận tín dụng cho nông hộ, các chương trình tín dụng vi mô cần tập trung vào nhóm đối tượng trẻ ở nông thôn và tăng cường nhận thức của nông hộ về sự sẵn có của các chương trình tín dụng vi mô, đặc biệt là những người cư trú ở vùng sâu vùng xa và vùng có điều kiện khó khăn. Nghiên cứu gần đây về vấn đề tiếp cận tín dụng của các nông hộ nghèo bao gồm Okurut (2006) ở Nam Phi và Phạm Thị Thu Trà và Lensink (2007) tại Việt Nam. Bên cạnh các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của nông hộ, kết quả nghiên cứu còn chỉ ra rằng lĩnh vực tín dụng phi chính thức cũng tồn tại và yếu tố ảnh hưởng đến số tiền vay phi chính thức được xác định. Tuy nhiên, các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức được xác định một cách độc lập, sự tương tác giữa thị trường tín dụng chính thức và phi chính thức bị bỏ qua.

Nhóm nghiên cứu thứ hai xem xét khả năng tiếp cận tín dụng có sự hiện diện của sai lệch chọn mẫu dựa trong quyết định cho vay và số tiền vay. Cụ thể, Phạm và Izumida (2002), Okurut *et al.* (2005) và Swain (2002) ước lượng quyết định cho vay và số tiền vay đồng thời, sử dụng mô hình Heckman hai bước. Các kết quả nghiên cứu này góp phần giải thích khả năng tiếp cận tín dụng của hộ và giới hạn tín dụng của số tiền cho vay. Cụ thể, khả năng tiếp cận chương trình tín dụng vi mô của các hộ gia đình không chỉ phụ thuộc vào các đặc điểm quan sát được của hộ mà còn phụ thuộc vào các yếu tố không quan sát được. Bỏ qua các đặc

điểm không quan sát được như là uy tín hay tín thần kinh doanh trong quá trình lựa chọn cho vay có thể dẫn đến các kết quả ước lượng bị chệch trong mô hình xác định số tiền cho vay. Ngoài ra, nghiên cứu của Phạm Bảo Dương và Izumida (2002) còn đề cập đến tính tương tác của tín dụng chính thức và phi chính thức trong việc xem xét yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng của nông hộ ở Việt Nam. Để kiểm soát tính tương tác giữa hai thị trường với lập luận rằng các hộ gia đình nông thôn có thể vay từ khu vực chính thức hoặc phi chính thức, hoặc họ cũng có thể vay từ cả hai nguồn cùng một lúc, tác giả sử dụng mô hình Tobit để ước lượng các nhân tố ảnh hưởng đến số tiền vay của tín dụng chính thức và phi chính thức. Tuy nhiên, tác giả ước lượng hai phương trình một cách độc lập vì vậy tính tương tác của tín dụng chính thức và phi chính thức không được xác định.

Nhóm các nghiên cứu thứ ba, Zeller (1994) là một trong số những người tiên phong đã cung cấp một khung phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức trong thị trường tín dụng nông thôn. Mặc dù tác giả không có bằng chứng thực nghiệm để kết luận về tính tương tác giữa tín dụng chính thức và không chính thức trong khả năng tiếp cận vốn của nông hộ, Zeller đã nhấn mạnh ý nghĩa của sự tương tác giữa các khu vực chính thức và phi chính thức trong thị trường tín dụng nông thôn. Quan điểm này được tiếp tục nghiên cứu bởi Kochar (1997b), Diagne (1999) và Swain (2002) trong đó các tác giả đã cố gắng làm rõ sự tương tác giữa các khu vực cung cấp tín dụng, sử dụng các giả định cơ bản khác nhau để phân tích yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng và lượng vốn vay của nông hộ. Kochar (1997b) sử dụng mức phí đặt cọc dự phòng rủi ro để đo lường chi phí giao dịch trong hoạt động cho vay. Sử dụng các mô hình tiếp cận tín dụng cho các thị trường tín dụng chính thức và phi chính thức, Kochar (1997b) đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm rằng tiếp cận tín dụng phi chính thức đóng vai trò quan trọng trong việc tiếp cận tín dụng chính thức. Tương tự, Swain (2002) tái khẳng định các kết quả trước đó trong Kochar (1997b). Ngoài ra, Diagne (1999) sử dụng mô hình ước lượng đồng thời khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức, dựa vào các giả định rằng tín dụng chính thức và có khả năng thay thế hoàn hảo cho nhau trong có mỗi tương quan tự do, kết luận rằng tín dụng chính thức và phi chính thức tương tác trong thị trường tín dụng nông thôn. Mặc dù gặp phải một số hạn chế của các giả định và trong phương pháp ước lượng, những phát hiện của

các nghiên cứu trên đã đánh dấu một mốc quan trọng trong nghiên cứu thực nghiệm về thị trường tín dụng nông thôn (Petrick, 2005).

Một điểm quan trọng nổi lên từ việc xem xét các tài liệu đó là tín dụng chính thức và không chính thức cùng tồn tại trong thị trường nông thôn tuy nhiên nghiên cứu về khả năng tiếp cận tín dụng thường xem xét các thị trường một cách độc lập. Điều này là một hạn chế trong việc giải thích vấn đề tiếp cận tín dụng của nông hộ. Cụ thể, khi cần vốn nông hộ sẽ chọn tín dụng chính thức hay phi chính thức? và nếu nông hộ đã được vay từ một nguồn vốn bất kỳ nông hộ có khả năng tiếp cận nguồn vốn còn lại không?. Nói cách khác, nông hộ chọn vay tín dụng chính thức hay phi chính thức khi cần vốn?. Có hai cơ sở lý thuyết để trả lời cho câu hỏi này. Đầu tiên, trong điều kiện hạn chế tín dụng, nông hộ sẽ tiếp cận tín dụng chính thức nhưng thông tin bất cân xứng một số người trong số họ bị loại ra khỏi quá trình sàng lọc vì không đủ tài sản thế chấp hoặc thiếu trách nhiệm để trả nợ vay. Các hộ gia đình này sau đó buộc phải chọn vay ở phi chính thức. Những người ủng hộ quan điểm này tin tưởng rằng một khoản vay phi chính thức là phương sách cuối cùng các hộ gia đình có thể tìm kiếm trong thị trường tín dụng nông thôn (xem Bell *et al.*, 1997, Kochar, 1997b; và Guirking, 2008).

Một quan điểm khác cho rằng người cho vay không chính thức có một lợi thế so sánh hơn người cho vay chính thức trong việc cung cấp các khoản vay cho các hộ gia đình vì người cho vay không chính thức có thông tin tốt hơn để giám sát và quản lý khách hàng của họ (Jain, 1999). Điều này có nghĩa là người cho vay phi chính thức có thể có quyền kiểm soát nhiều hơn đối với các rủi ro đạo đức và cam kết trả nợ. Theo quan điểm này, người cho vay phi chính thức được ưa thích hơn người cho vay chính thức vì các khoản vay phi chính thức có thể là rẻ hơn so với các khoản vay chính thức (Chung, 1995). Quan điểm này cũng nhấn mạnh chi phí giao dịch cao liên quan đến sự tham gia cho vay từ khu vực chính thức có thể khuyến khích người nông dân vay vốn phi chính thức. Nếu chi phí giao dịch liên quan đến tín dụng không chính thức ít hơn so với tín dụng chính thức, hộ gia đình sẽ chọn tín dụng phi chính thức đầu tiên. Trong ngắn hạn, cơ chế sàng lọc đơn giản mà người cho vay không chính thức sử dụng trong các quyết định cho vay và hợp đồng chính thức mà không yêu cầu tài sản thế chấp cầm cố từ người đi vay ủng hộ quan điểm này.

Tóm lại, các nghiên cứu cho thấy rằng khả năng tiếp cận tín dụng phụ thuộc vào các yếu tố kinh tế xã hội của người đi vay và các yếu tố này cũng đồng thời ảnh hưởng đến số tiền vay. Bỏ qua các mối tương quan giữa việc ra quyết định và số tiền vay, một số nghiên cứu tập trung vào việc xác định các yếu tố giải thích khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và/hoặc không chính thức. Do vậy, các kết quả đó chưa đủ để trả lời câu hỏi về mức độ quyết định của hộ gia đình tiếp cận tín dụng ảnh hưởng đến số tiền vay. Mặt khác, các tài liệu cũng luôn nhấn mạnh sự phức tạp của thị trường tín dụng nông thôn, nơi các nguồn tín dụng chính thức và không chính thức cùng tồn tại và tương tác để cung cấp tín dụng cho nông hộ theo những cách khác nhau. Nhiều nghiên cứu chỉ tập trung vào các yếu tố quyết định khả năng tiếp cận và các yếu tố

quyết định đến lượng vốn vay trong hai thị trường. Tuy nhiên, các mô hình nghiên cứu chỉ xem xét hai thị trường một cách riêng biệt. Do đó các kết quả nghiên cứu này vẫn chưa kết luận được sự tương tác kinh tế giữa hai khu vực tín dụng và tác động của nó đến khả năng tiếp cận tín dụng của nông hộ. Nghiên cứu tiếp cận tín dụng của nông hộ trong điều kiện có sự tương tác giữa thị trường tín dụng chính thức và không chính thức là cần thiết để cung cấp một sự hiểu biết tốt hơn về thị trường tín dụng nông thôn ở các nước đang phát triển.

3.3 Mô hình nghiên cứu

Từ kết quả lược khảo các nghiên cứu thực nghiệm, thị trường tín dụng nông thôn bao gồm tín dụng phi chính thức và tín dụng chính thức được khái quát bằng hệ phương trình sau:

$$ST_PCT = \alpha_1 + \beta_1'X_1 + \delta_1'H_1 + \theta_1'M_1 + \gamma_1'G_1 + u_1 \quad (1)$$

$$B^* = \alpha_2 + \beta_2'X_2 + \delta_2'H_2 + \theta_2'M_2 + \gamma_2'G_2 + \mu ST_PCT + u_2 \quad (2)$$

$$B = 1 \text{ nếu } B^* > 0$$

$$B = 0 \text{ trường hợp khác}$$

$$ST_CT = \alpha_3 + \beta_3'X_3 + \delta_3'H_3 + \theta_3'M_3 + \gamma_3'G_3 + \lambda B + u_3 \quad (3)$$

Trước tiên, phương trình tín dụng phi chính thức (phương trình 1) được xây dựng dựa trên tính linh hoạt của tín dụng phi chính thức trong đó cơ chế sàng lọc được đơn giản hóa và vì vậy khả năng tiếp cận tín dụng phi chính thức là ngẫu nhiên. Sự sai lệch do chọn mẫu cũng không được đề cập khi phân tích số tiền vay phi chính thức. Kế đến, tín dụng phi chính thức tương tác với tín dụng chính thức thông qua phương trình khả năng tiếp cận tín dụng chính thức (phương trình 2). Thứ ba, phương trình tín dụng chính thức (phương trình 3) được xây dựng dựa vào khả năng tiếp cận tín dụng vi mô (phương trình 2), sự sàng lọc tín dụng và sai lệch do chọn mẫu được thể hiện trong phương trình tín dụng chính thức.

Trong mô hình trên, các biến phụ thuộc lần lượt là số tiền vay phi chính thức (ST_PCT), khả năng tiếp cận tín dụng chính thức (B) và số tiền vay chính thức từ chương trình tín dụng vi mô (ST_CT). Các biến giải thích bao gồm các đặc điểm cá nhân (X), đặc điểm hộ gia đình (H), các yếu tố tín dụng vi mô (M) và các yếu tố địa lý (G). B là một biến phụ thuộc phản ánh kết quả của khả năng tiếp cận tín dụng chính thức. B được quan sát nếu B* nhận giá trị dương. Các đặc điểm cá nhân (X), đặc điểm của hộ (H) và các đặc điểm của tín dụng vi mô (M) giải thích cho tín dụng chính thức và tiếp cận tín dụng chính thức. Các yếu tố giải

thích trong mô hình nghiên cứu này được dựa theo các nghiên cứu thực nghiệm của Phạm Bảo Dương và Izumida (2002), Hồ (2004), Li và *ctv* (2011). Thêm vào đó, các yếu tố địa lý - kinh tế (G) được đưa vào mô hình dùng để kiểm soát sự khác biệt về địa lý - kinh tế ở cấp huyện và xã của nông hộ (Pitt và Khandker, 1998). Các yếu tố địa lý - kinh tế bao gồm xã có đường ô tô, huyện đô thị hóa và mức độ tập trung của người dân tộc trong huyện. Tên gọi của các biến được trình bày ở Bảng 2.

Do tín dụng phi chính thức tồn tại song song với tín dụng chính thức, các phương trình trên phải được ước lượng đồng thời trong mô hình. Để có được kết quả ước lượng vững và không chệch, vấn đề biến nội sinh (*endogeneous variable*) và biến phụ thuộc bị chặn (*truncated dependent variable*) cần được xem xét trong quá trình ước lượng. Để khắc phục vấn đề thứ nhất, tín dụng phi chính thức (phương trình 1) và khả năng tiếp cận tín dụng vi mô (phương trình 2) được ước lượng dựa theo Rivers và Vương H. Quang (1988) trong đó quyết định vay được ước lượng bằng mô hình probit với biến nội sinh là số tiền vay phi chính thức. Tuy nhiên, River và Vương H. Quang (1988) đề cập đến biến nội sinh phải là liên tục. Biến nội sinh khoản vay phi chính thức (ST_PCT) tuy là biến liên tục nhưng không hoàn toàn quan sát được cho tất cả các hộ. Khác với vay chính thức thông qua các hợp đồng được quản lý và theo dõi theo quy trình cho vay

của các tổ chức tín dụng, vay phi chính thức thường là những thoả thuận bằng lời nói. Vì vậy, nếu được hỏi, giá trị của khoản vay phi chính thức (ST_PCT) có thể bị che giấu hoặc thậm chí được phóng đại. Đây là vấn đề bị chặn của mô hình. Nếu số tiền cho vay phi chính thức bị ẩn không được đưa vào phương trình (1), kết quả của khả năng tiếp cận tín dụng vì mô (phương trình 2) có thể bị lệch. Điều này có thể dẫn đến những ước lượng bị lệch trong phương trình tín dụng chính thức (phương trình 3) bởi vì phương trình (3) được xác định đồng thời với phương trình phương trình (2) vì lý do có sự hiện diện của hiện tượng *sai lệch do chọn mẫu* (Heckman, 1979). Vì vậy, hệ ba phương trình trên được ước tính bằng phương pháp *kết hợp có điều kiện* (cmp) dựa theo Roodman (2009). Để giải quyết giá trị ẩn của số tiền vay phi chính thức trong hệ phương trình (1 và 2), mô hình Tobit được sử dụng để ước lượng phương trình (1) và mô hình probit được sử dụng để ước lượng phương trình (2). Để ước lượng phương trình (3) song song với phương trình (2), mô hình Heckman hai bước được áp dụng cho hệ phương trình (2 và 3).

4 PHƯƠNG PHÁP THU THẬP SỐ LIỆU

Số liệu được thu thập từ các hộ gia đình trong mẫu được chọn từ 15 ấp của 13 xã của 13 tỉnh ở ĐBSCL. Trước tiên, các hộ gia đình được phân loại thành hai nhóm dựa trên tình trạng vay của họ từ một chương trình tín dụng vi mô. Nhóm các hộ có vay từ chương trình tín dụng vi mô được gọi là nhóm vay. Các nhóm bao gồm các hộ có nhu cầu vay nhưng chưa được vay từ chương trình tín dụng vi mô được gọi là nhóm không vay. Tổng cộng có 619 người đi vay đã được lựa chọn ngẫu nhiên và yêu cầu được phỏng vấn. Sau đó, 300 hộ gia đình không vay trong vòng 12 tháng qua đã được lựa chọn ngẫu nhiên và được yêu cầu tham gia trong một cuộc phỏng vấn. Tổng cộng có 919 hộ gia đình trong mẫu điều tra. Do chủ hộ là người ra quyết định đi vay cũng như các chương trình tín dụng vi mô cho vay dựa trên đề nghị của chủ hộ nên người đứng đầu của các hộ gia đình đã được lựa chọn để phỏng vấn. Ngoài ra, để có được sự tương đồng của các thị trường tín dụng ở cấp xã, các xã được lựa chọn phải có các chương trình tín dụng vi mô hoạt động ít nhất là 2 năm. Để loại yếu tố chính

sách ưu tiên cho vay đối với hộ dân tộc ở một số địa phương, ba trong số 13 xã được lựa chọn từ các xã tập trung hộ người dân tộc.

5 KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

5.1 Mô tả mẫu điều tra

Bảng 1 mô tả mẫu điều tra và các nguồn tín dụng. Trong tổng số 919 hộ được hỏi, 775 hộ có vay và 144 hộ không vay. Trong số 775 hộ có vay, 156 vay từ nguồn phi chính thức, 261 vay từ nguồn chính thức, và 358 vay từ cả hai nguồn. Sự phân bố của hộ có vay theo loại hình vay cho thấy sự cùng tồn tại của thị trường tín dụng phi chính thức và chính thức trong thị trường tín dụng nông thôn.

Bảng 1: Tham gia vào thị trường tín dụng phi chính thức và chính thức

Loại hình hộ vay vốn	Nguồn vốn vay			Tổng
	Phi chính thức	Chính thức	Cả hai	
Hộ có vay	156	261	358	775
Hộ không vay	-	-	144	144
Tổng số hộ	156	261	502	919

Nguồn: Số liệu tự điều tra năm 2010

Đặc điểm của hộ trong mẫu điều tra được trình bày ở Bảng 2. Trong đó, chủ hộ có tuổi trung bình là 47 và có trình độ tiểu học. Hộ tham gia vào các hoạt động nông nghiệp như trồng lúa, canh tác vườn cây ăn quả, nuôi trồng thủy sản, mặc dù các hoạt động phi nông nghiệp khác cũng được ghi nhận. Kết quả còn cho thấy một hộ gia đình điển hình có năm thành viên, trong đó có ba trẻ em. Hộ điển hình sở hữu khoảng 0,63 ha đất và có thu nhập trung bình là 38,28 triệu đồng mỗi năm. Tiếp cận nguồn tín dụng chính thức và phi chính thức là phổ biến. Tính trung bình, số tiền vay từ tín dụng vi mô lớn hơn số tiền vay phi chính thức. Ngoài ra, mức lãi suất tín dụng vi mô thường được cố định và thấp hơn lãi suất bình quân thị trường, trong khi lãi suất tín dụng phi chính thức là quá cao. Khoản tín dụng phi chính thức thường gắn với thời hạn vay ngắn, dưới một năm. Trong khi đó, tín dụng vi mô phần lớn cho vay dài hạn. Các khoản vay từ chương trình tín dụng vi mô được sử dụng chủ yếu cho các mục đích sản xuất, trong khi các khoản vay phi chính thức phần lớn phục vụ cho tiêu dùng.

5.2 Kết quả ước lượng

Các kiểm định đa cộng tuyến và phương sai sai số thay đổi được sử dụng để kiểm tra tính nhất quán và tính vững của các hệ số của các phương trình. Các kiểm định VIF không xác nhận hiện tượng đa cộng tuyến của ba phương trình. Tuy nhiên, các kiểm định Breusch-Pagan/Cook-Weisberg đã xác nhận sự hiện diện của phương sai sai số thay đổi ở mức ý nghĩa 1%. Vì vậy, kết quả của mô hình được ước lượng sau khi loại bỏ tác động của phương sai sai số thay đổi.

Kiểm định LR cho hệ phương trình 1 và 2 ($\chi^2_{(23)} = 126,54$) cho phép xác định các hệ số của các biến giải thích trong mô hình được sử dụng để giải thích cho số tiền vay phi chính thức ở mức ý nghĩa 1% (kết quả được trình bày ở Bảng 3). Hệ số $\hat{\rho}_{12} = 0,216$ có ý nghĩa ở mức 5%, cho thấy một mối tương quan thuận giữa các yếu tố không quan sát được trong tín dụng phi chính thức và khả năng tiếp cận đến các chương trình tín dụng vi mô. Điều này có nghĩa là những mong muốn vay từ tín dụng vi mô không quan sát được của hộ chịu ảnh hưởng của tín dụng phi chính thức. Nếu tín dụng phi chính thức không được đề cập trong quyết định cho vay tín dụng vi mô, kết quả của các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận đến tín dụng vi mô có thể bị chệch (xem Bảng 3). Kiểm định LR cho hệ phương trình 2 và 3 ($\chi^2_{(23)} = 207,6$) bác bỏ giả thuyết không có sai lệch do chọn mẫu trong phương trình tín dụng chính thức. Như vậy, sự hiện diện của sai lệch do chọn mẫu trong nghiên cứu này tương tự nghiên cứu của Phạm Bảo Dương và Izumida (2002).

Mô hình dự đoán đúng 70,98% số hộ có khả năng tiếp cận tín dụng vi mô (xem Bảng 4). Các kiểm định cho phương trình (3) ($\chi^2 = 207,6$) cho thấy kết quả mô hình theo cmp cho kết luận tương tự như kết quả của mô hình Heckman hai bước (xem Bảng 5). Hơn nữa, kết quả ước lượng sử dụng phương pháp cmp cho kết quả tin cậy hơn kết quả ước lượng dựa theo Heckman hai bước vì cmp sử dụng nhiều quan sát trong mẫu hơn khi ước lượng các hệ số. Điều này làm tăng độ tin cậy của các giá trị kiểm định của mô hình. Vì vậy, kết quả ước lượng bằng phương pháp cmp được sử dụng để thảo luận.

a. Các nhân tố ảnh hưởng đến tín dụng phi chính thức

Bảng 3 cho thấy tín dụng phi chính thức được giải thích bởi các biến sau: tuổi (ln TUOI), mù chữ

(MUCHU), có sở hữu đất đai (CODAT), tiết kiệm (TIETKIEM), mức thu nhập (MUCTN_1 và MUCTN_2), mục đích vay phi chính thức (KCT_BB, KCT_TD), lãi phi chính thức (LAI_KCT), thời hạn vay phi chính thức (ln KCT_TH), có đường ô tô liên xã (XA_DGT), và huyện đô thị hóa (HUYEN_DTH).

Các hệ số của (ln) TUOI và MUCHU có mối tương quan nghịch với số tiền vay phi chính thức ở mức ý nghĩa 10%. Điều này ngụ ý rằng chủ hộ càng lớn tuổi có ít vay từ nguồn tín dụng phi chính thức. Phát hiện này phù hợp với kết quả của Phạm Bảo Dương và Izumida (2002) rằng tuổi có mối quan hệ nghịch với nhu cầu tín dụng phi chính thức tại Việt Nam. Mối tương quan nghịch giữa giáo dục và tín dụng phi chính thức cho thấy rằng chủ hộ với mức học vấn thấp có xu hướng được vay tín dụng phi chính thức ít hơn so với chủ hộ có trình độ học vấn cao hơn. Đây là yếu tố bất lợi cho chủ hộ mù chữ trong tiếp cận tín dụng phi chính thức.

Hệ số dương của CODAT có ý nghĩa ở mức 1% ngụ ý rằng các hộ gia đình có đất mượn được nhiều hơn 31,5% số tiền vay từ nguồn tín dụng phi chính thức so với hộ gia đình không có đất, vì đất đai được coi như là một tài sản thế chấp. Điều này là phù hợp với các bằng chứng cho thấy hầu hết các nhà cho vay phi chính thức cho vay dựa trên sự giàu có của người đi vay. Có đất đai được xem như là một chỉ số về khả năng trả nợ (Zeller, 1994).

Hệ số TIETKIEM âm và có ý nghĩa ở mức 5% cho thấy rằng sự hiện diện của tiết kiệm trong hộ gia đình giảm đáng kể nhu cầu tín dụng phi chính thức, vì tiết kiệm được xem là một nguồn thay thế cho vốn tín dụng ở khu vực nông thôn (Fenwick và Lyne, 1998). Cụ thể, nhu cầu đối với tín dụng phi chính thức có thể được giảm 31,2% nếu hộ có tiền tiết kiệm. Hệ số mức thu nhập (MUCTN_1 và MUCTN_2) âm và có ý nghĩa ở mức 5% cho thấy tín dụng phi chính thức tương quan chặt chẽ với mức thu nhập của người đi vay. Các hộ gia đình có thu nhập khá cao không có nhu cầu tín dụng chính thức. Trong khi đó, các hệ số (KCT_BB) và (KCT_TD) dương và có ý nghĩa ở mức 5% và mức 1%, tương ứng. Điều này cho thấy nhu cầu đối với tín dụng phi chính thức để tài trợ cho tiêu dùng cao hơn so với các khoản vay cho mục đích khác (xem Bảng 3).

Hệ số thời hạn cho vay phi chính thức (TH_PCT) dương và có ý nghĩa ở mức 1% chỉ ra mối tương quan thuận giữa số tiền vay phi chính và thời hạn vay. Hệ số (LAI_PCT) có dấu dương và có ý nghĩa ở mức 1%, chỉ ra mối tương quan thuận

giữa số tiền vay phi chính thức và lãi vay. Kết quả này tuy có mâu thuẫn với các lý thuyết truyền thống về tín dụng phi chính thức nhưng một phần ủng hộ các quan điểm phổ biến về tín dụng nông thôn. Mối tương quan thuận giữa lãi suất và số tiền vay phi chính thức một phần ủng hộ quan điểm độc quyền cung tín dụng phi chính thức ở nông thôn Việt Nam. Trong điều kiện thị trường tín dụng nông thôn bị chia cắt và tồn nhiều chi phí cơ hội để

có các khoản vay chính thức, có được một số tiền vay phi chính thức lớn với lãi suất tương đối cao là sự lựa chọn duy nhất của người đi vay. Bên cạnh đó, kết quả này còn cho thấy các nông hộ coi tầm quan trọng của sự linh hoạt của thời hạn vay tín dụng chính thức hơn là lãi suất. Bởi vì một khoản vay phi chính thức là một hợp đồng linh hoạt, người đi vay có thể chấm dứt hoặc gia hạn thời gian vay theo khả năng trả nợ của họ.

Bảng 3: Các nhân tố ảnh hưởng đến tín dụng phi chính thức

	Hệ số	R.S.E.	Giá trị P
ln ST PCT			
Hệ số chặn	0,882	0,768	0,251
<i>Đặc điểm chủ hộ</i>			
ln TUOI	-0,362*	0,207	0,080
GIOI	-0,104	0,090	0,252
MUCHU	-0,232*	0,132	0,078
<i>Đặc điểm của hộ</i>			
CODAT	0,315***	0,100	0,002
TIETKIEM	-0,312**	0,127	0,014
ln COTREEM	-0,039	0,095	0,679
ln CHITIEU	-0,036	0,036	0,328
MUCTN_1	-0,321**	0,145	0,027
MUCTN_2	-0,308**	0,137	0,025
MUCTN_3	-0,133	0,146	0,362
<i>Tín dụng phi chính thức</i>			
PCT_BB	0,416**	0,182	0,022
PCT_CT	0,663***	0,091	0,000
LAI_PCT	0,505***	0,042	0,000
ln TH_PCT	0,438***	0,031	0,000
<i>Yếu tố địa lý – kinh tế</i>			
XA_DGT	0,342**	0,145	0,018
HUYEN_TDT	0,068	0,139	0,624
HUYEN_DTH	-0,397***	0,111	0,000
Khả năng tiếp cận tín dụng vi mô (kết quả được trình bày ở Bảng 4)			
ρ_{12}	0,220*	0,112	0,051
$\hat{\rho}_{12}$	0,216	0,107	
Số quan sát ³	896		
Chi2(23)	126,54		

Ghi chú: 1. R.S.E. là Sai số chuẩn điều chỉnh

2. *, **, và *** chỉ các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%, tương ứng

3. Số quan sát nhỏ hơn cỡ mẫu do thông tin không đầy đủ

Yếu tố địa lý – kinh tế cũng góp phần giải thích tín dụng phi chính thức, với cả hai hệ số của XA_DGT và HUYEN_TDT đều có ý nghĩa ở mức 1%. Hệ số âm của HUYEN_DTH chỉ ra rằng các hộ gia đình cư trú ở các xã tiếp giáp với khu công nghiệp có xu hướng vay ít hơn khoảng 40% số tiền vay từ tín dụng phi chính thức so với các hộ gia đình cư trú ở các xã khác. Hệ số dương của XA_DGT cho thấy các hộ gia đình trong xã có đường ô tô liên xã có nhu cầu vay nhiều hơn 34,4% số tiền vay từ tín dụng phi chính thức so với các hộ gia đình ở các làng có đường giao thông kém. Điều

này có nghĩa là việc tiếp cận dễ dàng đến các nhà cung cấp tín dụng phi chính thức (như là các nhà cung cấp yếu tố đầu vào hoặc các đại lý cung cấp và tiếp thị nông dược) phụ thuộc nhiều vào điều kiện đường giao thông nông thôn (xem Bảng 3).

b. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận chương trình tín dụng vi mô

Bảng 3 trình bày các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng vi mô, bao gồm cả tác động biên. Tiếp cận tín dụng vi mô của hộ gia đình được giải thích bởi các yếu tố sau: TUOI, HONNHAN,

DANTOC, LAMVIEC_HC, THANHVIEN, SOHONGHEO, MUCTN_1, THU_TT, THU_CN, THUNHAP_6, XA_DGT, HUYEN_TDT, HUYEN_DTH, và ST_PCT.

Đối với các đặc điểm cá nhân, tuổi tác (In TUOI), tình trạng hôn nhân (HONNHAN), dân tộc (DANTOC), làm việc hành chính ở địa phương (LAMVIEC_HC), và là thành viên của tổ vay vốn (THANHVIEN) có ý nghĩa và tương quan thuận với khả năng tiếp cận tín dụng vi mô. Ví dụ, một sự thay đổi tương ứng ở nhóm tuổi có thể làm tăng 20,3% khả năng vay vốn từ chương trình tín dụng vi mô. Kết quả này phù hợp với Zeller (1994) rằng tuổi làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng vi mô ở nông thôn Madagascar, nơi mà tuổi của chủ hộ được gắn liền với việc tích lũy của cải và tuổi còn thể hiện quyền kiểm soát các nguồn tài nguyên của hộ. Ở Việt Nam, tuổi của chủ hộ làm tăng khả năng tiếp cận đến tín dụng vi mô vì tuổi thường được gắn chặt với trách nhiệm trong cam kết trả nợ. Tương tự như vậy, tình trạng hôn nhân và dân tộc có tương quan thuận và có ý nghĩa ở mức 5%, ngụ ý rằng các chủ hộ có gia đình và hộ dân tộc có nhiều khả năng tiếp cận tín dụng vi mô. Thực tế cho thấy nhiều chương trình tín dụng vi mô ở Việt Nam được thiết kế để cung cấp các khoản vay cho các nhóm dân tộc thiểu số.

Hệ số dương và có ý nghĩa của tín dụng phi chính thức (ST_PCT) chỉ ra rằng nếu nhu cầu vay phi chính thức tăng 1% sẽ làm tăng 5% khả năng tiếp cận tín dụng vi mô. Mỗi tương quan thuận này được kỳ vọng bởi vì lãi suất cho vay phi chính thức cao hơn gấp năm lần mức lãi suất chính thức, những hộ gia đình vay nợ từ nguồn vay tín dụng phi chính thức có nhiều động cơ đi vay từ các nguồn tín dụng vi mô. Sau đó, số tiền vay này được dùng để trả nợ vay phi chính thức. Đây là hiện tượng rất phổ biến ở Việt Nam, nơi mà các hộ gia đình nghèo và thu nhập thấp cố gắng tham gia trong các chương trình tín dụng vi mô để được vay vốn ở mức lãi suất thấp, sau đó họ sử dụng khoản vay này để trả nợ vay phi chính thức. Tuy nhiên, việc chuyển đổi các khoản vay không phải là vấn đề mới mà đây là một phần của vấn đề rủi ro đạo đức trong thị trường tín dụng nông thôn (xem Bảng 4).

Làm việc hành chính ở địa phương (LAMVIEC_HC) tương quan thuận và có ý nghĩa ở mức 1%, cho thấy làm việc hành chính ở địa phương là một động góp quan trọng cho các hộ gia đình nông thôn tiếp cận với tín dụng vi mô. Nông hộ có một thành viên làm viên chức ở làng hoặc thị trấn có 13,2% khả năng vay vốn từ chương trình

tín dụng vi mô. Điều này là do các hộ gia đình có người thân làm nhân viên nhà nước ở địa phương có nhiều thông tin về các chương trình tín dụng vi mô hơn so với các hộ gia đình khác. Ở Việt Nam, làm việc cho chính quyền địa phương được coi như đóng góp cho làng, xã địa phương và được công nhận bởi lãnh đạo xã. Yếu tố này cho phép những hộ này tiếp cận chương trình tín dụng vi mô một cách dễ dàng hơn. Kết quả trên phù hợp với Li *et al.* (2011) rằng các hộ gia đình có các thành viên làm ở địa phương Trung Quốc dễ tiếp cận với chương trình tín dụng vi mô.

Hệ số dương và có ý nghĩa của THANHVIEN cho thấy rằng nếu một hộ gia đình là một thành viên của một tổ vay vốn trong xã, hộ này có 11,9% khả năng được vay từ chương trình tín dụng vi mô. Kết quả cho thấy rằng chiến lược cho vay thông qua các tổ vay vốn dường như phát huy thể mạnh tại Việt Nam. Tuy cho vay theo tổ nhóm ở Việt Nam không tuân thủ nghiêm ngặt các nguyên tắc cho vay theo nhóm cùng ràng buộc trách nhiệm, cho vay theo hình thức này có thể làm giảm đáng kể chi phí sàng lọc và giám sát của các chương trình tín dụng vi mô thông qua cơ chế tự khuyến khích và tự giám sát, và sử dụng cơ chế ràng buộc xã hội trong quá trình cho vay.

Số hộ nghèo tương quan thuận và có mức ý nghĩa 1%, tác động biên chỉ ra rằng các hộ gia đình nghèo được chứng nhận có 20,1% khả năng tiếp cận tín dụng vi mô. Kết quả cho thấy Chính phủ can thiệp có hiệu quả trong việc điều chỉnh các khiếm khuyết trong thị trường tín dụng nông thôn. Kết quả này còn cho thấy sự phù hợp của Chương trình giảm nghèo Quốc gia nhằm mục tiêu và đảm bảo tiếp cận cộng đồng rộng lớn hơn của các chương trình tín dụng vi mô cho các hộ gia đình nông thôn nói chung và ĐBSCL nói riêng.

Bốn yếu tố liên quan đến thu nhập bao gồm MUCTN_1, THU_TT, THU_CN, và THUNHAP_6, có ý nghĩa trong phương trình (2). Kết quả phân tích cho thấy các hộ gia đình có thu nhập thấp (MUCTN_1) tương quan nghịch và có mức ý nghĩa 10%. Đây là một trong những tiêu chuẩn chính thức cho việc phân bổ tín dụng; biến mức thu nhập cho thấy sự khác biệt giữa hộ có thu nhập thấp nhất so với các nhóm thu nhập còn lại. Điều này có nghĩa là nhóm hộ nghèo nhất nhận được 12,3% khả năng tiếp cận tín dụng vi mô so với những hộ khác. Các chương trình tín dụng vi mô chọn các hộ có nguồn thu nhập chính từ nông nghiệp (THU_TT) và thức ăn chăn nuôi (THU_CN). Về hiệu ứng biên, Bảng 3 cho thấy các

hộ làm lúa có 19,7% khả năng tiếp cận tín dụng vi mô và hộ chăn nuôi có 18,8% khả năng tiếp cận vốn. Ngoài ra, các hộ gia đình có dòng thu nhập từ

6 đến 9 tháng một năm (THUNHAP_6) có 10% khả năng tiếp cận tín dụng vi mô cao hơn các hộ khác (xem Bảng 4).

Bảng 4: Các nhân tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng vi mô và hiệu ứng biên

	Hệ số	R.S.E.	Giá trị P	Hiệu ứng biên
In ST CT (kết quả được trình bày ở Bảng 3)				
Khả năng tiếp cận tín dụng vi mô				
Hệ số chặn	-3,144***	0,773	0,000	
Đặc điểm chủ hộ				
ln TUOI	0,585***	0,186	0,002	0,203
HNHAN	0,336**	0,154	0,030	0,124
DANTOC	0,327**	0,159	0,039	0,107
MUCHU	-0,127	0,200	0,524	-0,045
TIEUHOC	-0,032	0,153	0,835	-0,011
PHOTHONG	-0,117	0,170	0,493	-0,041
LAMVIEC_HC	0,413***	0,133	0,002	0,132
THANHVIEN	0,370**	0,153	0,016	0,119
Đặc điểm hộ				
SOHONGHEO	0,643***	0,123	0,000	0,201
MUCTN_1	-0,342*	0,177	0,054	-0,123
MUCTN_2	-0,026	0,163	0,874	-0,009
MUCTN_3	-0,025	0,156	0,872	-0,009
THU_TT	0,577***	0,127	0,000	0,197
THU_CN	0,598***	0,136	0,000	0,188
THU_PNN	0,149	0,132	0,260	0,051
THUNHAP_9	-0,168	0,117	0,151	-0,060
THUNHAP_6	0,300*	0,180	0,096	0,097
THUNHAP_3	-0,209	0,233	0,369	-0,076
THUNHAP_1	0,009	0,262	0,972	0,003
Yếu tố địa lý – kinh tế				
XA_DGT	0,659***	0,155	0,000	0,235
HUYEN_TDT	0,643***	0,184	0,001	0,195
HUYEN_DTH	-0,255**	0,120	0,033	-0,089
Biến nội sinh				
ln \hat{ST} _ PCT	0,143***	0,052	0,006	0,050
ρ_{23}	-0,380*	0,222	0,087	
Số quan sát ³		896		
Chi2		207,6		
Bảng phân loại				
	Có vay	Không vay	Tổng	
Số dự báo đúng	535	191	726	
% của dự báo đúng	88,58	34,59	81,03	
Số dự báo sai	69	101	170	
% của dự báo sai	65,41	11,42	18,97	
Xác suất dự báo đúng (%)			70,98	

Ghi chú: 1. R.S.E. là Sai số chuẩn điều chỉnh

2. *, **, và *** là các mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, and 1%

3. Số quan sát nhỏ hơn cỡ mẫu do thông tin không đầy đủ

Tất cả các yếu tố địa lý – kinh tế đều có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng vi mô. Hệ số dương XA_DGT ngụ ý rằng các hộ gia đình cư trú tại các xã có đường ô tô liên xã có 23,5% khả năng tham gia các chương trình tín dụng vi mô cao hơn các hộ khác. Hệ số âm HUYEN_DTH có nghĩa là

các hộ gia đình sống ở các xã đô thị hóa có 10% khả năng tham gia vào các chương trình tín dụng vi mô ít hơn so với các hộ khác (xem Bảng 4). Bên cạnh đó, các hộ gia đình nông thôn ở các xã tập trung người dân tộc có 20% khả năng tiếp cận tín dụng vi mô. Những phát hiện này ủng hộ mạnh mẽ

quan điểm tài chính phát triển trong đó sự kém phát triển của cơ sở hạ tầng vật chất góp phần đáng kể đến hạn chế khả năng tiếp cận vốn của hộ.

c. Các nhân tố ảnh hưởng đến lượng vốn vay tín dụng vi mô

Các yếu tố ảnh hưởng đến số tiền vay từ tín dụng vi mô được giải thích bởi các yếu tố sau: MUCHU, TRONGLUA, K_TAYNGHE, ln DTDATNN, ln CHIYTE, MUC_HTLS, CT_GT, và HUYEN_DTH (xem Bảng 5).

Bảng 5: Các nhân tố ảnh hưởng đến số tiền vay từ tín dụng vi mô

	ln Tín dụng vi mô (1)			ln Tín dụng vi mô (2)		
	Hệ số	R.S.E.	Giá trị P	Hệ số	S.E.	Giá trị P
ln Số tiền vay từ tín dụng vi mô						
Hệ số chặn	3,308***	0,699	0,000	3,351***	0,659	0,000
Đặc điểm chủ hộ						
ln TUOI	-0,127	0,171	0,459	-0,134	0,159	0,401
GIOI	0,080	0,063	0,206	0,078	0,063	0,212
MUCHU	-0,170**	0,083	0,042	-0,169*	0,100	0,092
LAMVIEC_HC	0,117	0,082	0,150	0,115	0,081	0,161
TRONGLUA	-0,276***	0,087	0,002	-0,282***	0,079	0,000
K_TAYNGHE	-0,235***	0,091	0,010	-0,237**	0,101	0,019
LAMVUON	-0,131	0,109	0,228	-0,139	0,108	0,201
Đặc điểm hộ						
ln SOTHANHVIEN	-0,154	0,105	0,141	-0,154	0,108	0,155
ln SOTREEM	0,014	0,068	0,837	0,015	0,071	0,833
ln SOTVCOTN	0,076	0,074	0,302	0,077	0,078	0,322
ln DTDATNN	0,088***	0,014	0,000	0,089***	0,014	0,000
ln CHIYTE	0,084**	0,043	0,049	0,084**	0,040	0,037
Yếu tố vay chính thức						
MUC_HTLS	-0,362***	0,090	0,000	-0,364***	0,082	0,000
CT_NH	0,013	0,111	0,907	0,012	0,103	0,905
CT_TH	0,149	0,128	0,244	0,143	0,121	0,238
CT_NN	0,128	0,093	0,168	0,124	0,081	0,124
CT_BB	-0,020	0,123	0,874	-0,019	0,109	0,866
CT_GD	0,199*	0,115	0,084	0,201*	0,120	0,093
CT_TD	0,002	0,075	0,978	-0,003	0,081	0,976
Yếu tố địa lý – kinh tế						
XA_DGT	-0,099	0,135	0,465	-0,097	0,119	0,415
HUYEN_TDT	-0,072	0,137	0,598	-0,078	0,122	0,522
HUYEN_DTH	-0,184**	0,077	0,017	-0,186**	0,078	0,017
Khả năng tiếp cận tín dụng vi mô (Kết quả được trình bày ở Bảng 4)						
ρ_{23}	-0,380*	0,222	0,087			
λ				-0,276*	0,159	0,083
Số quan sát ³	896			879		
Chi2	207,6			173,9		

Note: 1. S.E. and R.S.E. là Sai số chuẩn và Sai số chuẩn điều chỉnh, tương ứng
2. *, **, và *** chỉ mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%, tương ứng
(1) and (2) là phương pháp ước lượng cmp và Heckman, tương ứng
3. Số quan sát nhỏ hơn cỡ mẫu do thông tin không đầy đủ

Nông dân trồng lúa và công nhân không có tay nghề tương quan nghịch với lượng vốn vay chính thức và có ý nghĩa ở mức 1%. Điều này chỉ ra rằng các hộ gia đình nông thôn nhận được ít hơn 27,6% số tiền vay từ tín dụng vi mô nếu họ trồng lúa và

23,5% ít hơn nếu họ ở trong nhóm công nhân không có tay nghề. Nếu các nguồn thu nhập khác nhau giải thích mục đích của tín dụng vi mô được sử dụng trong khâu xem xét hồ sơ vay, nông dân trồng lúa và người lao động không có tay nghề

được sử dụng trong việc xác định số tiền cho vay bởi vì hai yếu tố này giải thích khả năng trả nợ của hộ. Những ngành nghề này thể hiện khả năng trả nợ thấp hơn so với các ngành nghề khác như các hoạt động có tay nghề hoặc hoạt động phi nông nghiệp. Có một sự khác biệt đáng kể trong số tiền vay từ nguồn tín dụng vi mô nếu ngành nghề của chủ hộ được đưa vào để xác định số tiền vay.

Trong các yếu tố đặc điểm của hộ, diện tích đất nông nghiệp và chi phí y tế tương quan thuận với số tiền vay chính thức và có ý nghĩa. Trong đó, hệ số diện tích đất nông nghiệp cho thấy rằng 1% tăng lên của diện tích đất nông nghiệp làm tăng số tiền vay từ tín dụng vi mô lên 8,8%. Kết quả này thể hiện vai trò quan trọng của đất đai trong thị trường tín dụng nông thôn, nơi mà các hộ gia đình có đất có lợi thế hơn các hộ gia đình không có đất khi họ tham gia một nhóm tín dụng. Hệ số chi phí y tế chỉ ra rằng số tiền vay tín dụng vi mô tương quan thuận với các nhu cầu cho các chi phí y tế trong gia đình. Ví dụ, nếu chi phí y tế tăng 1%, số tiền vay từ nguồn tín dụng vi mô có khả năng tăng 8,4%. Điều này có thể là bởi vì chi tiêu y tế đại diện cho chi phí sinh hoạt và do đó vay từ nguồn tín dụng vi mô với lãi suất thấp cho các chi phí chăm sóc y tế là hợp lý. Nếu có một sự thay thế tín dụng giữa các khu vực tín dụng chính thức và phi chính thức, nông hộ có thể vay từ nguồn phi chính thức cho những trường hợp khẩn cấp. Sau đó, họ vay từ các chương trình tín dụng vi mô để trả nợ vay phi chính thức. Vì vậy, sự hiện diện của các nguồn tín dụng chính thức và phi chính thức giúp giảm bớt hạn chế tín dụng đối với những hộ này.

Hệ số mức hỗ trợ lãi suất âm và có ý nghĩa ở mức 1% trong mô hình. Lãi suất hỗ trợ được định nghĩa là sự khác biệt giữa lãi suất bình quân các khoản vay thương mại trong năm 2009 so với lãi suất trên các khoản vay chính thức cho các hộ gia đình nông thôn. Mỗi tương quan nghịch chỉ ra rằng lãi suất tín dụng chính thức nhỏ hơn mức trung bình (khoảng 36,2%) nếu tín dụng chính thức có lãi suất 1% trợ cấp mỗi tháng. Điều này có nghĩa là một sự thay đổi 1% trong hỗ trợ lãi suất một tháng tăng 9,83 triệu đồng nhu cầu vay tín dụng vi mô. Do vậy, hầu hết các chương trình tín dụng vi mô cho vay ưu đãi có mức vay nhỏ so với tín dụng vi mô trung bình.

Hệ số vay cho giáo dục dương và có ý nghĩa ở mức 10%, cho thấy cho vay với mục đích đóng học phí được bao gồm trong các chương trình tín dụng vi mô. Cùng một khoản vay ưu đãi lãi suất từ các chương trình tín dụng vi mô, khoản vay giáo dục

cao hơn 20% so với các mục đích cho vay khác. Điều này ngụ ý rằng các chương trình tín dụng vi mô có khả năng để mở rộng việc cung cấp tín dụng chính thức cho các khu vực nông thôn không chỉ đối với hoạt động sản xuất nông nghiệp, mà còn cho mục đích giáo dục và y tế.

Trong nhóm các yếu tố địa lý - kinh tế chỉ có huyện đô thị hóa (HUYEN_DTH) có ý nghĩa ở mức 1%. Như vậy, các hộ sống tại những huyện đô thị hóa đã nhận được ít hơn 18,4% số tiền vay từ tín dụng vi mô, tương đương với 4,92 triệu đồng.

6 KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT

6.1 Kết luận

Nghiên cứu này xác định các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức và phi chính thức của hộ gia đình ở nông thôn vùng ĐBSCL. Kết quả cho thấy có sự tương tác giữa các khu vực tín dụng, trong đó tín dụng phi chính thức tích cực ảnh hưởng đến khả năng vay vốn từ chương trình tín dụng vi mô. Bỏ qua hiệu ứng tương tác này có thể dẫn đến việc bỏ sót yếu tố quan trọng giúp giải thích khả năng tiếp cận chương trình tín dụng vi mô của hộ trong thị trường tín dụng nông thôn.

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng số tiền vay phi chính thức ảnh hưởng bởi các yếu tố bao gồm: sở hữu đất đai, mục đích cho vay phi chính thức, lãi suất chính thức, thời hạn cho vay phi chính thức, và đường giao thông liên xã. Điểm nổi bật là tính linh hoạt của thời hạn vay phi chính thức có thể bù đắp cho mức lãi suất cao trong thị trường tín dụng phi chính thức.

Các yếu tố làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng vi mô bao gồm: làm việc hành chính ở địa phương, thành viên tổ vay vốn, và số hộ nghèo. Trong đó, khả năng tiếp cận tín dụng vi mô được cải thiện đáng kể thông qua số hộ nghèo. Điều này phản ánh chính sách can thiệp của chính sách xã hội là có hiệu quả. Cho vay thông qua một nhóm, cơ chế cải thiện đáng kể khả năng tiếp cận chương trình tín dụng vi mô bởi vì nó là một cơ chế hiệu quả về chi phí cho việc khắc phục các vấn đề thông tin bất đối xứng trong cho vay cá nhân. Đặc biệt, số tiền vay phi chính thức có ảnh hưởng đáng kể đến khả năng tiếp cận chương trình tín dụng vi mô.

Số tiền vay từ chương trình tín dụng vi mô được giải thích bởi các yếu tố như là tuổi tác và nghề nghiệp của chủ hộ, diện tích đất nông nghiệp, mức thu nhập, chi phí y tế, huyện đô thị hóa, mục đích vay, và lãi suất ưu đãi.

6.2 Đề xuất

Kết quả nghiên cứu cung cấp một khuyến nghị quan trọng cho chính sách hướng tới nâng cao khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cho hộ nghèo và hộ có thu nhập thấp ở nông thôn. Trước tiên, việc tham gia tổ vay vốn đặc biệt cải thiện khả năng tiếp cận tín dụng vì mô hình này là cơ chế hữu hiệu giúp giảm chi phí do thông tin bất cân xứng trong thị trường tín dụng nông thôn. Vì vậy, khuyến khích hộ nghèo tham gia vào tổ vay vốn cần phải được xem trọng từ phía ở cấp chính quyền địa phương. Thứ hai, các chính sách nên hướng vào điều tiết thị trường tín dụng nông thôn sao cho một thị trường có thể khắc phục điểm yếu của nó bằng cách dựa vào thể mạnh của thị trường còn lại. Việc tích hợp các loại hình tín dụng vào trong một thị trường tín dụng nông thôn giúp cải thiện khả năng tiếp cận tín dụng cho các nông hộ, đặc biệt là hộ nghèo ở nông thôn.

Bên cạnh những kết quả đạt được, bài viết này có hạn chế do cỡ mẫu nhỏ. Vì vậy, những khuyến nghị cho chính sách từ kết quả nghiên cứu chủ yếu liên quan đến vùng ĐBSCL. Tuy đây là một hạn chế, những khuyến nghị này cũng có thể được mở rộng cho các khu vực khác ở Việt Nam, nếu thị trường tín dụng nông thôn thỏa mãn điều kiện trong đó tín dụng phi chính thức là phổ biến, đơn giản và dễ tiếp cận, trong khi tín dụng chính thức bị hạn chế và khó tiếp cận do thủ tục cho vay phức tạp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Besley, T. and Coate, S. (1995). Group lending, repayment incentives and social collateral. *Journal of development economics*, 46(1), 1-18.
2. Bhole, B. and Ogden, S. (2010). Group lending and individual lending with strategic default. *Journal of development economics*, 91(2), 348-363.
3. Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using stata* (Vol. 5): Stata Press College Station, TX.
4. Chung, I. (1995). Market choice and effective demand for credit: The roles of borrower transaction costs and rationing constraints. *Journal of Economic Development*, 20(2), 23-44.
5. Diagne, A. (1999). Determinants of household access to and participation in formal and informal credit markets in Malawi. *Food consumption and nutrition division discussion paper*, 67.
6. Fenwick, L. and Lyne, M. C. (1998). Factors influencing internal and external credit rationing among small-scale farm households in KwaZulu-Natal. *Agrekon*, 37(4), 495-505.
7. 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*.
8. Ghatak, M. and Guinnane, T. W. (1999). The economics of lending with joint liability: theory and practice. *Journal of development economics*, 60(1), 195-228.
9. Guirking, C. (2008). Understanding the coexistence of formal and informal credit markets in Piura, Peru. *World Development*, 36(8), 1436-1452.
10. Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
11. Ho, G. (2004). Rural credit markets in Vietnam: Theory and practice. *Grand prize thesis, Macalester College*.
12. Jain, S. (1999). Symbiosis vs. crowding-out: the interaction of formal and informal credit markets in developing countries. *Journal of Development Economics*, 59(2), 419-444.
13. Kochar, A. (1997a). An empirical investigation of rationing constraints in rural credit markets in India. *Journal of development economics*, 53(2), 339-371.
14. Kochar, A. (1997b). An empirical investigation of rationing constraints in rural credit markets in India. *Journal of Development Economics*, 53(2), 339-371.
15. Li, X., Gan, C. and Hu, B. (2011). Accessibility to microcredit by Chinese rural households. *Journal of Asian Economics*, 22(3), 235-246.
16. McCarty, A. (2001). Microfinance in Vietnam: A survey of schemes and issues. *Hanoi, Vietnam: Department for International Development (DFID) and the State Bank of Vietnam (SBVN)*.
17. Petrick, M. (2005). Empirical measurement of credit rationing in agriculture: A methodological survey. *Agricultural Economics*, 33(2), 191-203.

18. Pham, B. D. and Izumida, Y. (2002). Rural development finance in Vietnam: a microeconomic analysis of household surveys. *World Development*, 30(2), 319-335.
19. Pham, T. T. T. and Lensink, R. (2007). Lending policies of informal, formal and semiformal lenders. *Economics of transition*, 15(2), 181-209.
20. Putzeys, R. (2002). Micro Finance in Vietnam: Three Case Studies. *Rural Project Development*, Hanoi.
21. Quach, M. H. (2005). *Access to finance and poverty reduction: an application to rural Vietnam*. University of Birmingham.
22. Rivers, D. and Vuong, Q. H. (1988). Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models. *Journal of Econometrics*, 39(3), 347-366.
23. Roodman, D. (2009). Estimating fully observed recursive mixed-process models with cmp. *Center for Global Development Working Paper*, 168.
24. Stiglitz, J. E. and Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review*, 393-410.
25. Swain, R. B. (2002). Credit rationing in rural India. *Journal of Economic Development*, 27(2), 1-20.
26. World Bank. (2002). Vietnam Delivering Its Promise. *Report No. 25050-VN*.
27. Zeller, M. (1994). Determinants of credit rationing: A study of informal lenders and formal credit groups in Madagascar. *World Development*, 22(12), 1895-1907.