

PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN KHOẢNG CÁCH VỀ GIỚI TRONG TIẾP CẬN TÍN DỤNG CHÍNH THỨC Ở NÔNG THÔN VIỆT NAM

Nguyễn Thị Hồng Vững

Vụ Tài chính Hành chính sự nghiệp, Bộ Tài chính

Email: nguyenthihongvung@mof.gov.vn

Ngày nhận: 07/7/2018

Ngày nhận bản sửa: 09/8/2018

Ngày duyệt đăng: 05/1/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu này sử dụng bộ số liệu Điều tra tiếp cận nguồn lực hộ gia đình năm 2016 để phân tích các yếu tố tác động đến sự khác biệt về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức ở nông thôn Việt Nam. Để đạt được mục tiêu, nghiên cứu đã sử dụng mô hình Logit và phương pháp Blinder-Oaxaca. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng: (i) giới tính của chủ hộ ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng của hộ; (ii) Khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức mà hộ gia đình được vay là 3.899,607 nghìn đồng Việt Nam (VND), các yếu tố tác động đến khoảng cách về giới này bao gồm: các yếu tố có thể giải thích được chiếm 35,16%, và các yếu tố không giải thích được chiếm 64,84%.

Từ khóa: Mô hình phân rã Blinder-Oaxaca, tín dụng chính thức, mô hình Heckman, hộ gia đình, mô hình Logit.

Mã JEL: J06.

Analyzing Determinants Influencing Gender Gap in access to Formal Credit in Rural Area of Vietnam

Abstract:

This study uses the Vietnam Household Resources Access Surveys 2016 to analyze the factors influencing the gender gap in access to formal credit in rural Vietnam. This study uses the logit model and the Blinder-Oaxaca method. The results show that (i) gender of household head affects the access to formal credit; (ii) The gender gap in terms of the amount of formal credit that households receive is 3.899,607 thousand VND. The determinants influencing this gender gap include explanatory factors accounting for 35.16% and unexplained determinants accounting for 64.84%.

Keywords: *Blinder-Oaxaca decomposition, formal credit, Heckman model, household, logit model.*

JEL code: *J06.*

1. Giới thiệu

Các dịch vụ tài chính như tiết kiệm, tín dụng, bảo hiểm mang tới cơ hội nâng cao sản lượng nông nghiệp, an ninh lương thực và sức sống kinh tế cho các hộ gia đình, cộng đồng và quốc gia (Tổ chức Lương thực và Nông nghiệp Liên Hiệp Quốc - FAO, 2011).

Phụ nữ đóng góp một phần quan trọng trong nông nghiệp và phát triển kinh tế nông thôn ở tất cả các nước đang phát triển. Hiện nay, phụ nữ đóng góp 40% lực lượng lao động trong tất cả các lĩnh vực, 43% cho lĩnh vực lao động nông nghiệp trên toàn thế giới (World Bank, 2012)

Mặc dù vậy, rất nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng phụ nữ bị hạn chế trong việc tiếp cận tín dụng hơn so với nam giới (FAO, 2011; Fletschner, 2009; Diagne & Zeller, 2000) điều đó ảnh hưởng đến năng suất nông nghiệp, phát triển kinh tế nông thôn (FAO, 2011; Fengxia Dong, 2010; Vương Quốc Duy, 2015; Fletschner, 2009). Do đó, phân tích các yếu tố tác động đến khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức để đưa ra các chính sách kiến nghị nhằm giảm khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng là vô cùng cần thiết.

Việc chọn Việt Nam để nghiên cứu là do đây là một nước nông nghiệp với kinh tế nông thôn đang phụ thuộc vào 10 triệu hộ gia đình có quy mô nhỏ ở nông thôn. Tỷ lệ dân số sống ở khu vực nông thôn chiếm 66,7%, trong đó tỷ lệ dân số nữ sống chiếm 50,67%, tỷ lệ dân số nam chiếm 49,33% (GSO, 2014). Tuy nhiên, theo quan niệm của xã hội truyền thống, Việt Nam thường thiên vị lao động nam trong việc tiếp cận nguồn lực sản xuất. FAO (2011) đã thống kê và chỉ ra rằng các hộ có phụ nữ là chủ hộ thì hạn chế trong việc tiếp cận tín dụng hơn so với hộ có nam giới là chủ hộ. Do đó, sử dụng mô hình kinh tế lượng để phân tích các yếu tố tác động đến khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức ở Việt Nam rất cần thiết và có ý nghĩa. Trong nghiên cứu này, chúng tôi đã sử dụng mô hình Logit, mô hình Blinder-Oaxaca để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức ở các hộ gia đình nông thôn Việt Nam. Bài báo gồm hai mục tiêu chính sau: (1) Xác định giới tính của chủ hộ có tác động đến khả năng tiếp cận tiếp cận tín dụng chính thức của hộ gia đình hay không? (2) Đo lường khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức được vay của các hộ

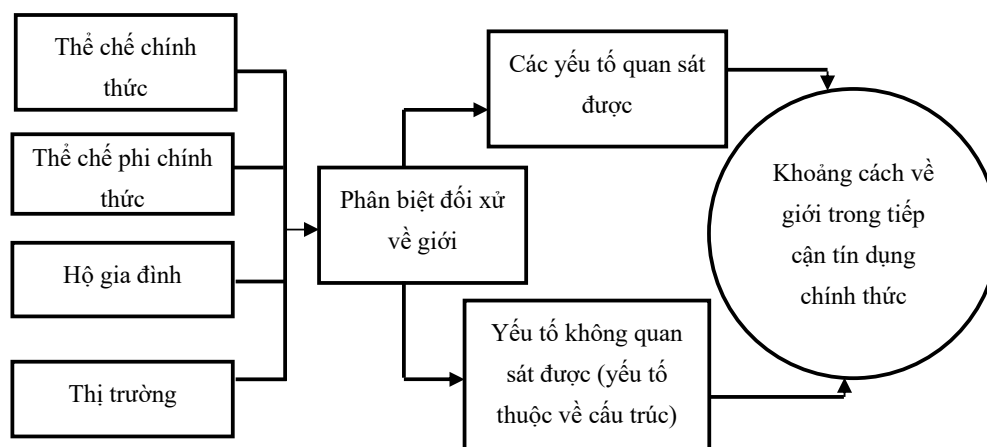
gia đình, đồng thời phân tích các yếu tố tác động đến khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức (quy mô tín dụng chính thức) mà hộ gia đình được vay.

2. Tổng quan nghiên cứu

Dịch vụ tài chính là một công cụ quan trọng để nâng cao năng suất, phát triển kinh tế; và phụ nữ đóng một vai trò quan trọng trong sản xuất nông nghiệp ở các nước đang phát triển. Tuy nhiên, họ lại bị phân biệt đối xử trong thị trường tín dụng, phụ nữ đôi khi không thể có tài khoản ngân hàng hoặc không tự thực hiện được các hợp đồng tài chính vì các rào cản pháp lý và các quy tắc văn hóa (FAO, 1985; 2011). Ngoài ra, họ bị hạn chế trong việc kiểm soát tài sản thế chấp – một trong những điều kiện quan trọng trong để được vay tiền. Hơn thế nữa, các tổ chức tín dụng thường hạn chế phụ nữ trong việc cận tín dụng, hoặc cho vay với lượng vốn nhỏ hơn so với nam giới trong cùng một điều kiện (Fletschner 2009; World Bank, FAO & IFAD, 2009). Có nhiều bằng chứng thực tế chỉ ra khoảng cách giữa nam giới và nữ giới trong tiếp cận tín dụng. Ví dụ ở Nigeria, 14% nam giới được tiếp cận tín dụng trong khi đó chỉ có 5% nữ giới được tiếp cận; ở Kenya, tỷ lệ nam giới được tiếp cận tín dụng là 14% , tỷ lệ nữ giới tiếp cận tín dụng là 4% (Saito & cộng sự, 1994), kết quả nghiên cứu về bất bình đẳng giới ở khu vực Đông Nam Á thường là một phần trong các nghiên cứu tổng hợp mà chưa có kết quả riêng biệt, chuyên sâu (FAO, 2011). Nghiên cứu khác của Fletschner (2009) ở Mỹ Latin cũng chỉ ra rằng phụ nữ hạn chế trong việc tiếp cận tín dụng hơn so với nam giới khi họ cùng điều kiện kinh tế – xã hội tương đương nam giới.

Hiện tại, Việt nam có rất ít các công trình nghiên cứu liên quan đến phân tích tác động của các yếu tố đến khoảng cách về giới trong tiếp cận nguồn lực sản xuất. Trong lĩnh vực tiếp cận tín dụng chính thức thì chỉ có nghiên cứu của FAO (2002), nghiên cứu này đã chỉ ra rằng ở Việt nam phụ nữ là chủ hộ hạn chế trong việc tiếp cận tín dụng chính thức, lượng vốn được vay thấp hơn, chịu lãi suất cao hơn so với nam giới. Tuy nhiên, nghiên cứu này cũng chỉ sử dụng phương pháp thống kê so sánh mà chưa sử dụng mô hình kinh tế lượng để phân tích các nguyên nhân ảnh hưởng tới khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng. Do đó, nghiên cứu này sẽ sử dụng mô hình Logit, mô hình Blinder-Oaxaca để thực nghiệm lại khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính

Hình 1: Khung lý thuyết



thức và phân tích các yếu tố tác động đến khoảng cách đó.

Thông qua tổng quan các công trình nghiên cứu, tác giả đưa ra khung lý thuyết để phân tích khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức như Hình 1.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng bộ số liệu Điều tra tiếp cận nguồn lực hộ gia đình năm 2016 được thực hiện bởi Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương, Viện Chính sách Chiến lược Nông nghiệp và Phát triển nông thôn, Viện Khoa học Lao động và nhóm Nghiên cứu Kinh tế Phát triển (DERG) thuộc trường Đại học tổng hợp Copenhagen thực hiện dưới sự tài trợ của cơ quan phát triển quốc tế Đan Mạch (DANIDA) (thực hiện 2 năm một lần, trên 12 tỉnh trải dài khắp nước Việt Nam. Mục đích của cuộc điều tra tiếp cận nguồn lực hộ gia đình (VARHS) là tìm hiểu sâu về thực trạng kinh tế của các hộ gia đình tại khu vực nông thôn Việt Nam với trọng tâm tập trung thu nhập thông tin kinh tế – xã hội từ tiết kiệm, thu nhập của hộ gia đình đến các vấn đề như tiếp cận các nguồn lực sản xuất (vốn vật chất, tài chính, con người và xã hội).

Trong nghiên cứu tập trung khai thác thông tin liên quan đến tiếp cận tín dụng của các hộ gia đình năm 2016 như: giới tính chủ hộ, tuổi chủ hộ, trình độ học vấn chủ hộ, số lượng thành viên trong độ tuổi trong lao động, tỉ lệ phụ thuộc, giá trị tài sản thế chấp, thời gian vay tín dụng...

3.2. Xác định yếu tố giới tính chủ hộ có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức

của hộ hay không?

Trên cơ sở các nghiên cứu thực nghiệm trước đó của Mohamed (2003), Gan & cộng sự (2007), Okurut (2006) và điều kiện cụ thể của Việt Nam, chúng tôi sử dụng mô hình Logit sau để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng và xác định biến giới tính chủ hộ có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng hay không.

$$\text{logit}(P_i) = \log\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon \quad (\text{Mô hình 1})$$

Trong đó:

P_i : Xác suất chủ hộ i nhận được tiếp cận tín dụng;

β_0 : là một hệ số;

ε : sai số;

β_i : các hệ số cần ước lượng;

X_i : biến giải thích đã được trình bày ở Bảng 1;

3.3. Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức mà hộ gia đình được vay

3.3.1. Các yếu tố ảnh hưởng đến lượng tín dụng chính thức mà hộ được vay

Để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến hạn mức tín dụng nhận được của hộ, chúng tôi sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) để ước lượng mô hình hồi quy đa biến:

Mô hình xác định các yếu tố ảnh hưởng đến hạn mức tín dụng nhận được của hộ

$$\text{Ln Loanval} = \beta_0^* + \beta_1^* X_i + \varepsilon \quad (\text{Mô hình 2})$$

Mô hình xác định các yếu tố ảnh hưởng đến hạn mức tín dụng nhận được của hộ có chủ hộ là nam:

$$\ln \text{Loanvalm} = \beta_{0m} + \beta_{im}X_{im} + \varepsilon_m \text{ (Mô hình 3)}$$

Mô hình xác định các yếu tố ảnh hưởng đến hạn mức tín dụng nhận được của hộ có chủ hộ là nữ:

$$\ln \text{Loanvalf} = \beta_{0f} + \beta_{if}X_{if} + \varepsilon_f \text{ (Mô hình 4)}$$

Trong đó:

$\ln \text{loanval}$, $\ln \text{loanvalm}$, $\ln \text{loanvalf}$: lần lượt là ln của giá trị tín dụng được vay của các hộ, các hộ có chủ hộ là nam, các hộ có chủ hộ là nữ;

β_{0i}^* , β_{0m}^* , β_{0f}^* : là các hệ số của mô hình 2,3,4;

X_i , X_{im} , X_{if} : là các biến độc lập được giải thích ở Bảng 1;

β_i^* , β_{im}^* , β_{if}^* : lần lượt các hệ số cần ước lượng của mô hình 2, 3, 4;

ε , ε_m , ε_f : lần lượt là sai số của các mô hình 2, 3, 4;

3.3.2. Khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức hộ gia đình được vay

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder để so sánh sự khác biệt về giới tính của chủ hộ đối với hạn mức tín dụng được vay. Đây là một phương pháp phổ biến, hữu dụng được các nhà nghiên cứu trước đó sử dụng để so sánh sự khác biệt giữa hai nhóm (Do & cộng sự, 2007; Wang & Hanna, 2007). Mô hình thực nghiệm cụ thể như sau:

$$D = E(\ln \text{loanvalm}) - E(\ln \text{loanvalf}) = \beta_{0i}^* (E(X_{im}) - E(X_{if})) + (\beta_{im}^* - \beta_{0i}^*)E(X_{im}) + (\beta_{0i}^* - \beta_{if}^*)E(X_{if}) \text{ (Mô}$$

hình 5)

Các yếu tố có thể quan sát (giải thích) được $= \beta_{0i}^* (E(X_{im}) - E(X_{if}))$

Các yếu tố không quan sát (giải thích) được $=$ Lợi thế cấu trúc của nam giới + Bất lợi cấu trúc của nữ giới

Lợi thế cấu trúc của nam giới $= \beta_{0i}^* (E(X_{im}) - E(X_{if}))$

Bất lợi cấu trúc của nữ giới $= (\beta_{0i}^* - \beta_{if}^*)E(X_{if})$

Trong đó β_{0i}^* , β_{im}^* , β_{if}^* là các hệ số được ước lượng từ các mô hình (2), (3), (4)

$E(X_{im})$, $E(X_{if})$: Là kỳ vọng của các biến giải thích trong các mô hình (2), (3), (4)

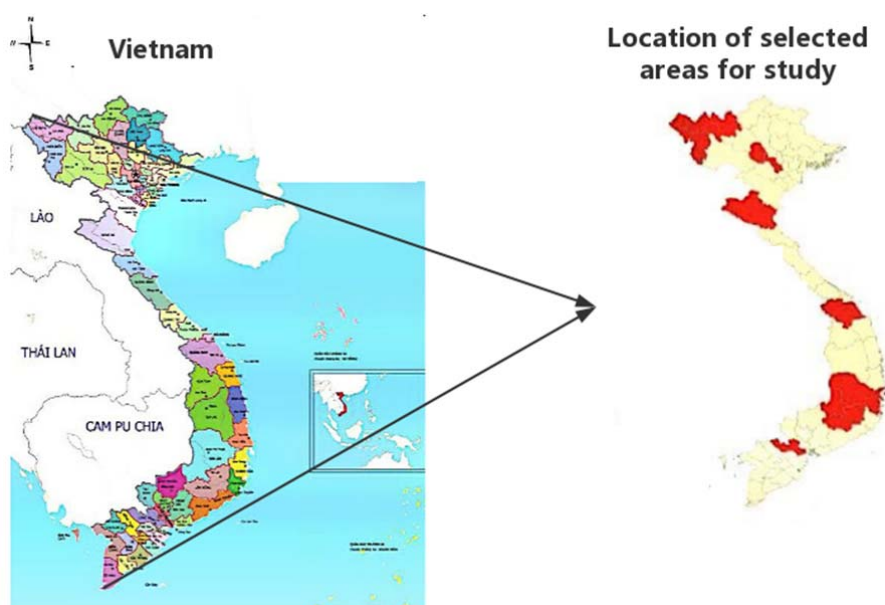
4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả số liệu

Bảng 2 thống kê mô tả giá trị trung bình của các biến và kết quả kiểm định T-test giá trị trung bình của các biến giữa hai nhóm chủ hộ là nam và chủ hộ là nữ. Bảng 2 thể hiện: tỷ lệ chủ hộ là nam được vay tín dụng chính thức là $29,77\% = (800/2.687) \times 100\%$ lớn hơn so với tỷ lệ chủ hộ là nữ được vay tín dụng chính thức $25,1\% = (130/518) \times 100\%$; và giá trị tín dụng chính thức mà chủ hộ là nam được vay cũng lớn hơn chủ hộ là nữ, giá trị tín dụng chính thức chủ hộ là nam lớn hơn chủ hộ là nữ 3.899,607 nghìn VND ($e^{10,062} - e^{9,88} = 3.988,607$), có ý nghĩa thống kê.

Chủ hộ là nam và chủ hộ là nữ có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê về đặc điểm của chủ hộ trong cả

Hình 2: Sơ đồ vị trí nghiên cứu



Bảng 2: Bảng tóm tắt kết quả thống kê

Ký hiệu biến	Hộ gia đình			Hộ gia đình được vay vốn		
	Nam chủ hộ	Nữ chủ hộ	Diff	Nam chủ hộ	Nữ chủ hộ	Diff
Quan sát	2.687	518		800	130	
Ln				10,062	9,88	0,182
Loanvalue						
Hhgender	1	0	1***	1	0	1***
Hhage	52,022	61,79	-9,768**	50,975	60,492	-9,517**
Hhedu	8,919	8,367	0,552***	8,91	8,262	0,648***
Hhmar	0,858	0,302	0,556***	0,759	0,269	0,49**
Hhwage	0,441	0,184	0,257***	0,443	0,208	0,235***
Hhfarm	0,8	0,611	0,189**	0,881	0,662	0,219**
Hhself	0,157	0,191	-0,034*	0,163	0,208	-0,045**
Hhresource	0,33	0,166	0,164*	0,295	0,146	0,149**
Hhchores	0,772	0,885	-0,113**	0,788	0,915	-0,127*
lb	3,336	2,496	0,84***	3,514	2,746	0,768***
dep	1,439	1,28	0,159***	1,38	1,254	0,126***
member	0,94	0,854	0,086**	0,963	0,931	0,032***
crediting	0,824	0,872	-0,048**	0,898	0,869	0,029***
collateral	0,193	0,157	0,036***	0,34	0,238	0,102***
lninc	10,662	10,342	0,32***	10,324	10,068	0,256***
Inland	12,826	12,84	-0,014***	13,005	12,835	0,17***
preloan	0,571	0,66	-0,089**	0,996	0,996	0***
short	0,237	0,172	0,065***	0,418	0,262	0,156***
mid	0,154	0,203	-0,049***	0,271	0,308	-0,037***
Long	0,037	0,56	-0,019***	0,066	0,085	-0,019***

hai trường hợp hộ được vay tín dụng chính thức hay không được vay tín dụng chính thức: chủ hộ là nam có tuổi trung bình thấp hơn chủ hộ là nữ; trình độ học vấn của chủ hộ là nam cao hơn chủ hộ là nữ; tỷ lệ chủ hộ là nam đang sống với vợ cao hơn chủ hộ là nữ đang sống với chồng, phần lớn các chủ hộ là nữ thường sống trong cảnh góa bụa; tỷ lệ chủ hộ là nam làm việc bên ngoài hưởng lương, tham gia các hoạt động sản xuất nông nghiệp, sử dụng tài sản có sẵn để tạo ra thu nhập cho hộ cao hơn chủ hộ là nữ; nhưng chủ hộ là nữ tự sản xuất hoặc làm việc nhà cao hơn chủ hộ là nam.

Số người lao động trong hộ và tỷ lệ lao động tham gia vào các tổ chức ở các hộ có chủ hộ là nam cao hơn hộ có chủ hộ là nữ, nhưng số người phụ thuộc ở các hộ gia đình có chủ hộ là nam lại thấp hơn các hộ có chủ hộ là nữ.

Trong trường hợp được vay tín dụng chính thức thì tỷ lệ hộ tiếp cận thông tin tín dụng chính thức, tỷ lệ có tài sản thế chấp, thu nhập, giá trị đất của hộ có chủ hộ là nam cao hơn hộ có chủ hộ là nữ; tỷ lệ hộ có lịch sử vay trước đó của chủ hộ là nữ cao hơn chủ hộ là nam; tỷ lệ vay ngắn hạn của hộ có chủ hộ là nam cao hơn với so với hộ có chủ hộ là nữ; tỷ lệ vay trung và dài hạn của hộ chủ hộ là nữ cao hơn so với hộ có chủ hộ là nam.

4.2. Ảnh hưởng của giới tính chủ hộ đến khả năng vay tín dụng chính thức của hộ gia đình

Giới tính của chủ hộ có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức hay không? Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ.

Kết quả trình bày ở Bảng 3 chỉ ra các yếu tố tác động đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ gia

Bảng 3: Các yếu tố tác động đến khả năng vay tín dụng của hộ gia đình

Loan	Coef.	Std.Err	[95% Conf. Interval]	
hhage	0,011	0,016	-0,02	0,043
hhgen	0,804**	0,64	-0,45	2,058
hhedu	0,123**	0,058	0,01	0,236
hhmar	-2,135	0,846	-3,792	-0,478
lb	0,07***	0,141	-0,207	0,347
dep	0,236**	0,183	-0,122	0,594
hhfarm	0,298***	0,44	-0,565	1,161
lnland	0,319***	0	0,319	0,32
collateral	0,368**	0,026	0,317	0,419
preloan	0,195***	0,001	0,193	0,197
_cons	-10,827	1,689	-14,138	-7,516
Number of obs	3.205			
LR chi2(10)	4.077,8			
Pseudo R2	0,936			
Log likelihood	-139,443			

Độ tin cậy thống kê như sau: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

đình. Theo đó, mô hình có ý nghĩa thống kê vì giá trị giá trị P-value = 0,0000 nhỏ hơn 0,01. Một số biến hhage, hh married không có ý nghĩa thống kê. Hh gender không có ý nghĩa thống kê tức là trong phạm vi nghiên cứu này, giới tính của chủ hộ không ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng của hộ gia đình. Các biến khác như HHgender, Hhedu, lb, dep, hhfarm, landvalue, collateral, preloan đều có ý nghĩa ở các mức độ thống kê khác nhau.

Theo kết quả nghiên cứu thì giới tính của chủ hộ ảnh hưởng đến khả năng vay tín dụng của hộ gia đình, với lợi thế thuộc về nam giới. Hệ số của biến hhedu chỉ ra rằng biến hhedu tác động thuận đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ; giả sử các yếu tố khác không thay đổi thì khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ gia đình ở nông thôn tăng lên 13,1% khi trình độ học vấn của chủ hộ tăng lên 1 đơn vị.

Hệ số của biến lb chỉ ra rằng số lao động trong hộ tác động thuận chiều đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ gia đình ở nông thôn. Điều này có thể lý giải do số lao động trong gia đình tăng lên thì nhu cầu về vốn để sản xuất tăng lên.

Hệ số của biến dp chỉ ra rằng biến dp có tác động thuận tới khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ gia đình ở nông thôn. Giả sử rằng các biến khác không đổi thì khả năng tiếp cận tín dụng chính thức

của hộ gia đình tăng lên 26% khi hộ gia đình tăng thêm một thành viên phụ thuộc. Điều này phù hợp với thực tế ở nông thôn Việt Nam vì hầu hết các hộ nghèo thường rơi vào các hộ đông thành viên phụ thuộc. Theo chính sách xóa đói giảm nghèo của Chính phủ Việt Nam, họ sẽ được ưu tiên vay tín dụng để sản xuất, xóa đói giảm nghèo. Kết quả này phù hợp với một số nghiên cứu trước đó (Duong & Izumida, 2002).

Hệ số hhfarm chỉ ra rằng, các hộ sản nông nghiệp có khả năng tiếp cận tín dụng cao hơn so với các hộ không sản xuất nông nghiệp 34%. Kết quả này phù hợp với thực tế ở Việt Nam vì Việt Nam là một nước nông nghiệp và Chính phủ Việt Nam có nhiều chính sách ưu tiên cho tài chính ưu tiên cho phát triển nông nghiệp. Kết này cũng phù hợp với nghiên cứu trước đó (Lee & cộng sự, 2013).

Hệ số của các biến landvalue, collateral, preloand đều chỉ ra rằng các biến này tác động thuận chiều đến khả năng tiếp cận tín dụng của hộ. Điều này là hợp lý vì người cho vay, cấp tín dụng dựa trên cơ sở khả năng trả nợ và lịch sử của người vay (Pham & Lensink, 2007).

4.3. Khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng (quy mô tín dụng) được vay của hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam

4.3.1. Các yếu tố tác động đến lượng vốn vay

Bảng 4: Các yếu tố ảnh hưởng đến lượng tín dụng được vay của hộ gia đình

Biến	Pooled sample (Mô hình 2)		Nam chủ hộ (Mô hình 3)		Nữ chủ hộ (Mô hình 4)	
	(1)		(2)		(3)	
	Coef	SD	Coef	SD	Coef	SD
Hhgen	0,153	0,015				
Hhage	0,011	0,003	0,012	0,004	0,018	0,008
Hhedu	0,039***	0,011	0,035***	0,013	0,028**	0,024
Hhmar	0,122	0,15	0,114	0,159	0,41	0,282
Hhwage	-0,153**	0,074	-0,148***	0,077	-0,097**	0,199
Hhfarm	-0,27*	0,101	-0,21*	0,121	-0,43*	0,198
Hhself	0,18*	0,094	0,265*	0,116	-0,37	0,242
Hhresource	-0,093	0,077	-0,06	0,081	-0,014	0,241
Hhchores	0,025	0,083	0,031	0,077	-0,194	0,198
lb	0,014	0,021	0,016	0,023	-0,056	0,081
dp	0,008	0,027	-0,01	0,027	0,232	0,098
member	-0,064	0,165	-0,11	0,185	0,262	0,3
credit	-0,05	0,105	-0,086	0,139	0,062	0,279
inform						
collateral	0,82***	0,081	1,105***	0,079	1,525***	0,252
lninc	0,372***	0,045	0,375***	0,055	0,369*	0,1
lnland	0,088***	0,026	0,092***	0,027	0,018*	0,063
preloan	-0,257	0,571	-0,389	0,297	-0,053	0,65
short	0,119	0,092	0,115	0,116	0,074	0,248
mid	0,362***	0,091	0,36**	0,11	0,35*	0,226
Long	0,276**	0,14	0,35*	0,157	0,307*	0,329
_cons	5,07***	0,771	3,99***	0,737	8,164***	1,559
Number of observations	930		800		130	
Prob > F	0		0		0	
R-Squared	0,501		0,534		0,557	

Độ tin cậy thống kê như sau: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

chính thức của hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam

Kết quả mô hình hồi quy đa biến phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến lượng vốn vay của các hộ nói chung và các hộ có chủ hộ là nam và nữ nói riêng được trình bày trong Bảng 4, cột 1 thể hiện kết quả chung của các hộ, cột 2 thể hiện kết quả các hộ có chủ hộ là nam, cột 3 thể hiện kết quả các hộ có chủ hộ là nữ.

Theo kết quả được trình bày ở cột 1, Bảng 4 thì Prob > F = 0,0000 chứng tỏ mô hình hồi quy có ý nghĩa thống kê; Rsquare = 50,1% cho biết 50,1%

lượng tín dụng chính thức được vay của các hộ được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình. Trong mô hình bên cạnh, một số biến độc lập không có ý nghĩa thống kê: hhage, hhmar, hhresource, hchores, lb, dp, member, credit inf, preloan, short thì một số biến độc lập ảnh hưởng đến biến phụ thuộc ở các mức khác nhau và có ý nghĩa thống kê khác nhau.

Cụ thể: Hhgen có tác động thuận đến lượng tín dụng chính thức được vay của hộ. Hệ số hhgen chỉ ra rằng chủ hộ nam giới được vay tín dụng chính thức nhiều hơn chủ hộ nữ là $(e^{0,153} - e^0) * 100 = 16,53\%$.

Bảng 5: Các yếu tố tác động đến sự khác biệt về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức

<i>A, Mean gender different</i>				Coef	Std.Err			
Mean gender differential				0,182***		0,115		
Mean male head household of loan value				10,062***		0,045		
Mean female head household of loan value				9,88***		0,101		
<i>B, Aggregate Decomposition</i>	Endowment effect (1)	Std.Err	Male structural advantage (2)	Std.Err	Female structural disadvantage (3)	Std.Err	Unexplained (4)=(2)+(3)	Std.Err
Total	0,064	0,013	0,05	0,015	0,068	0,023	0,118	0,0013
Share of gender different	35,16%		27,47%		37,37%		64,84%	
<i>C, Detailed decomposition</i>	Endowment effect	Std.Err	Male structural advantage	Std.Err	Female structural disadvantage	Std.Err	Explain	Std.Err
hhage	-0,105	0,035	0,051	0,241	-0,423	0,59	-0,372	0,035
hhedu	0,025***	0,0015	-0,036***	0,0014	0,091***	0,002	0,055***	0,015
hhmar	0,06	0,112	-0,006	0,252	-0,077	0,086	-0,083	0,112
hhwage	-0,036**	0,0018	0,002**	0,0005	-0,012**	0,0002	-0,01**	0,0018
hhfarm	-0,059*	0,026	0,053*	0,014	0,106**	0,0012	0,159**	0,026
hhself	-0,008*	0,0008	0,014*	0,0024	0,115*	0,054	0,129*	0,008
hhresource	-0,014	0,012	0,01	0,033	-0,012	0,038	-0,002	0,012
hhchores	-0,003	0,01	0,005	0,09	0,2	0,299	0,205	0,01
lb	0,011	0,017	0,007	0,108	0,192	0,193	0,199	0,017
dep	0,001	0,003	-0,025	0,053	-0,281	0,136	-0,306	0,003
member	-0,002	0,005	-0,044	0,239	-0,304	0,361	-0,348	0,005
credit	-0,001	0,004	-0,032	0,15	-0,097	0,252	-0,129	0,004
collateral	0,084***	0,047	0,097***	0,039	-0,168***	0,063	-0,071***	0,017
lninc	0,095***	0,035	0,031***	0,788	0,03**	1,264	0,061**	0,004
lnland	0,015***	0,0014	0,052**	0,519	0,898*	0,818	0,95**	0,0014
preloan	0	0,002	-0,131	0,71	-0,203	0,426	-0,334	0,002
short	0,019	0,017	-0,002	0,061	0,012	0,072	0,01	0,017
mid	-0,013***	0,0016	-0,001***	0,0038	0,004***	0,0073	0,003***	0,016
Long	-0,005***	0,008	0,005**	0,014	-0,003***	0,032	0,002***	0,008

Độ tin cậy thống kê: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Hhedu có tác động thuận đến lượng vốn vay chính thức của hộ. Khi học vấn của chủ hộ tăng lên một năm thì lượng tín dụng chính thức được vay tăng lên 3,9%. Điều này có thể được giải thích rằng khi chủ hộ càng có trình độ học vấn cao thì tiếp nhận thông tin tốt hơn hoặc xây dựng kế hoạch kinh doanh tốt hơn các chủ hộ có trình độ học vấn thấp (Kaleem & Abdul Wajid, 2009). Hhwage có tác động nghịch đến lượng tín dụng chính thức được vay của hộ. Ở khu vực nông thôn, do chính sách của Chính phủ, nên các tổ chức tín dụng chính thức có chính sách ưu tiên vốn vay cho các hộ sản xuất, kinh doanh hơn là các hộ có thu nhập từ làm công ăn lương. Hhfarm có tác động nghịch đến lượng tín dụng chính thức được vay, tức là các hộ có hoạt động sản xuất nông nghiệp có lượng vốn tín dụng chính thức được vay thấp hơn so với các hộ có hoạt động kinh doanh phi nông nghiệp bởi sản xuất nông nghiệp thể hiện khả năng trả nợ thấp hơn so với các hoạt động phi sản xuất kinh doanh phi nông nghiệp. Hhself có tác động thuận đến lượng vốn tín dụng chính thức được vay.

Điều này có thể giải thích các hộ tự sản xuất kinh doanh được vay tín dụng chính thức cao hơn các hộ không tự sản xuất kinh doanh bởi sản xuất kinh doanh thể hiện khả năng trả nợ cao hơn so với các hộ không tự sản xuất kinh doanh. Collateral tác động thuận đến lượng vốn được vay. Điều này là hợp lý vì các tổ chức tín dụng chính thức đương nhiên ưu tiên cho những hộ có tài sản đảm bảo hơn so với những hộ không có tài sản thế chấp. Lninc tác động thuận đến lượng vốn tín dụng chính thức được vay của hộ. Tức là hộ có thu nhập cao hơn vay được nhiều vốn tín dụng chính thức hơn so với các hộ có thu nhập thấp bởi thu nhập bình quân của hộ thể hiện khả năng trả nợ của hộ. lnland có tác động thuận chiều đến lượng vốn vay tín dụng chính thức của hộ. Kết quả này thể hiện vai trò quan trọng của giá trị đất đai trong tín dụng ở nông thôn. Biến mid and Long tác động thuận chiều đến lượng vốn vay tín dụng chính thức của hộ.

Qua phân tích mô hình hồi quy riêng biệt cho các hộ có chủ hộ là nam và các chủ hộ nữ, kết quả

cho thấy mối tương quan quan (thuận chiều, ngược chiều) giữa biến phụ thuộc với các biến độc lập tương tự như mô hình pooled nhưng mức độ tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc là khác nhau.

4.3.2. Sự khác biệt về giới đối với lượng tín dụng chính thức được vay của hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam

Bảng 5 thể hiện sự khác biệt về giới đối với lượng tín dụng chính thức được vay. Theo kết quả ước lượng trình bày ở phần A,B thì khoảng cách hạn mức tín dụng được nhận giữa chủ hộ là nam lớn hơn chủ hộ là nữ 3.899,607 nghìn VND ($e^{10,062} - e^{9,88} = 3.899,67$) (có ý nghĩa thống kê). Trong đó, sự khác biệt do các yếu tố giải được (endowment) chiếm 35,16% (có ý nghĩa thống kê), và các yếu tố không giải thích được chiếm 64,84% (24,47% + 37,37%) và có ý nghĩa thống kê.

Để hiểu rõ hơn về sự khác biệt về giới đối với lượng tín dụng chính thức được vay, chúng ta đi vào phân tích chi tiết cho từng thành phần tạo sự khác biệt này (Bảng 5, phần C).

(1) Các yếu tố quan sát, giải thích được: Các yếu tố có hệ số dương là các yếu tố làm tăng khoảng cách, ngược lại các yếu tố có hệ số âm là các yếu tố làm giảm khoảng cách. Theo kết quả trình bày ở cột (1) phần C Bảng 5, chúng ta thấy các yếu tố làm tăng khoảng cách là: hhedu, collateral, lninc, inland. Điều này cũng phù hợp vì các chủ hộ là nam có trình độ học vấn, tài sản thế chấp, thu nhập giá trị đất sử dụng cao hơn so với chủ hộ là nữ. Ngược lại, chúng ta cũng tìm thấy các yếu tố hh wage, hhfarm, hhself, mid, Long là các yếu tố làm giảm khoảng cách.

(2) Các yếu tố không giải thích được: Yếu tố không giải thích được bao gồm hai thành phần: male structural advantage and female structural advantage. Theo kết quả trình bày ở Bảng 5 phần C cột 4, nghiên cứu đã chỉ ra phần lớn các yếu tố làm tăng khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức được vay của hộ như: hhedu, hhfarm, hhself, lninc, inland, mid, Long (các yếu tố này đều

có ý nghĩa thống kê). Ngược lại, chỉ có hai yếu tố là hh wage, collateral làm giảm khoảng cách về giới đối với lượng tín dụng chính thức được vay của hộ.

5. Kết luận và kiến nghị

Giới tính của chủ hộ trong nghiên cứu này ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của hộ với lợi thế thuộc về nam chủ hộ. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức bao gồm các biến: hhedu, lb, dep, hhfarm, inland, collateral, preloan.

Các yếu tố ảnh hưởng đến hạn mức tín dụng được nhận của hộ gia đình bao gồm: Hhedu, Hhwage, Hhfarm, Hhself, collateral, lninc, inland, mid, Long.

Hạn mức tín dụng được nhận giữa chủ hộ là nam lớn hơn chủ hộ là nữ 3.899,607 nghìn VND ($e^{10,062} - e^{9,88} = 3.899,67$, có ý nghĩa thống kê). Trong đó, sự khác biệt do các yếu tố giải được (endowment) chiếm 35,16% (có ý nghĩa thống kê), và các yếu tố không giải thích được (Male structural advantage and Female structural disadvantage) chiếm 64,84% và có ý nghĩa thống kê.

Như vậy, để giảm khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng thì chúng ta cần: thực hiện giảm khoảng cách về giới ở tất cả các lĩnh vực, đặc biệt là các lĩnh vực giáo dục; tăng cường sự bình đẳng giới trong tiếp cận tài sản. Trong các hộ gia đình cần có sự chia sẻ, giảm công việc nhà (công việc không thu nhập) cho phụ nữ để phụ nữ có nhiều thời gian học tập, nâng cao trình độ hoặc làm các công việc tạo ra thu nhập.

Tuy nhiên, do hạn chế về dữ liệu, nghiên cứu hiện tại đã không đánh giá, đo lường được khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức dài hạn cũng như sự ổn định của các yếu tố ảnh hưởng khoảng cách. Hơn nữa, khoảng cách về giới trong tiếp cận tín dụng chính thức đo bằng phương pháp Blinder-Oaxaca chỉ chính xác khi tất cả các khác biệt giữa các nhóm được kiểm soát. Các kết quả đạt được và một số hạn chế của nghiên cứu này sẽ là tiền đề của các nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo:

- Diagne, A. & Zeller, M. (2000), *Access to Credit and Its Impact on Welfare in Malawi*, International Food Research Institute, Washington, DC.
- Do, C. & Paley, I. (2007), 'Explaining the growth of higher-priced loans in HMDA: a decomposition approach', *Journal of Real Estate Research*, 29(4), 441-478.
- Duong, P. & Izumida, Y. (2002), 'Rural development finance in Vietnam: a microeconomic analysis of household surveys', *World Development*, 30(2), 319-335.
- FAO (1985), *The state of food and agriculture*, Rome, Italia.
- FAO (2002), *Gender differences in the transition economy of Vietnam*, Hanoi, Vietnam.
- FAO (2011), *The state of food and agriculture. women in agriculture: Closing the gap for development*, Rome.
- Fengxia, D., Liu, J. & Featherstone, A.M. (2010), 'Effects of credit constraints on productivity and rural household income in China', *CARD Working Papers*, Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University, Ames, Iowa.
- Fletschner, Diana (2009), 'Rural women's access to credit: market imperfections and intrahousehold dynamics', *World Development*, 37(3), 618-631.
- Gan, G., Ma, C. & Wu, J. (2007), *Data clustering: theory, algorithms, and applications*, Siam.
- GSO (2014), *Statistical yearbook of Vietnam*, Statistical publishing house, Hanoi.
- Kaleem, A. & Abdul Wajid, R. (2009), 'Application of Islamic banking instrument (Bai Salam) for agriculture financing in Pakistan', *British Food Journal*, 111(3), 275-292.
- Lee, K.E., Khoi, P.N., Xia, Y., Park, J.S., Joo, Y.E., Kim, K.K. & Do Jung, Y. (2013), 'Helicobacter pylori and interleukin-8 in gastric cancer', *World Journal of Gastroenterology*, 19(45), 81-92.
- Mohamed, Khalid (2003), *Access to formal and Quasi-Formal credit by smallholder farmers and artisanal fishermen: A case of Zanzibar*, Mkuki na Nyota Publishers, Dar es Salaam, Tanzania.
- Okurut, Francis Nathan (2006), 'Access to credit by the poor in South Africa: Evidence from household survey data 1995 and 2000', *Working Papers 13 No. 06*, Department of Economics, University of Botswana Stellenbosch Economic.
- Pham, Thi Thu Tra & Lensink, Robert (2007), 'Lending policies of informal, formal and semiformal lenders', *Economics of Transition*, 15(2), 181-209.
- Saito, K.A., Mekonnen, H. & Spurling, D. (1994), 'Raising the productivity of women farmers in Sub-Saharan Africa', *World Bank discussion papers*, The World Bank.
- Vuong Quoc Duy (2015), 'Access to credit and rice production efficiency of rural households in the mekong delta', *Sociology and Anthropology*, 3(9), 425-433.
- Wang, C. & Hanna, S.D. (2007), 'Racial/ethnic disparities in stock ownership: a decomposition analysis', *Consumer Interests Annual*, 53, 113-130.
- World Bank (2012), *Gender Equality in Development*, Washington, DC.
- World Bank, FAO & IFAD (2009), *Gender in Agriculture sourcebook*, Washington, DC: World Bank.