

VAI TRÒ CỦA TÍN DỤNG VI MÔ ĐỐI VỚI PHÚC LỢI HỘ GIA ĐÌNH: NHỮNG NHẬN THỨC MỚI TỪ HỒI QUY PHÂN VỊ MẢNG

Vũ Văn Hương

Học viện Tài chính

Email: huongaofvn@gmail.com

Hoàng Trần Hậu

Trường bồi dưỡng cán bộ tài chính

Email: hauht3767@gmail.com

Ngày nhận: 15/8/2017

Ngày nhận bản sửa: 25/9/2017

Ngày duyệt đăng: 25/11/2017

Tóm tắt:

Nghiên cứu này sử dụng bộ số liệu mảng cân bằng về điều tra mức sống dân cư trong giai đoạn 2010 – 2014, nghiên cứu này không tìm thấy mối liên hệ giữa chi tiêu của hộ gia đình và tiếp cận tín dụng khi sử dụng hồi quy ước lượng mảng trung bình. Tuy nhiên, sử dụng cách tiếp cận hồi quy phân vị mảng ảnh hưởng cố định, chúng tôi tìm thấy rằng giữa tiếp cận tín dụng có ảnh hưởng tích cực đến chi tiêu hộ tại những điểm phân vị cao. Kết quả của chúng tôi hàm ý rằng các nghiên cứu trước đây sử dụng cách tiếp cận trung bình có thể không phản ánh được tác động thực của tiếp cận tín dụng vi mô đến phúc lợi hộ gia đình. Thêm nữa, kết quả nghiên cứu hàm ý rằng tiếp cận tài chính vi mô có thể là một cách để giúp hộ gia đình của Việt Nam cải thiện phúc lợi của họ.

Từ khóa: Tiếp cận tín dụng vi mô, hồi quy phân vị, hộ gia đình, Việt Nam

The Role of Microcredit in Household Welfare: New Perspectives from a Panel Quantile Regression

Abstract:

Using a balanced panel dataset for Vietnam household standard surveys in the 2010-2014 period, we do not find a linkage between credit access and household expenditure when ordinary least square or FE is used. However, by using a fixed-effect quantile approach, we find that credit access is positively related with household in the high expenditure percentile. The study results also show that previous studies using mean approach may hide the true impact of credit access on household welfare and access to household microfinance can be a way to help households in Vietnam improve in their welfares.

Keywords: Microcredit access; quantile regression; household; Vietnam

1. Đặt vấn đề

Có rất nhiều nghiên cứu về tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình nhưng phần lớn nghiên cứu về tác động tín dụng đối với phúc lợi hộ gia đình như tiêu dùng gia đình và thu nhập sử dụng phương pháp tiếp cận trung bình (ATE). ATE giả định rằng tất cả các hộ gia đình được xem xét đều có cùng tác động từ sự tham gia của chương trình. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu cho thấy rằng giả thiết ATE không giữ được (Bitler & cộng sự, 2008; Dammert, 2009; Djebbari & Smith, 2008; Galdo & cộng sự, 2008).

Những nghiên cứu này chỉ ra rằng các hiệu ứng khác nhau giữa các cá nhân và nhóm, và phân bố đầu ra.

Thêm nữa, các nhà hoạch định chính sách có thể muốn xem xét các tác động tại các điểm phân phối kết quả khác nhau hoặc các cá nhân, nhóm hộ gia đình khác nhau nhằm mục tiêu các chính sách phù hợp với các cá nhân hoặc hộ gia đình có đủ điều kiện. Ví dụ, một chính sách nhằm vào các nhóm hoặc cá nhân ở phân phối phúc lợi hộ gia đình thấp để cải thiện sức khỏe của họ. Ước lượng hồi quy phân vị (QTE) có thể được sử dụng để đáp ứng nhu cầu của

các nhà hoạch định chính sách như vậy, nó có thể giúp hiện thị sự không đồng nhất trong tác động thay đổi như thế nào dọc theo sự phân bố kết quả.

Các chính sách hướng tới một nhóm đối tượng cụ thể có thể không hoạt động tốt nếu không biết các hộ gia đình với các mức chi tiêu khác nhau phản ứng như thế nào khi có can thiệp như chính sách tham gia tín dụng. Hay nói cách khác, phản ứng của hộ gia đình đối với sự tham gia tín dụng phụ thuộc vào mức chi và loại chi của các hộ gia đình. Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu về tác động tín dụng đến chi tiêu của hộ gia đình đều sử dụng cách tiếp cận trung bình, không có nhiều nghiên cứu đánh giá về tác động của tín dụng hộ gia đình tập trung vào các điểm phân bố khác nhau của chi tiêu.

Trong thực tế, nhiều nghiên cứu đánh giá tập trung vào tính không đồng nhất trong các tác động dựa trên các đặc điểm quan sát được, ví dụ: nhóm tuổi, nhóm học vấn (Angrist, 2004; Coleman, 1999; Pitt & Khandker, 1998; Pitt & cộng sự, 2003), nhưng họ không xem xét các thay đổi của các tác động của tiếp cận tín dụng thông qua phân phối của đầu ra có kiểm soát các yếu tố không quan sát được. Một số nghiên cứu sử dụng cách tiếp cận hồi quy phân vị để kiểm tra sự không đồng nhất trong các tác động. Bitler & cộng sự (2008), Heckman & cộng sự (1997a và 1997b) là những người đầu tiên kiểm tra tính không đồng nhất trong các tác động, và họ bác bỏ cách tiếp cận thông thường đối với việc đánh giá chương trình tập trung vào các tác động trung bình dựa trên một giả định quan trọng rằng tất cả các hộ gia đình được xem xét đều có cùng hiệu quả từ chương trình sự tham gia. Họ chỉ ra bằng chứng mạnh mẽ về sự không đồng nhất trong phân bố tác động sử dụng dữ liệu từ Chương trình đào tạo việc làm quốc gia. Họ cũng nhấn mạnh rằng việc không quan tâm đúng mức của việc phân phối các kết quả có thể dẫn tới kết quả sai khác trong đánh giá tác động.

Theo như hiểu biết của chúng tôi, một số học giả (ví dụ: Dammert, 2009; Dehejia & Gatti, 2002; Djebbari & Smith, 2008; Galdo & cộng sự, 2008) là những người tiên phong trong việc điều tra các hiệu ứng không đồng nhất của các chương trình như đào tạo và các chương trình chuyển tiền mặt ở các nước đang phát triển. Những nghiên cứu này cho thấy rằng tác động của các chương trình khác nhau giữa các phân bố của kết quả bằng các đặc điểm không theo dõi hoặc các hiệu ứng khác nhau với các đặc tính có thể quan sát được, phân nhóm hoặc nhóm

(giới tính, nhóm tuổi, giới tính của học sinh,...). Tuy thế, cho đến nay có khá ít nghiên cứu xem xét tác động của tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình sử dụng cách tiếp cận phân vị. Vì vậy, nghiên cứu này kiểm tra lại câu hỏi nghiên cứu sử dụng một cách tiếp cận mới.

Cấu trúc của bài báo được tổ chức như sau: Phần 2 trình bày nguồn số liệu và phương pháp luận. Các kết quả thực nghiệm được trình bày trong phần 3. Phần cuối cùng dành cho các phát hiện và thảo luận chính sách.

2. Nguồn số liệu và phương pháp luận

2.1. Nguồn số liệu

Trong nghiên cứu này, cuộc Điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2010, 2012 và 2014 sẽ được sử dụng do Ngân hàng Thế giới và Tổng cục Thống kê Việt Nam thực hiện. Cuộc điều tra được tiến hành trên 63 tỉnh có 128 tầng và xã ngẫu nhiên. Số lượng xã trong mỗi tầng tương ứng với tỷ lệ dân số của các tầng lớp trên tổng dân số. Các nguồn dữ liệu này cung cấp số liệu cần thiết cho các hộ gia đình như nhân khẩu học cơ bản, việc làm và sự tham gia của lực lượng lao động, giáo dục, y tế, thu nhập, chi tiêu, nhà ở, tài sản cố định và hàng hoá lâu bền, sự tham gia của các hộ gia đình vào các chương trình xóa đói giảm nghèo, chuyển tiền quốc tế, chuyển tiền tư nhân, trợ cấp và trợ cấp xã hội nhận được trong 12 tháng trước cuộc phỏng vấn.

Ở cấp hộ gia đình, các cuộc điều tra cung cấp nhiều thông tin về đặc điểm hộ gia đình, bao gồm nhân khẩu học cơ bản, thu nhập, chi tiêu, và các hoạt động tín dụng. Ở cấp độ cá nhân, có sẵn thông tin về nhân khẩu học, việc làm, giáo dục và y tế. Mẫu đầy đủ của VHLSS 2010 bao gồm 9402 hộ gia đình với thông tin về chi tiêu và thu nhập, trong đó có 1.369 hộ gia đình vay mượn từ các nguồn tín dụng nhỏ khác nhau. Trong khi đó, 1.175 hộ gia đình đã sử dụng tín dụng vi mô trong số 9.399 hộ gia đình được khảo sát vào năm 2012; và 3.675 hộ gia đình trong số 9.399 đã tham gia vào các chương trình tín dụng nhỏ trong năm 2014. Với các thông tin có sẵn chúng tôi tiến hành xây dựng bộ số liệu mảng cân bằng với 1914 mỗi hộ gia đình được lặp lại qua các năm trong mảng của chúng tôi trong giai đoạn 2010-14. Thêm nữa, với các thông tin sẵn có cho phép nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình.

2.2. Phương pháp luận

Ước lượng OLS là một phương pháp thông thường

để xem xét vai trò của tiếp cận tín dụng đối với chi tiêu hộ gia đình (Ví dụ: Doan & cộng sự, 2014b). Tuy nhiên, mối quan hệ giữa tiếp cận tín dụng và chi tiêu hộ gia đình có thể bị ảnh hưởng bởi các yếu tố không quan sát được. Để giải quyết vấn đề này, một phương pháp phổ biến là sử dụng các ước lượng dữ liệu mảng ảnh hưởng cố định (Wooldridge, 2002). Hồi quy mảng ảnh hưởng cố định (FE) có thể kiểm soát được các yếu tố không quan sát được và trong đó các yếu tố không quan sát này được coi là các thành phần không đổi theo thời gian (Cameron & Trivedi, 2009).

Tuy thế, Buchinsky (1994) cho rằng cách tiếp cận trung bình chưa bao giờ là một cách tiếp cận hợp lý để kết luận về một mối quan hệ trong một tổng thể không đồng nhất. Khi phân phối chuẩn của phần dư được thỏa mãn, mô hình xác định của phân vị thứ q^{th} ($0 < q < 1$) của phân phối có điều kiện của biến phụ thuộc với một bộ các biến độc lập cho trước là như sau:

$$Q_q(y_i / x_i) = a_q + x_i \cdot \beta_q + u_i \cdot \alpha_q \quad (1)$$

Trong đó, y_i là chi tiêu của hộ gia đình i thông qua thời gian t , x_i là một vector các biến kiểm soát như được chỉ ra trong các nghiên cứu trước đây bao gồm tuổi, giới tính, và giáo dục. Yếu tố không quan sát được u_i đại diện cho các yếu tố không quan sát được. Cameron & Trivedi (2009) chỉ ra rằng việc ước lượng phương trình (1) dựa trên hồi quy phân vị thứ q^{th} là để tối thiểu giá trị phần dư với hàm mục tiêu như sau:

$$Q(\beta_q) = \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \left[|y_i - x_i \beta_q| \right] = \min \left[\sum_{i: y_i \geq x_i \beta} q |y_i - x_i \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i \beta} (1-q) |y_i - x_i \beta_q| \right] \quad (2)$$

Ước lượng hồi quy phân vị cung cấp một “bức tranh đầy đủ hơn” về mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập (Koenker & Hallock, 2001). Một loạt các nghiên cứu lý thuyết đã thảo luận về cách để kiểm soát các yếu tố không được quan sát thông qua mô hình hồi quy phân vị ảnh hưởng cố định (Canay, 2011). Chúng tôi cũng theo cách tiếp cận này. Theo Canay, thủ tục ước lượng bao gồm hai giai đoạn. Trong giai đoạn đầu, ước tính mức trung bình điều kiện của giá trị phần dư. Trong giai đoạn thứ hai, thành phần này được trừ khỏi biến phụ thuộc ban đầu và sau đó sử dụng ước lượng hồi quy phân vị truyền thống. Các kết quả ước lượng từ

hồi quy phân vị được cung cấp với 2000 lần lặp lại.

3. Kết quả và thảo luận

Như được chỉ ra trong cột 1 của Bảng 1, sự khác biệt không có ý nghĩa thống kê về chi tiêu giữa các hộ gia đình được tiếp cận tín dụng và không được tiếp cận. Các kết quả này cũng được xác nhận lại bằng cách sử dụng ước lượng hiệu quả cố định để kiểm soát tính không đồng nhất không được quan sát.

Kết quả tương tự cũng đã được tìm thấy khi sử dụng mức độ tiếp cận tín dụng như được trình bày trong Bảng 2. Như chỉ ra trong cột 1 của Bảng 2, các hộ gia đình có mức độ tiếp cận tín dụng càng cao thì làm cho các hộ gia đình có mức chi tiêu lớn hơn. Tuy nhiên, trong tất cả các trường hợp sử dụng cách tiếp cận trung bình, hệ số ước lượng không có ý nghĩa thống kê. Tuy thế, như thảo luận trong phần phương pháp luận, việc sử dụng cách tiếp cận phương pháp bình thường nhỏ nhất (OLS) có thể không chỉ rõ vai trò của tác động thực của tiếp cận tín dụng đến chi tiêu ở các điểm khác nhau vì mỗi liên kết này có thể không đồng nhất giữa việc phân phối dư của chi tiêu. Do đó, mối liên hệ giữa tiếp cận tín dụng và chi tiêu của hộ gia đình được điều tra lại bằng phương pháp hồi quy phân vị.

Một bức tranh hoàn toàn khác xuất hiện khi sử dụng hồi quy phân vị mảng ảnh hưởng cố định. Như đã trình bày ở các cột 2,3,4,5 và 6 của Bảng 1 chỉ ra tiếp cận tín dụng không có mối quan hệ với phúc lợi hộ gia đình ở các phân vị có mức chi tiêu thấp, nhưng một mối liên kết tích cực và có ý nghĩa được quan sát thấy giữa tiếp cận tín dụng và chi tiêu hộ gia đình với các cá nhân có mức chi tiêu trung bình và cao. Những kết quả này ngụ ý rằng ở những điểm khác nhau, cách tiếp cận trung bình đã che khuất vai trò của tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình. Những phát hiện ở đây cho thấy lợi thế về tiếp cận tín dụng chỉ được thấy rõ đối với các hộ gia đình có một mức chi tiêu đủ lớn, với những hộ gia đình có chi tiêu ít thì vai trò của tiếp cận tín dụng là không rõ ràng.

Kết quả là tương tự nếu chúng tôi thay tiếp cận tín dụng bởi mức độ tiếp cận tín dụng trong Bảng 2. Kết quả trong Bảng 2 cũng chỉ ra rằng mức độ tiếp cận tín dụng có tác động tích cực đối với những hộ gia đình có mức chi tiêu đủ lớn. Do đó các kết quả của chúng tôi được kỳ vọng làm hài hòa những kết quả khác nhau của các nghiên cứu trước đây được báo cáo trong tổng quan ở phần đầu về những tác

Bảng 1: Ảnh hưởng của tiếp cận tín dụng đến chi tiêu hộ gia đình

Biến giải thích	FE	Hồi quy phân vị mảng ảnh hưởng cố định				
		q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tiếp cận tín dụng	0.0081 (0.010)	0.0028 (0.010)	-0.0032 (0.009)	0.0125 (0.008)	0.0177* (0.009)	0.0245** (0.009)
Giới tính	0.0157 (0.022)	0.0110* (0.006)	0.0169** (0.004)	0.0144** (0.004)	0.0164** (0.004)	0.0182** (0.006)
Tuổi	-0.0007 (0.001)	-0.0011** (0.000)	-0.0010** (0.000)	-0.0008** (0.000)	-0.0003** (0.000)	0.0000 (0.000)
Học nghề	0.0183 (0.017)	0.0324* (0.014)	0.0119 (0.007)	0.0186* (0.007)	0.0089 (0.007)	-0.0063 (0.013)
Đại học và phổ thông trung học	0.0192 (0.014)	0.0020 (0.016)	0.0162+ (0.008)	0.0183* (0.009)	0.0191* (0.009)	0.0100 (0.018)
Trung học cơ sở	-0.0060 (0.013)	-0.0081 (0.009)	-0.0062 (0.006)	-0.0075 (0.006)	-0.0109+ (0.006)	- (0.009)
Tiểu học	-0.0089 (0.011)	-0.0066 (0.007)	-0.0080 (0.005)	-0.0107* (0.005)	-0.0087 (0.006)	-0.0212* (0.009)
Dân tộc	0.0356 (0.026)	0.0301** (0.007)	0.0265** (0.004)	0.0359** (0.006)	0.0315** (0.005)	0.0332** (0.009)
Năm 2012	0.3753** (0.005)	0.4111** (0.007)	0.4074** (0.006)	0.3818** (0.005)	0.3478** (0.006)	0.3142** (0.008)
Năm 2014	0.5425** (0.006)	0.5482** (0.009)	0.5612** (0.006)	0.5346** (0.006)	0.5355** (0.006)	0.5261** (0.009)
Hạng số	9.3669** (0.035)	9.0945** (0.010)	9.2261** (0.007)	9.3685** (0.008)	9.5121** (0.007)	9.6614** (0.012)
Observations	19,419	19,419	19,419	19,419	19,419	19,419
Hệ số xác định	0.481					
Quy mô mảng	6,473					

Chú ý: Sai số ngẫu nhiên trong ngoặc; ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Nguồn: Kết quả tính toán của các tác giả từ VHLSS 2010-2014, sử dụng phần mềm Stata 14.0

động và phát hiện khác nhau về vai trò của tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình. Kết quả này đồng nhất với Djebbari & Smith (2008), nghiên cứu của họ cũng chỉ ra các tác động của chương trình tiếp cận tín dụng không phân bố đều. Tác động đến sự giàu có và dinh dưỡng là lớn hơn đối với các hộ gia đình có mức độ giàu có và dinh dưỡng cao hơn trước khi tham gia chương trình. Hiệu ứng không đồng nhất không chỉ do các yếu tố quan sát được, mà còn bởi các yếu tố không quan sát được. Các tác giả tin rằng sự khác biệt của tác động là rất quan trọng, và sự biến thiên của các tác động càng cao thì tác động trung bình càng ít có liên quan. Can thiệp chính sách có thể hiệu quả hơn khi người ta biết được các hiệu ứng tại các điểm khác nhau của sự phân bố kết quả. Nói cách khác, các nhà hoạch định chính sách có thể có kiến thức về những người đang ở những điểm

điểm phân bố cụ thể để thực hiện đúng chính sách, và do đó tránh nhầm mục tiêu sai.

Tương tự, Dammert (2009) nhận thấy tính không đồng nhất trong tác động của tiếp cận tín dụng đến việc phân phối chi tiêu lương thực bằng cách sử dụng cách tiếp cận hồi quy phân vị. Các hộ gia đình ở mức thấp của sự phân bố kết quả có ảnh hưởng thấp hơn đến chi tiêu thực phẩm. Về ảnh hưởng đến chi tiêu bình quân đầu người và chi tiêu lương thực bình quân đầu người tăng từ phần trăm thấp nhất tới phân bố cao nhất. Điều này có nghĩa là các hộ gia đình có chi tiêu cho thực phẩm thấp hơn thường có tác động thấp hơn. Ngược lại, đối với phần chi tiêu cho thực phẩm, hiệu quả giảm từ phần trăm thấp hơn tới các phần trăm cao hơn, cho thấy tác động thấp hơn đối với các hộ gia đình có mức lương thực cao hơn trước khi tham gia tín dụng. Do đó, Dammert

Bảng 2: Ảnh hưởng của mức độ tiếp cận tín dụng đến chi tiêu hộ gia đình

Biến giải thích	Hồi quy phân vị mạng ảnh hưởng cố định					
	FE	q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mức độ vay	0.0010 (0.001)	0.0003 (0.001)	-0.0002 (0.001)	0.0015+ (0.001)	0.0019* (0.001)	0.0022* (0.001)
Giới tính	0.0157 (0.022)	0.0112+ (0.006)	0.0168** (0.004)	0.0145** (0.004)	0.0166** (0.004)	0.0182** (0.007)
Tuổi	-0.0007 (0.001)	-0.0012** (0.000)	-0.0010** (0.000)	-0.0008** (0.000)	-0.0003* (0.000)	0.0000 (0.000)
Học nghề	0.0184 (0.017)	0.0319** (0.012)	0.0120 (0.008)	0.0187** (0.006)	0.0085 (0.007)	-0.0064 (0.012)
Trung học phổ thông và đại học	0.0192 (0.014)	0.0019 (0.015)	0.0165+ (0.009)	0.0180+ (0.010)	0.0190* (0.009)	0.0098 (0.017)
Trung học cơ sở	-0.0060 (0.013)	-0.0080 (0.008)	-0.0068 (0.005)	-0.0067 (0.006)	-0.0108+ (0.006)	-0.0225** (0.008)
Tiểu học	-0.0088 (0.011)	-0.0066 (0.008)	-0.0086+ (0.005)	-0.0106* (0.004)	-0.0087 (0.006)	-0.0214** (0.007)
Dân tộc	0.0358 (0.026)	0.0303** (0.007)	0.0267** (0.004)	0.0360** (0.006)	0.0318** (0.006)	0.0331** (0.010)
Năm 2012	0.3753** (0.005)	0.4114** (0.008)	0.4076** (0.006)	0.3820** (0.006)	0.3481** (0.006)	0.3140** (0.008)
Năm 2014	0.5424** (0.006)	0.5480** (0.009)	0.5609** (0.006)	0.5349** (0.006)	0.5353** (0.006)	0.5261** (0.009)
Hàng số	9.3667** (0.035)	9.0945** (0.009)	9.2256** (0.006)	9.3680** (0.007)	9.5109** (0.009)	9.6616** (0.014)
Số quan sát	19,419	19,419	19,419	19,419	19,419	19,419
Hệ số xác định	0.481					

Chú ý: Sai số ngẫu nhiên trong ngoặc; ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Nguồn: Kết quả tính toán của các tác giả từ VHLSS 2010-2014, sử dụng phần mềm Stata 14.0

(2009) kết luận rằng có sự không đồng nhất đáng kể về tác động của chương trình đối với việc phân bổ các khoản chi tiêu mà các kết quả này không được xem xét trong các mô hình tiếp cận trung bình. Do sự thành công của một chương trình can thiệp phụ thuộc vào hiệu quả nhiều hơn các tác động trung bình nên cần phải xem xét đến các tác động đối với từng vùng vì nó là quan trọng để đạt được một chính sách và can thiệp hiệu quả đối với từng nhóm dân số cụ thể.

Về đặc điểm của hộ gia đình, Bảng 2 cho thấy hiệu quả của giới tính và tuổi được phản ánh rõ ràng trong các kết quả hồi quy. Các cá nhân nam có mức tiêu dùng cao hơn những cá nhân nữ. Cụ thể, nam giới có mức tiêu dùng cao hơn khoảng 1,5% so với nữ giới, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Tuy có một mối liên hệ âm giữa tuổi và chi tiêu tương phản với phát hiện của những người có trình

độ giáo dục cao hơn có khuynh hướng chi tiêu nhiều hơn, kết quả là đồng thuận với các nghiên cứu khác (ví dụ: (Cuong, 2008; Doan & cộng sự, 2014a; Doan & cộng sự, 2014b).

Như dự kiến, biến giả năm 2012 và 2014 có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến chi tiêu của hộ gia đình. Theo báo cáo của Bảng 1 và Bảng 2, sự tăng trưởng của chi tiêu trong năm 2012 và 2014 đã tăng đáng kể, khoảng trên 30% so với những năm trước, giữ các yếu tố khác không đổi. Kết quả này cũng phù hợp với sự tăng trưởng và nâng cao mức sống dân cư của Việt Nam. Khi mức sống và thu nhập bình quân đầu người ngày càng được cải thiện sẽ làm cho việc gia tăng chi tiêu tăng theo thời gian.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Đóng góp vào chuỗi nghiên cứu về tác động của tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình. Nghiên cứu này là một trong những nghiên cứu đầu tiên xem

xét mối quan hệ sử dụng cách tiếp cận hồi quy phân vị. Các nghiên cứu trước thường sử dụng cách tiếp cận trung bình và cho rằng tác động là đồng nhất giữa các hộ gia đình tham gia.

Tuy thế, kết quả nghiên cứu này chỉ ra rằng không có tác động của tiếp cận tín dụng đến phúc lợi hộ gia đình khi sử dụng cách tiếp cận trung bình, nhưng tiếp cận tín dụng được nhận thấy chỉ có tác động tích cực và có hiệu quả đối với những hộ gia đình ở một mức chi tiêu đủ lớn vượt khỏi những nhu cầu thiết yếu hàng ngày. Kết quả này đồng thuận với phát hiện của một số nghiên cứu gần đây. Ví dụ, Doan (2011) chỉ ra rằng tại Việt Nam sự tham gia của tín dụng tác động tích cực lên chi tiêu đối với các hàng hoá thiết yếu như giáo dục, y tế, và các mặt hàng thực phẩm, phi thực phẩm khác, nhưng ảnh hưởng âm đến nhu cầu thiết yếu (lương thực). Vì vậy, một tác động tích cực của tiếp cận tín dụng đến chi tiêu hộ gia đình được ghi lại khi hộ gia đình vượt qua một mức chi tiêu nhất định.

Về mặt hàm ý chính sách, kết quả nghiên cứu này chỉ ra rằng tác động của tiếp cận tín dụng được phát

hiện có sự khác biệt trong hầu hết các trường hợp của phân phối chi tiêu đối với các hộ gia đình tại các phân vị khác nhau. Do đó, nếu áp dụng cách tiếp cận trung bình là không hiệu quả và có thể che giấu đi tác động thực của tiếp cận tín dụng đến chi tiêu hộ gia đình. Nói cách khác tác động của tiếp cận tín dụng đến chi tiêu hộ gia đình là không đồng nhất giữa các nhóm đối tượng và mức chi tiêu khác nhau. Vì vậy, kết quả hàm ý rằng các chính sách tín dụng cần là khác nhau để hướng tới những nhóm đối tượng khác nhau. Cụ thể tình trạng tiếp cận tín dụng của hộ gia đình chỉ có ý nghĩa thực sự đối với phúc lợi của họ khi hộ gia đình vượt qua được một mức tiêu dùng và giáo dục tối thiểu. Điều này hàm ý rằng để chính sách hỗ trợ tín dụng thực sự phát huy hiệu quả khi đi song hành cùng các chính sách về giáo dục. Cụ thể, khi trình độ giáo dục và dân trí được cải thiện sẽ đảm bảo người dân có những hiểu biết giúp họ có thể sử dụng hiệu quả đồng vốn vay, nâng cao thu nhập, cải thiện chi tiêu và phúc lợi của cá nhân và hộ gia đình.

Phụ lục Một số kiểm định cơ bản

Kiểm tra đa cộng tuyến giữa tiếp cận tín dụng và các biến khác

	VIF	SQRT VIF	Tolerance	Hệ số xác định bội
Tiếp cận tín dụng	1.07	1.03	0.9372	0.0628
Giới tính	1.02	1.01	0.9804	0.0196
Tuổi	1.05	1.02	0.9544	0.0456
Học nghề	1.24	1.11	0.8045	0.1955
Trung học phổ thông và đại học	1.13	1.06	0.8825	0.1175
Trung học cơ sở	1.31	1.14	0.7628	0.2372
Tiểu học	1.29	1.14	0.7732	0.2268
Dân tộc	1.11	1.05	0.9029	0.0971

Kiểm tra đa cộng tuyến giữa mức độ tiếp cận tín dụng và các biến khác

	VIF	SQRT VIF	Tolerance	Hệ số xác định bội
Mức độ tiếp cận tín dụng	1.06	1.03	0.9372	0.0628
Giới tính	1.02	1.01	0.9804	0.0196
Tuổi	1.05	1.02	0.9544	0.0456
Học nghề	1.24	1.11	0.8045	0.1955
Trung học phổ thông và đại học	1.13	1.06	0.8825	0.1175
Trung học cơ sở	1.31	1.14	0.7628	0.2372
Tiểu học	1.29	1.14	0.7732	0.2268
Dân tộc	1.11	1.05	0.9029	0.0971

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số: II.5.3-2013.04

Tài liệu tham khảo

- Angrist, J.D. (2004), 'Treatment effect heterogeneity in theory and practice', *The Economic Journal*, 114(494), 52-83.
- Bitler, M.P., Gelbach, J.B. & Hoynes, H.W. (2008), 'Distributional impacts of the self-sufficiency project', *Journal of Public Economics*, 92(3), 748-765.
- Buchinsky, M. (1994), 'Changes in the US wage structure 1963-1987: Application of quantile regression', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 62(2), 405-458.
- Cameron, A.C. & Trivedi, P.K. (2009), *Micro-econometrics using stata*, Stata Press, College Station, TX.
- Canay, I.A. (2011), 'A simple approach to quantile regression for panel data', *The Econometrics Journal*, 14(3), 368-386.
- Coleman, B.E. (1999), 'The impact of group lending in Northeast Thailand', *Journal of development economics*, 60(1), 105-141.
- Cuong, N.V. (2008), 'Is a governmental micro credit program for the poor really pro-poor? Evidence from Vietnam', *The Developing Economies*, 46(2), 151-187.
- Dammert, A.C. (2009), 'Heterogeneous impacts of conditional cash transfers: Evidence from Nicaragua', *Economic Development and Cultural Change*, 58(1), 53-83.
- Dehejia, R.H. & Gatti, R. (2002), *Child labor: The role of income variability and access to credit in a cross-section of countries*, retrieved on November 6th 2017, from <<http://documents.worldbank.org/curated/en/716771468764141928/Child-labor-the-role-of-income-variability-and-access-to-credit-in-a-cross-section-of-countries>>.
- Djebbari, H. & Smith, J. (2008), 'Heterogeneous impacts in PROGRESA', *Journal of Econometrics*, 145(1), 64-80.
- Doan, T. (2011), *Impacts of household credit on the poor in peri-urban areas of Ho Chi Minh City, Vietnam*, doctoral dissertation, University of Waikato.
- Doan, T., Gibson, J. & Holmes, M. (2014a), 'Household credit for the poor and child schooling in peri-urban Vietnam', *International Development Planning Review*, 36(4), 455-474.
- Doan, T., Gibson, J. & Holmes, M. (2014b), 'Impact of household credit on education and healthcare spending by the poor in peri-urban areas, Vietnam', *Journal of Southeast Asian Economies*, 31(1), 87-103.
- Galdo, J., Jaramillo, M. & Montalva, V.S. (2008), *Household wealth and heterogeneous impacts of a market-based training program: The case of PROJOVEN in Peru*, retrieved November 6th 2017 from <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1265796>.
- Heckman, J.J., Ichimura, H. & Todd, P.E. (1997a), 'Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme', *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654.
- Heckman, J.J., Smith, J. & Clements, N. (1997b), 'Making the most out of programme evaluations and social experiments: Accounting for heterogeneity in programme impacts', *The Review of Economic Studies*, 64(4), 487-535.
- Koenker, R. & Hallock, K. (2001), 'Quantile regression: An introduction', *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 43-56.
- Pitt, M.M. & Khandker, S.R. (1998), 'The impact of group-based credit programs on poor households in Bangladesh: Does the gender of participants matter?', *Journal of Political Economy*, 106(5), 958-996.
- Pitt, M.M., Khandker, S.R., Chowdhury, O.H. & Millimet, D.L. (2003), 'Credit programs for the poor and the health status of children in rural Bangladesh', *International Economic Review*, 44(1), 87-118.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge, MA.