

ẢNH HƯỞNG CỦA TÍN DỤNG THƯƠNG MẠI ĐẾN NĂNG SUẤT LÚA CỦA NÔNG HỘ Ở ĐỒNG BẰNG SÔNG CỬU LONG

Cao Văn Hơn¹, Nguyễn Lan Duyên*

Ngày nhận bài: 28/07/2024

Ngày nhận bản sửa: 30/08/2024

Ngày duyệt đăng: 30/09/2024

Tóm tắt: Mục tiêu của nghiên cứu là ước lượng ảnh hưởng của tín dụng thương mại đến năng suất lúa của nông hộ ở Đồng bằng sông Cửu Long. Thông qua dữ liệu sơ cấp được thu thập từ 574 nông hộ trồng lúa ở sáu tỉnh/thành thuộc Đồng bằng sông Cửu Long bài viết sử dụng phương pháp PSM để ước lượng. Kết quả bước một của phương pháp PSM cho thấy có bảy yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng thương mại (TDTM) của nông hộ. Trong đó có hai yếu tố có hệ số âm là thu nhập và kinh nghiệm của nông hộ, năm yếu tố có hệ số dương là diện tích đất, thời gian quen, khoảng cách địa lý, địa vị xã hội và số đại lý. Kết quả bước hai của phương pháp PSM thông qua bốn phương pháp so sánh: cận gần nhất, bán kính, phân tầng và so sánh hạt nhân. Kết quả cho thấy, nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại có năng suất lúa cao hơn nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại trong khoảng 0,087 đến 0,104 tấn/1.000m².

Từ khóa: Đại lý vật tư nông nghiệp; Đồng bằng sông Cửu Long; Nông hộ; Tín dụng thương mại.

1. Giới thiệu

Nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng các doanh nghiệp nhỏ đóng vai trò quan trọng trong phát triển khu vực tư nhân ở các quốc gia trên thế giới. Đồng thời, người ta cũng thừa nhận rằng các doanh nghiệp nhỏ này thường phải đối mặt với việc thiếu khả năng tiếp cận nguồn tài chính bên ngoài (Beck & Demirguc-Kunt, 2006). Họ bị loại khỏi khả năng tiếp cận nguồn tài chính từ các tổ chức tài chính chính thức như ngân hàng thương mại. Do đó, họ cố gắng tìm nguồn thay thế để đáp ứng nhu cầu của mình. Vì vậy, tín dụng thương mại (mua hàng hóa trả chậm) là một nguồn tài chính thay thế quan trọng được các doanh nghiệp nhỏ sử dụng, đặc biệt là ở các nền kinh tế đang phát triển (Fisman & Raturi, 2004).

Tuy nhiên, rất khó để biết chính xác điều gì xảy ra khi loại hình tín dụng thương mại được thực hiện. Một số nghiên cứu cho rằng tín dụng thương mại làm giảm chi phí

¹Trường Đại học An Giang, Đại học quốc gia-TP.HCM, *email: nlduyen@agu.edu.vn

giao dịch của các nhà cung cấp (Petersen & Rajan, 1997), tạo cảm hứng cho việc bán hàng, tăng thị phần và giảm mức tồn kho (Ho, 2011), nên có rất nhiều nhà cung cấp và người mua gắn bó nhau. Với vai trò người mua Dary (2018) cho thấy tín dụng thương mại ảnh hưởng tích cực đến lợi ích của các doanh nghiệp ở Ghana. Nghiên cứu của Mubashar & cộng sự (2018) cũng cho thấy tín dụng thương mại ảnh hưởng tích cực đến lợi ích của doanh nghiệp, đặc biệt là bổ sung cho nguồn vốn ngắn hạn. Một số nghiên cứu khác cho rằng tín dụng thương mại ảnh hưởng tiêu cực đối với người tham gia. Chẳng hạn, nghiên cứu của Hermes & cộng sự (2012) cho rằng người mua khó chuyển đổi nhà cung cấp vì một số rào cản như mối quan hệ bạn bè hay tình nghĩa hàng xóm.

Phân tích vừa trình bày cho thấy, tín dụng thương mại đem lại nhiều lợi ích, nhưng cũng có một số bất lợi đối với người vay. Tuy nhiên, có rất ít nghiên cứu về tín dụng thương mại trong nông nghiệp, đặc biệt trong trường hợp mua chịu vật tư nông nghiệp. Do đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm xem xét chênh lệch năng suất lúa của nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại so với nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại. Trên cơ sở đó, bài viết đề xuất giải pháp giúp nông hộ và đại lý vật tư hoạt động hiệu quả.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Tín dụng thương mại (TDTM) là khoản tín dụng xuất hiện khi người bán cung cấp hàng hóa cho khách hàng và cho họ trả tiền vào một thời điểm trong tương lai thay vì yêu cầu thanh toán ngay lập tức (Preve & Allende, 2010). Cụ thể, người bán chuyển một lượng hàng hóa cho người mua, và sau khoảng thời gian thỏa thuận giữa hai bên người mua hoàn trả cho người bán số tiền đã thống nhất.

Theo quan điểm chi phí giao dịch, việc sử dụng TDTM có thể giúp các bên tham gia giảm chi phí của các giao dịch và tăng lợi ích (Ferris, 1981). Người vay TDTM, thay vì thanh toán hóa đơn mỗi khi hàng hóa được giao, họ có thể tích lũy các hóa đơn trong một khoảng thời gian nhất định để thanh toán một lần vào cuối kỳ (Petersen & Rajan, 1997). Ngoài ra, do tính thời vụ trong sản xuất (đặc biệt là vật tư nông nghiệp trong sản xuất lúa) nên để đảm bảo không bị thiếu hàng, người bán phải dự trữ số lượng hàng lớn, dẫn đến chi phí lưu kho cao. Vì vậy, cung cấp TDTM sẽ giúp nhà cung cấp giảm được chi phí nên họ tăng cường mở rộng để kiếm thêm lợi nhuận. Điều này cũng giúp người mua có được yếu tố đầu vào phục vụ cho sản xuất và giảm được chi phí của nhiều lần giao dịch nên năng suất lúa tăng.

Theo quan điểm tài chính, người mua chịu, được cung cấp các điều khoản tín dụng thương mại thì họ có lợi ích một khoảng thời gian từ khi nhận hàng đến khi thanh toán. Trong thời gian đó, người mua có thể kiếm được tiền lãi từ số tiền đang chờ thanh toán hoặc tránh được chi phí tài chính của việc vay mượn. Trừ khi hàng hóa được cung cấp với mức chiết khấu đủ để thanh toán sớm hơn, điều này thể hiện lợi ích tài chính cho người mua. Kết quả nghiên cứu của Amrago & Mensah (2022) cho thấy, mối quan hệ tích cực giữa TDTM và lợi ích của người tham gia. Do đó, các đơn vị cấp tín dụng có uy tín sẽ mở rộng TDTM cho các khách hàng của họ để tăng doanh số bán hàng và tạo ra lợi ích. Người nhận TDTM, không những có được yếu tố đầu vào mà còn giảm được chi phí vay ở các tổ chức tín dụng chính thức (Summers & Wilson, 2000).

Theo quan điểm thương mại, người mua có được nguồn tài trợ vốn hấp dẫn để hoạt động nhằm tăng lợi ích. Điều này có được nếu chi phí của nguồn TDTM là vừa phải và nhu cầu TDTM của người mua luôn được đáp ứng. Ngoài ra, sự không hoàn hảo của thị trường tín dụng khiến một số người mua có nhu cầu tín dụng không được thỏa mãn, tức là bị hạn chế tín dụng. Khi đó TDTM có thể là một nguồn tài chính hấp dẫn (Petersen & Rajan, 1997), ngay cả khi chi phí cao. Điều này giúp người mua có được cơ hội để sản xuất lâu dài nhằm tăng lợi ích.

Từ góc độ của lý thuyết đảm bảo chất lượng, TDTM cho phép khách hàng xác minh chất lượng và số lượng hàng hóa đã mua trước khi thanh toán (Long & cộng sự, 1993). Do, bất đối xứng thông tin làm cho người mua không thể xác minh chất lượng hàng hóa ngay mà cần thời gian để đảm bảo rằng hàng hóa được cung cấp đảm bảo tiêu chuẩn kỹ thuật. Vì vậy, TDTM giúp người mua giảm được rủi ro không phải mua hàng hóa có chất lượng thấp (Long & cộng sự, 1993).

Như vừa lý giải, TDTM trong nghiên cứu này, người mua được xem xét là nông hộ, người tham gia TDTM dưới hình thức mua chịu vật tư nông nghiệp. Giả thuyết được đặt ra là nông hộ tiếp cận được TDTM sẽ có năng suất lúa cao hơn nông hộ không tiếp cận được TDTM.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

2.2.1. Phương pháp ước lượng

Có thể khó để ước lượng ảnh hưởng của TDTM (mua chịu vật tư nông nghiệp) đến năng suất lúa của nông hộ do sai lệch trong chọn mẫu, ngụ ý rằng yếu tố kiểm soát (được mua chịu) là không ngẫu nhiên và phụ thuộc vào đặc điểm của nông hộ. Vì vậy, phương pháp ước lượng điểm xu hướng (propensity score matching-PSM) được lựa

chọn để thực hiện trên cơ sở dữ liệu của 574 nông hộ trồng lúa (Katchova, 2010; Ciaian & Kanacs, 2012) bởi phương pháp này có thể kiểm soát sai lệch trong chọn mẫu bằng cách xây dựng nhân tố đối chứng (the counterfactual). Nhân tố đối chứng cho biết điều gì xảy ra đối với các nông hộ trồng lúa mua chịu vật tư nông nghiệp (nhóm kiểm soát) nếu không mua được. Giả định cốt lõi của phương pháp PSM là các nông hộ được chọn vào nhóm kiểm soát (được mua chịu) và nhóm đối chứng (không được mua chịu) có kết quả được quan sát ở cả hai tình huống – một là tình huống quan sát được và một là tình huống không quan sát được (giả định). Gọi $D = 1$ là tình huống trong đó nông hộ i được mua chịu vật tư (nhóm kiểm soát) và $D = 0$ là tình huống nông hộ không mua chịu được.

Phương pháp PSM được sử dụng để xác định khác biệt giữa nhóm kiểm soát và nhóm đối chứng thông qua đại lượng được gọi là ảnh hưởng trung bình của can thiệp đến người được can thiệp (the average treatment effect on the treated – viết tắt là ATT). Theo phương pháp này, trước tiên bài viết cần xác định điểm xu hướng (propensity score) thông qua hồi quy Probit (bước 1). Trên cơ sở điểm xu hướng vừa tìm được, bốn phương pháp ghép cặp được thực hiện để so sánh (bước 2) khác biệt về năng suất lúa của nông hộ mua chịu được vật tư và nông hộ không mua chịu được vật tư nông nghiệp.

Theo Becker, & Ichino (2002), bốn phương pháp ghép cặp được thực hiện đó là:

Phương pháp cận gần nhất (nearest neighbor matching - NNM)

Phương pháp so sánh bán kính (stratification matching - SM)

Phương pháp so sánh phân tầng (radius matching - RM)

Phương pháp hạt nhân (kernel matching – KM)

2.2.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu sơ cấp dự kiến thu thập ở 6 tỉnh/thành thuộc Đồng bằng sông Cửu Long (ĐBSCL) (An Giang, Đồng Tháp, Cần Thơ là ba tỉnh đầu nguồn sông Cửu Long và Vĩnh Long, Kiên Giang, Hậu Giang là ba tỉnh không được sông Cửu Long chảy qua trực tiếp). Căn cứ vào tỷ trọng diện tích trồng lúa của mỗi tỉnh trong tổng diện tích trồng lúa ở ĐBSCL, tác giả xác định số quan sát ở mỗi tỉnh tương ứng (theo Tổng cục Thống kê 2023: An Giang chiếm 16,05%, Đồng Tháp chiếm 12,89%, Kiên Giang chiếm 18,57%, Hậu Giang chiếm 4,63% và Vĩnh Long chiếm 2,94%) và dự kiến tổng số quan sát là 600. Tiếp theo ở mỗi tỉnh/thành, tác giả chọn 3 huyện có diện tích trồng lúa lớn nhất, trong mỗi huyện tác giả tiếp tục chọn 3 xã có diện tích lúa lớn nhất để tiến hành khảo sát nhằm đảm bảo các điều kiện tương đồng nhau. Bảng câu hỏi soạn sẵn được sử dụng để hỏi trực tiếp chủ hộ. Kết quả thu thập dữ liệu có được 574 quan sát có đầy đủ

thông tin để đưa vào phân tích. Cụ thể kết quả khảo sát được phân bổ số quan sát ở các tỉnh/thành như sau: 94 quan sát ở An Giang (chiếm 16,38% tổng số quan sát), 91 quan sát ở Đồng Tháp (chiếm 15,85%), 105 quan sát ở Kiên Giang (chiếm 18,29%), 90 quan sát ở Hậu Giang (chiếm 15,68%), 96 quan sát ở Cần Thơ (chiếm 16,72%), và 98 quan sát ở Vĩnh Long (chiếm 17,07%). Dữ liệu sử dụng trong bài viết gồm các đặc điểm nhân khẩu học của nông hộ trồng lúa như tuổi, giáo dục, giới tính, kinh nghiệm sản xuất, quy mô gia đình, thời gian quen biết với đại lý vật tư, khoảng cách đại lý vật tư nông nghiệp gần nhất, số lần vay tín dụng chính thức.

3. Nghiên cứu thực nghiệm

3.1. Các yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng thương mại của nông hộ

Để đảm bảo tính khoa học, bài viết xây dựng mô hình Probit dựa vào kết quả của các nghiên cứu có liên quan. Theo các nghiên cứu này, điều kiện đầu tiên để nông hộ vay được TDTM (mua vật tư trả chậm) là phải có đất sản xuất. Đất sản xuất là điều kiện để nông hộ sử dụng hàng hóa của TDTM đúng mục đích. Ngoài ra, đất sản xuất còn là tài sản có giá trị giúp cho đại lý vật tư nông nghiệp có thể bán đất để giảm rủi ro nếu người mua không trả được nợ. Do đó, nhà cung cấp sẽ mở rộng TDTM nhiều hơn cho những nông hộ sở hữu diện tích đất lớn hơn.

Thu nhập có vai trò quan trọng trong việc tiếp cận TDTM của nông hộ bởi thu nhập cao nông hộ có khả năng trả nợ tốt hơn. Khi có thu nhập cao, cũng có nghĩa là nông hộ sử dụng tiền có hiệu quả. Vì vậy, khi vay nông hộ sẽ tăng khả năng trả nợ nên dễ được chấp nhận cho vay (Kehinde, 2022).

TDTM dựa vào uy tín của khách hàng nên mối quan hệ và thời gian quen biết sẽ là yếu tố quan trọng trong quyết định bán chịu của chủ đại lý vật tư. Khi quen biết càng lâu người bán và người mua càng hiểu nhau nên người bán sẽ dễ chấp nhận bán chịu hơn. Nói cách khác, mức độ quan hệ là cơ sở để người bán quyết định cấp tín dụng thương mại (McGuinness & Hogan, 2016). Tương tự, khi người mua và người bán sống gần nhau họ hiểu rõ về nhau nên ít có động cơ “giật” nợ vì sợ mất tình cảm. Ở chiều ngược lại khi sống gần người mua, người bán có nhiều thông tin để kiểm soát người mua, do đó sẽ dễ chấp nhận bán chịu hơn (Presbitero & Rabellotti, 2014; Kislat & cộng sự, 2017).

Trong một thị trường có nhiều đối thủ cạnh tranh (là nhà cung cấp), người mua có thể dễ dàng chuyển đổi nhà cung cấp (Fabbri & Klapper, 2016). Người bán có thể cảm thấy bị áp lực phải cung cấp thêm tín dụng cho khách hàng vì sợ mất thị phần. Điều này

đặc biệt đáng chú ý trong các thị trường hàng hóa đồng nhất, chẳng hạn như thuốc bảo vệ thực vật sử dụng trong sản xuất lúa.

Fabbri & Menichini (2010) cho rằng, mối quan hệ giữa tín dụng chính thức và phi chính thức là tích cực. Điều đó có nghĩa là, nông hộ đã từng vay ở ngân hàng sẽ dễ dàng được mua chịu vật tư nông nghiệp bởi được xem là người có uy tín. Ngoài ra, tín dụng chính thức và TDTM được chứng minh là bổ sung cho nhau (Hôn & Ninh, 2019). Do đó, nông hộ đã từng vay ở ngân hàng sẽ dễ được các đại lý chấp nhận bán chịu.

Ở nông thôn, địa vị xã hội đóng vai trò quan trọng trong các giao dịch thương mại của nông hộ (Baird & Gray, 2014). Thật vậy, các mối quan hệ xã hội tạo điều kiện để các chủ thể trao đổi thông tin với nhau. Vì vậy, khi nông hộ có chủ hộ hoặc thành viên trong gia đình làm việc ở các cơ quan nhà nước ở địa phương sẽ có lợi thế trong việc thiết lập các mối quan hệ với các đại lý vật tư nông nghiệp. Điều này giúp nông hộ dễ tiếp cận các đại lý để mua chịu bởi họ có uy tín của mình (Qin & cộng sự, 2018).

Ngoài ra, các yếu tố như tuổi, học vấn và giới tính cũng ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng thương mại của nông hộ. Học vấn cao, nông hộ sẽ sử dụng vốn một cách hiệu quả (Fatoki & Odeyemi, 2010). Trong khi đó người lớn tuổi thường có nhiều kinh nghiệm trong sản xuất và luôn giữ uy tín nên ít giật nợ (Kehinde, 2022). Do đó, người có học vấn cao hoặc lớn tuổi có nhiều khả năng tiếp cận tín dụng thương mại. Ngược lại, nữ giới ít có tham gia hoạt động xã hội, nên hạn chế về giao tiếp với người khác (Alesina & cộng sự, 2013). Vì vậy, nữ giới khó tiếp cận TDTM hơn so với nam giới.

Với lý thuyết vừa phân tích bài viết xây dựng mô hình thực nghiệm như sau:

$$\begin{aligned} TDTM = & \alpha_0 + \alpha_1 dientichdat + \alpha_2 thunhap + \alpha_3 thoigianquen \\ & + \alpha_4 khoangcachdaily + \alpha_5 sodaily + \alpha_6 solanvayct + \alpha_7 hocvan + \alpha_8 tuoich \\ & + \alpha_9 gioitinh + \alpha_{10} diavixahoi + \alpha_{11} kinhnghiem + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

Trong (1), biến phụ thuộc $TDTM$ là khả năng mua chịu vật tư nông nghiệp của nông hộ trồng lúa thứ i . Nếu nông hộ i mua chịu được vật tư nông nghiệp từ các đại lý vật tư, biến $TDTM$ có trị số là 1. Ngược lại, biến $TDTM$ có trị số là 0. Mô hình (1) sẽ được ước lượng bằng hồi quy Probit để xác định điểm xu hướng. Dựa trên điểm xu hướng, bài viết sử dụng phương pháp ghép cặp để so sánh (bước 2 của phương pháp PSM).

3.2. Ảnh hưởng của tín dụng thương mại đến năng suất lúa của nông hộ

Với điểm xu hướng vừa tìm được ở phần trên, trong phần này bài viết xem xét ảnh hưởng của tín dụng thương mại đến năng suất lúa của nông hộ. Trong đó, năng suất lúa được tính bằng giá trị sản xuất trên $1000m^2$ đất. Cụ thể, giá trị cần ước lượng là chênh lệch trung bình năng suất lúa của nông hộ tiếp cận tín dụng thương mại so với nông hộ không được tiếp cận tín dụng thương mại. Giá trị này được tính như sau, đối với một nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại (nhóm can thiệp), năng suất lúa quan sát được là $E((S_1|D = 1))$ và năng suất lúa giả định (không quan sát được) là $E((S_0|D = 1))$. Tương tự, đối với một nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại (nhóm đối chứng), năng suất lúa quan sát được là $E((S_0|D = 0))$ và năng suất lúa giả định (không quan sát được) là $E((S_1|D = 0))$, với $E(.)$ là kỳ vọng. Theo Rosenbaum và Rubin (1983), chênh lệch trung bình (the average treatment effect on the treated – viết tắt là ATT) chính là: $ATT = E((S_1 - S_0|D = 1)) = E(S_1|D = 1) - E(S_0|D = 1)$. Đại lượng cần ước lượng không phải $E(S_0|D = 0)$ (bởi đại lượng này có thể quan sát được) mà là $E(S_0|D = 1)$. Để làm điều đó, phương pháp PSM sử dụng điểm cân bằng để tính toán năng suất lúa của nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại (nhóm đối chứng) tương đồng nhất với đặc điểm của nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại (nhóm can thiệp). Cụ thể, PSM sử dụng $E(S_0|D = 0)$ để ước lượng đại lượng đối thực $E(S_0|D = 1)$, ta cần có: $E(S_0|D = 1) - E(S_0|D = 0)$ để đảm bảo là ATT không chịu ảnh hưởng của sai lệch trong chọn mẫu.

Trên cơ sở lý thuyết đã trình bày, biến khả năng tiếp cận tín dụng thương mại và năng suất lúa của nông hộ được kỳ vọng có quan hệ cùng chiều, nghĩa là nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại năng suất lúa cao hơn so với nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại (Guirkinger và Boucher, 2008).

4. Kết quả phân tích và thảo luận

4.1. Mô tả mẫu khảo sát

Trong 574 nông hộ được khảo sát có 400 nông hộ tiếp cận được TDTM từ các đại lý vật tư (chiếm 69,69% tổng số quan sát) và 174 nông hộ (chiếm 30,31%) không tiếp cận được TDTM mặc dù có nhu cầu. Trong số những nông hộ được khảo sát có đến 490 nông hộ có chủ hộ là nam giới, chiếm 85,37% và 539 (chiếm 93,90%) nông hộ không có người thân, người quen làm việc ở các cơ quan nhà nước. Kết quả này cho thấy, nông hộ sống chủ yếu nghề nông nên ít có người thân hay người quen tham gia và làm việc ở các cơ quan nhà nước.

Kết quả khảo sát cho thấy, tuổi trung bình của chủ hộ là 53 tuổi và học vấn tương đương lớp 7. Với học vấn tương đối thấp, các chủ hộ khó nắm bắt được khoa học – kỹ thuật tiên tiến và kiến thức chuyên môn phục vụ tốt cho sản xuất nên khó được các đại lý chấp nhận bán chịu. Số nhân khẩu trong mẫu khảo sát tương đối thấp (bình quân 4 người/hộ), điều này là một cản trở trong quá trình sản xuất nông nghiệp, đặc biệt là lúc vào vụ khi cần nhiều lao động. Với mức diện tích đất bình quân 11.160 m²/hộ, các nông hộ rất khó đảm bảo thu nhập nếu không tham gia các hoạt động kinh tế khác ngoài sản xuất nông nghiệp (lợi nhuận từ trồng lúa 2,3 triệu/1000m²) được trình bày ở Bảng 1.

Bảng 1. Đặc điểm của nông hộ sản xuất lúa ở ĐBSCL

Tiêu chí	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Nhân khẩu (người)	4,21	1,27	1,00	9,00
Tuổi (năm)	53,69	11,00	21,00	81,00
Trình độ học vấn (lớp)	6,45	3,22	0,00	16,00
Khoảng cách đại lý (km)	3,47	3,72	0,40	20,00
Diện tích đất trồng lúa (1.000m ²)	11,16	10,11	1,00	100,00
Thời gian quen biết giữa nông hộ và đại lý vật tư nông nghiệp (tháng)	29,00	11,51	1,00	60,00
Số lần vay chính thức (lần)	1,14	1,60	0,00	10,00
Số đại lý (đại lý)	2,99	1,02	1,00	5,00
Lợi nhuận từ trồng lúa (triệu đồng/1000m ²)	2,30	0,67	0,92	3,88
Thu nhập (triệu đồng/hộ/năm)	210,511	163,535	11,72	1.340,00

Nguồn: Số liệu tự khảo sát năm 2024

Khoảng cách từ nông hộ đến đại lý vật tư tương đối ngắn, bình quân khoảng 3,5 km. Nguyên nhân là có nhiều đại lý vật tư cấp 2, 3 kinh doanh khắp vùng nông thôn. Tuy nhiên, do thu nhập thấp (trung bình 210 triệu/hộ/năm) nên nông hộ không có đủ tiền để tái đầu tư, cũng như không có tài sản thế chấp để vay ở các tổ chức tín dụng chính thức (số lần vay trung bình của nông hộ 1,4 lần). Vì vậy, nông hộ chỉ còn biết mua trả chậm ở các đại lý vật tư nông nghiệp mà mình quen biết. Bình quân thời gian quen biết giữa nông hộ với đại lý vật tư là 29 tháng. Ngoài ra, để phòng ngừa rủi ro chủ đại lý không đồng ý bán vật tư trả chậm, nông hộ thường tiếp xúc với nhiều đại lý (bình quân nông hộ tiếp xúc với 3 đại lý vật tư) để mua hàng hóa, nhưng cũng có nông hộ không mua ở đại lý mà được cung cấp bởi công ty (nông hộ là thành viên hợp tác xã).

Bảng 2. Năng suất lúa của nông hộ ở ĐBSCL

Đơn vị tính: Tấn/ha

Tiêu chí	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Năng suất lúa chung	7,26	1,80	3,85	11,73
- Năng suất lúa của nông hộ không tiếp cận TDTM	6,82	1,72	3,85	11,32
- Năng suất lúa của nông hộ có tiếp cận TDTM	7,45	1,80	3,88	11,73

Nguồn: Số liệu tự khảo sát năm 2024

Kết quả trình bày ở Bảng 2 cho thấy, năng suất lúa bình quân của nông hộ trong mẫu khảo sát đạt 7,26 tấn/ha, đây là mức năng suất tương đối cao so với mức bình quân cả nước 6,32 tấn/ha (Tổng cục Thống kê, 2023). Kết quả cũng cho thấy nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại có năng suất bình quân đạt 7,45 tấn/ha, trong khi nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại có năng suất bình quân đạt 6,82 tấn/ha. Kết quả này cho thấy có sự chênh lệch năng suất lúa giữa nông hộ tiếp cận tín dụng thương mại và nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại.

4.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận TDTM của nông hộ

Kết quả ước lượng bằng phương pháp hồi quy Probit được trình bày chi tiết ở Bảng 3 chỉ ra rằng, các yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận TDTM đối với nông hộ trồng lúa ở ĐBSCL. Nông hộ có diện tích đất sản xuất nhiều dễ mua chịu vật tư nông nghiệp từ các đại lý vật tư bởi biến diện tích đất có hệ số dương ở mức ý nghĩa 5%. Biến thu nhập ngược lại có hệ số âm ở mức ý nghĩa 10%, nghĩa là nông hộ có thu nhập cao ít mua chịu vật tư so với nông hộ có thu nhập thấp. Điều này hàm ý rằng việc mua chịu vật tư khá dễ dàng đối với nông hộ trồng lúa có phương tiện sản xuất như đất nông nghiệp, nhưng nếu có thu nhập cao thì nông hộ sẽ mua vật tư bằng tiền mặt.

Biến thời gian quen có hệ số dương ở mức ý nghĩa 1%, nghĩa là nông hộ và đại lý vật tư có mối quan hệ quen biết càng lâu thì hợp đồng TDTM càng dễ thực hiện. Kết quả này cho thấy, sự gắn bó của nông hộ với đại lý vật tư nông nghiệp. Mối quan hệ lâu dài sẽ giảm thông tin bất đối xứng giúp người mua dễ được chấp nhận cho mua chịu hơn (Kihanga & cộng sự, 2010; McMillan & Woodruff, 1999). Ngược lại, khoảng cách địa lý là yếu tố ngăn cản khả năng tiếp cận tín dụng của nông hộ bởi khoảng cách càng xa thì thông tin bất đối xứng càng tăng. Biến khoảng cách địa lý có hệ số dương với

mức ý nghĩa 1%, ngụ ý rằng khoảng cách từ nông hộ đến đại lý vật tư nông nghiệp càng xa nông hộ càng dễ mua chịu vật tư nông nghiệp. Kết quả này ngược với lý thuyết ban đầu (và kết quả nghiên cứu của Presbitero & Rabellotti, 2014) là khoảng cách càng xa thông tin bất đối xứng càng tăng nên nông hộ khó tiếp cận tín dụng thương mại. Tuy nhiên, kết quả này lại đúng với thực tế ở nông thôn ĐBSCL, những nông hộ ở xa đại lý (thường xa trung tâm) rất có uy tín trong trả nợ vay bởi họ sợ không được vay ở những lần tiếp theo. Trong khi đó, ở xung quanh nông hộ rất khó tìm đại lý vật tư khác thay thế. Vì vậy, nông hộ có gắng giữ uy tín tín dụng để được chấp nhận cho mua chịu vật tư ở những lần tiếp theo.

Bảng 3. Kết quả ước lượng ảnh hưởng của các yếu tố đến tiếp cận TDTM của nông hộ
(Biến phụ thuộc: $TDTM = 1$ nếu hộ tiếp cận được TDTM và $TDTM = 0$ nếu ngược lại)

Biến số	Diễn giải các biến	Hệ số ước lượng	Trị số Z
<i>Hằng số C</i>		0,142	0,32
<i>dientichdat</i>	Diện tích đất lúa (1.000 m ²)	0,010***	3,72
<i>thunhap</i>	Thu nhập của nông hộ (triệu đồng/năm)	-0,001*	-1,65
<i>thoigianquen</i>	Thời gian quen giữa nông hộ và đại lý (tháng)	0,002**	2,32
<i>khoangcachdaily</i>	Khoảng cách đến đại lý gần nhất (km)	0,060***	5,49
<i>sodaily</i>	Số đại lý vật tư nông hộ quan hệ (đại lý)	0,091*	1,83
<i>solanvayct</i>	Số lần nông hộ vay ở tổ chức tín dụng chính thức	0,005	0,09
<i>hocvan</i>	Học vấn của chủ hộ (số lớp học)	-0,024	- 1,22
<i>tuoich</i>	Tuổi chủ hộ	-0,005	- 0,95
<i>gioitinh</i>	Giới tính của chủ hộ (nam = 1 và nữ = 0)	0,288	1,53
<i>diavixahoi</i>	Nông hộ có chủ hộ hoặc người thân làm việc ở cơ quan, đơn vị nhà nước =1, ngược lại =0	0.549**	2,15
<i>kinhnghiem</i>	Số năm làm lúa của nông hộ (người)	-0,011**	-2,27
Số quan sát (N)		574	
Mức ý nghĩa		0,000	
Log likelihood		- 295,14277	

Ghi chú: *, **, *** lần lượt là các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Ước lượng từ dữ liệu khảo sát năm 2024

Địa vị xã hội là yếu tố có ảnh hưởng đến khả năng mua chịu vật tư của nông hộ, bởi ở nông thôn người có địa vị xã hội rất có uy tín nên họ rất dễ được các đại lý vật tư chấp nhận cho mua chịu. Kết quả ước lượng cho thấy biến địa vị xã hội có hệ số dương ở mức ý nghĩa 5%. Tương tự, biến số đại lý cũng có hệ số dương ở mức ý nghĩa 10%, nghĩa là ở nơi nông hộ có nhiều đại lý vật tư nông nghiệp họ dễ được cấp TDTM hơn. Điều này cho thấy có sự cạnh tranh trong việc cung cấp TDTM của các đại lý vật tư. Ngược lại, biến kinh nghiệm có hệ số âm ở mức ý nghĩa 5%, nghĩa là nông hộ có nhiều kinh nghiệm trong sản xuất sẽ ít mua chịu vật tư so với nông hộ có ít kinh nghiệm (Amrago & Mensah, 2022).

Các biến số $gioitinh_i$, $solanvayct_i$, $tuoich_i$, và $hocvan_i$ có hệ số không có ý nghĩa thống kê nên các yếu tố này không ảnh hưởng đến tiếp cận TDTM của nông hộ.

4.3. Ảnh hưởng của tiếp cận tín dụng thương mại đến năng suất lúa của nông hộ ở ĐBSCL

Các ước tính của PSM về ảnh hưởng của tiếp cận TDTM đến năng suất lúa của nông hộ ở Đồng bằng sông Cửu Long được trình bày trong Bảng 4. Thông qua bốn thuật toán so sánh để ước tính là so sánh cận gần nhất (NNM), so sánh bán kính (SM), so sánh phân tầng (RM) và so sánh hạt nhân (KM) là để xem xét các kết quả có khác nhau không. Kết quả cho thấy các phương pháp so sánh khác nhau đều phù hợp và có hệ số dương, nghĩa là có mối quan hệ tích cực giữa tiếp cận TDTM và năng suất lúa của nông hộ. Ngoài ra, để kiểm tra độ tin cậy của kết quả nghiên cứu bài viết còn sử dụng phương pháp so sánh cận gần nhất trực tiếp “nnmatch” để thực hiện (Becker & Ichino, 2002). Kết quả cho thấy hệ số chênh lệch vẫn mang dấu dương (hàng cuối cùng ở Bảng 4), nghĩa là kết quả kiểm tra là phù hợp hay nói khác hơn kết quả ước tính trong bài cho kết quả đáng tin cậy để tiến hành phân tích.

Bảng 4. So sánh năng suất lúa của hộ tiếp cận TDTM và hộ không tiếp cận TDTM

Phương pháp so sánh	Nhóm đo lường	Nhóm kiểm soát	Hệ số chênh lệch	Giá trị t
NNM	400	117	0,087	1,871*
SM	307	267	0,104	6,245***
RM	144	110	0,096	3,836***
KM	400	174	0,099	6,208***
SAFF			0,071	3,14***

Ghi chú: *, **, *** lần lượt là các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Ước lượng từ dữ liệu khảo sát năm 2024

Bảng 4 trình bày kết quả so sánh năng suất lúa trung bình của nông hộ tiếp cận được TDTM và nông hộ không tiếp cận được TDTM. Với bốn phương pháp so sánh cho thấy tất cả có hệ số dương ở ý nghĩa 1% và 10%. Điều này chứng tỏ, việc tiếp cận TDTM của nông hộ đã làm tăng năng suất lúa của họ. Mức chênh lệch năng suất được tìm thấy nằm trong khoảng 0,087 tấn/1.000m² đến 0,104 tấn/1.000m² tương ứng với các phương pháp so sánh cận gần nhất, so sánh bán kính, so sánh phân tầng và so sánh hạt nhân. Nếu tính về tỷ suất sinh lời thì năng suất lúa của nông hộ tiếp cận được tín dụng thương mại cao hơn năng suất lúa nông hộ không tiếp cận được tín dụng thương mại trong khoảng $(0,087/0,726) = 11,98\%/1.000\text{m}^2$ đến $(1,04/0,726) = 14,33\%/1000\text{m}^2$.

Kết quả này phù hợp với cơ sở lý thuyết đã trình bày là TDTM ảnh hưởng tích cực đến năng suất lúa của nông hộ tham gia tín dụng thương mại. So với các nghiên cứu trước đây, kết quả nghiên cứu này cao hơn kết quả nghiên cứu của Ciaian & cộng sự (2012) nghiên cứu ở các quốc gia có nền kinh tế chuyển đổi ở Trung Âu với năng suất thay đổi 1,6% và thấp hơn kết quả nghiên cứu của Ali & cộng sự (2014) nghiên cứu ở các quốc gia có nền kinh tế đang phát triển với mức chênh lệch 17% và 26% là chênh lệch năng suất theo nghiên cứu của Guirkinger và Boucher (2008) ở Peru. Từ kết quả nghiên cứu cho thấy, khi tiếp cận được tín dụng thương mại nông hộ ở ĐBSCL có được năng suất sản xuất tốt hơn nông hộ ở nhiều nước đang phát triển khác.

Kết quả nghiên cứu này đúng với thực tế ở nông thôn vùng ĐBSCL, nông hộ tiếp cận TDTM có năng suất lúa cao hơn nông hộ không tiếp cận được TDTM. Nguyên nhân là khi tiếp cận TDTM nông hộ chỉ sử dụng vật tư phục vụ cho sản xuất, nghĩa là nông hộ sử dụng sản phẩm của TDTM đúng mục đích. Điều này làm cho năng suất lúa của nông hộ tăng lên. Mặt khác, nông hộ tiếp cận TDTM sẽ có nguyên liệu đầu vào kịp thời sử dụng để khắc phục dịch bệnh hại lúa và sử dụng những nguyên liệu này đúng thời điểm tăng trưởng của cây lúa nên năng suất lúa sẽ tăng. Ngược lại, nông hộ không tiếp cận được TDTM sẽ gặp khó khăn. Nếu nông hộ không tiếp cận TDTM mà có thể vay được ở đâu đó (bạn bè, anh em hay hốt hụi) để mua vật tư thì cũng lỡ thời gian tốt nhất cung cấp dưỡng chất cho cây. Kết quả là nông hộ tiếp cận được TDTM sẽ có năng suất lúa cao hơn. Ngoài ra, nông hộ thường tham gia TDTM trong lúc cấp bách nên giá trị tăng thêm của việc sử dụng vật tư nông nghiệp cao hơn trong điều kiện bình thường. Vì vậy, TDTM trong trường hợp mua chịu vật tư nông nghiệp mang lại năng suất lúa của nông hộ cao hơn.

5. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả ước lượng cho thấy, tiếp cận TDTM làm tăng năng suất lúa của nông hộ. Nói cách khác, nếu tiếp cận TDTM, nông hộ sẽ tăng được năng suất lúa trong sản xuất. Mức chênh lệch năng suất lúa trung bình của nông hộ tiếp cận TDTM và nông hộ không tiếp cận TDTM nằm trong khoảng 0,089 đến 0,104 tấn/1.000m² theo các phương pháp so sánh bán kính, so sánh hạt nhân, so sánh phân tầng và so sánh cận gần nhất. Ngoài ra, kết quả từ mô tả mẫu khảo sát cho thấy, quy mô sản xuất của hầu hết nông hộ trồng lúa ở ĐBSCL là khá nhỏ nên họ không thể có thu nhập cao để tái đầu tư và thế chấp tài sản để vay ở các tổ chức tín dụng chính thức.

Để giúp nông hộ có thể cải thiện năng suất lúa trong sản xuất, Chính phủ/cơ quan nhà nước cần xây dựng chính sách TDTM phù hợp để đảm bảo hoạt động cấp tín dụng của chủ đại lý vật tư nông nghiệp hợp pháp. Cơ sở pháp lý sẽ giúp cho đại lý vật tư có công cụ quản lý rủi ro, vì vậy họ sẽ mở rộng loại hình tín dụng này. Ngoài ra, phát triển hệ thống giao thông ở nông thôn ĐBSCL là cần thiết nhằm giúp nông hộ dễ tiếp cận đại lý vật tư nông nghiệp.

Đối với nông hộ cần tạo mối quan hệ bền vững với chủ đại lý vật tư nông nghiệp để dễ mua chịu lúc cần thiết nhằm giúp nông hộ thuận lợi hơn trong sản xuất và tăng năng suất. Ngoài ra, nông hộ cần chủ động nguồn vốn phục vụ cho sản xuất bởi sản xuất nông nghiệp phải đối mặt với rủi ro và cấp bách trên nhiều phương diện./.

Lời cảm ơn: Nghiên cứu được tài trợ bởi Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh (ĐHQG-HCM) trong khuôn khổ Đề tài mã số C2024-16-12.

Tài liệu tham khảo

- Alesina, A., Giuliano, P. & Nunn, N. (2013), 'On the origins of gender roles: Women and the plough', *Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 469-530
- Ali, D. A., Deininger, K., & Duponchel, M. (2014), 'Credit constraints, agricultural productivity, and rural nonfarm participation: evidence from Rwanda', *World Bank Policy Research Working Paper*, (6769)
- Amrigo, E. C., & Mensah, N. O. (2022), 'Trade credit from agrochemical vendors as an alternative source of finance for cabbage producers in the Bono East Region of Ghana', *Agricultural Finance Review*, 83(1), 43-82.
- Baird, T. D. & Gray. C. L. (2014), 'Livelihood diversification and shifting social networks of exchange: A social network transition', *World Development*, 60, 14-30.
- Beck, T., & Demirguc-Kunt, A. (2006), 'Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint', *Journal of Banking & finance*, 30(11), 2931-2943.
- Becker, S. O., & Ichino, A. (2002), 'Estimation of average treatment effects based on propensity scores', *The Stata Journal*, 2(4), 358-377.

- Ciaian, P., Fałkowski, J., & Kancs, D. A. (2012), 'Access to credit, factor allocation and farm productivity: Evidence from the CEE transition economies', *Agricultural Finance Review*, 72(1), 22-47.
- Dary, S. K., & James Jr, H. S. (2018), 'Trade credit supply in African agro-food manufacturing industry: determinants and motives', *Agricultural Finance Review*, 78(3), 312-329., doi: [10.1108/AFR-03-2017-0017](https://doi.org/10.1108/AFR-03-2017-0017).
- Fabbri, D., & Klapper, L. F. (2016), 'Bargaining power and trade credit', *Journal of corporate finance*, 41, 66-80.
- Fabbri, D., & Menichini, A. M. C. (2010), 'Trade credit, collateral liquidation, and borrowing constraints', *Journal of Financial Economics*, 96(3), 413-432.
- Fatoki, O. and Odeyemi, A. (2010), 'The determinants of access to trade credit by new SMEs in South Africa', *African Journal of Business Management*, Vol. 4 No. 13, pp. 2763-2770.
- Ferris, J.S. (1981), 'A transactions theory of trade credit use', *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 96 No. 2, pp. 243-270.
- Fisman, R., & Raturi, M. (2004), 'Does competition encourage credit provision? Evidence from African trade credit relationships', *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 345-352.
- Guirking, C., & Boucher, S. R. (2008), 'Credit constraints and productivity in Peruvian agriculture', *Agricultural Economics*, 39(3), 295-308.
- Hermes, N., Kihanga, E., Lensink, R. and Lutz, C. (2012), 'The impact of trade credit on customer switching behaviour: evidence from the Tanzanian rice market', *Journal of Development Studies*, Vol. 48 No. 3, pp. 363-376.
- Ho, C.H. (2011), 'The optimal integrated inventory policy with price-and-credit-linked demand under two-level trade credit', *Computers and Industrial Engineering*, Vol. 60 No. 1, pp. 117-126.
- Katchova, A. L. (2010), 'Agricultural contracts and alternative marketing options: A matching analysis', *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42(2), 261-276.
- Kislat, C., Menkhoff, L., & Neuberger, D. (2017), 'Credit market structure and collateral in rural Thailand', *Economic Notes*, 9999, 1-46.
- Kehinde, A. D. (2022), 'Access to trade credit and its impact on the use of European Union (EU) approved pesticides among smallholder cocoa farmers in Ondo State, Nigeria', *Heliyon*, 8(12).
- Kihanga, E., Lensink, R., Lutz, C., & Hermes, N. (2010), 'Determinants of trade credit demand and supply in the Tanzanian rice market: a structural modelling approach', Available at SSRN 1674842.
- Long, M.S., Malitz, I.B. and Ravid, S.A. (1993), 'Trade credit, quality guarantees, and product marketability', *Financial Management*, Vol. 22 No. 4, pp. 117-127.
- McMillan, J. and Woodruff, C. (1999), 'Interfirm relationships and informal credit in Vietnam', *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114 No. 4, pp. 1285-1320.
- McGuinness, G. and Hogan, T. (2016), 'Bank credit and trade credit: evidence from SMEs over the financial crisis', *International Small Business Journal*, Vol. 34 No. 4, pp. 412-445.

- Mubashar, A., Chughtai, S., & Raheman, A. (2018), 'Analysis of trade credit as an alternate source of financing: evidence from non-financial sector of Pakistan', *NUML International Journal of Business & Management*, 13(2), 27-38.
- Petersen, M.A. and Rajan, R.G. (1997), 'Trade credit: theories and evidence', *The Review of Financial Studies*, Vol. 10 No. 3, pp. 661-691.
- Preve, L. & Sarria-Allende, V. (2010), *Working capital management*, Oxford University Press.
- Presbitero, A. F., & Rabellotti, R. (2014), 'Geographical distance and moral hazard in microcredit: evidence from Colombia', *Journal of International Development*, 26(1), 91-108.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Qin, M., Wachenheim, C. J., Wang, Z., & Zheng, S. (2018), 'Factors affecting Chinese farmers' microcredit participation', *Agricultural Finance Review*, 79(1), 48-59.
- Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika*, Vol. 70, No.1, pp. 41–55.
- Summers, B. and Wilson, N. (2000), 'Trade credit management and the decision to use factoring: an empirical study', *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27 Nos 1-2, pp. 37-68, doi: 10. 1111/1468-5957.00305.
- Van Hon, C., & Khuong Ninh, L. (2020), 'Impact of credit rationing on capital allocated to inputs used by rice farmers in the Mekong River Delta, Vietnam', *Journal of Economics and Development*, 22(1), 47-60.

THE INFLUENCE OF TRADE CREDIT ON RICE PRODUCTIVITY OF HOUSEHOLDS IN THE MEKONG DELTA

Cao Van Hon, Nguyen Lan Duyen

Abstract: The objective of this study is to estimate the impact of trade credit on rice productivity of households in the Mekong Delta. Utilizing primary data collected from 574 rice farmers in six provinces/cities in the Mekong Delta, this paper employs the Propensity Score Matching (PSM) method for estimation. The first stage of the PSM reveals seven factors influencing farm households' access to trade credit. Among these, two factors have negative coefficients: income, and farming experience. Conversely, five factors exhibit positive coefficients: land area, familiarity duration, geographic distance, social status, and the number of dealers. The second stage of PSM, using four comparison methods: nearest neighbor, radius, stratification, and kernel matching, indicates that farm households with access to trade credit have higher rice productivity compared to those without, ranging from 0.087 to 0.104 tons/1,000m².

Keywords: Agricultural material agents; Mekong Delta; Farming households; Trade credit.