



PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI TÍN DỤNG THƯƠNG MẠI CỦA TRANG TRẠI NUÔI TRỒNG THỦY SẢN Ở TỈNH KIÊN GIANG

Trần Ái Kết¹ và Nguyễn Thành Tích²

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

² Cao học Tài chính - Ngân hàng, Khóa 16, Khoa Kinh tế & Quản trị Kinh doanh, Trường Đại học Cần Thơ

Thông tin chung:

Ngày nhận: 24/12/2013

Ngày chấp nhận: 29/04/2014

Title:

Analysis of factors affecting the credit of commercial aquaculture farms in the province of Kien Giang

Từ khóa:

Trang trại, Nuôi trồng thủy sản, Tín dụng thương mại, Kiên Giang

Keywords:

farm, aquaculture, commercial credit, Kien Giang

ABSTRACT

This study aims to analyze the factors affecting the credit of commercial aquaculture farms in the province of Kien Giang. Logit regression model is applied to analyze factors affecting the ability to use trade credit. Tobit regression model is applied to analyze factors that affect the amount of trade credit of commercial farms. Results Analysis of logit regression models indicate that major factors affecting the ability to use trade credit for the farm are bank credit limits, offers, acquaintance relations, on-credit buying habits savings and age of household owner. Tobit regression analysis shows some important factors affecting the credit quality of the commercial farms such as bank credit limits, savings, profitability and costs of aquacultural activities.

TÓM TẮT

Nghiên cứu này nhằm phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới tín dụng thương mại của trang trại nuôi trồng thủy sản trên địa bàn tỉnh Kiên Giang. Mô hình hồi qui Logit nhị phân được áp dụng để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng sử dụng tín dụng thương mại và mô hình hồi qui Tobit được vận dụng để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới lượng vốn tín dụng thương mại của trang trại. Kết quả Phân tích hồi qui mô hình logit cho biết các nhân tố chủ yếu ảnh hưởng tới khả năng sử dụng tín dụng thương mại của trang trại, bao gồm: giới hạn tín dụng ngân hàng, chào hàng, quan hệ quen biết, thói quen mua chịu, có tiết kiệm và tuổi chủ trang trại. Phân tích hồi qui mô hình Tobit cho biết một số yếu tố quan trọng ảnh hưởng tới lượng vốn tín dụng thương mại của trang trại, bao gồm: giới hạn tín dụng ngân hàng, có tiết kiệm, có lợi nhuận và chi phí nuôi trồng thủy sản của trang trại.

1 GIỚI THIỆU

Nghị quyết 03/2000/NQ/CP ngày 2/2/2000 của chính phủ đã xác định: “Kinh tế trang trại là hình thức tổ chức sản xuất hàng hóa trong nông nghiệp, nông thôn, chủ yếu dựa vào hộ gia đình...”. Cũng như các tổ chức sản xuất hàng hóa khác, để có đủ vốn cho sản xuất kinh doanh, trang trại hộ gia đình

phải huy động vốn từ nhiều nguồn khác nhau, kể cả tín dụng thương mại (TDTM).

TDTM là loại tín dụng dưới hình thức các nhà kinh doanh ứng vốn cho nhau hoặc vay lẫn nhau, bằng cách bán chịu hàng hoá hay thông qua lưu thông kì phiếu, nhờ đó làm thông suốt và thúc đẩy lưu thông tư bản (Từ điển bách khoa toàn thư Việt Nam).

Chủ đề TDTM từ lâu đã thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu lý luận cũng như thực tiễn trong nhiều lĩnh vực ở các quốc gia trên thế giới. Tuy nhiên, ở nước ta cho tới gần đây chỉ có một vài nghiên cứu về TDTM trong sản xuất nông nghiệp cũng như của kinh tế trang trại (KTTT). Để góp phần nhận thức về TDTM của kinh tế trang trại, chúng tôi nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng tới khả năng sử dụng TDTM của trang trại và (2) Các yếu tố ảnh hưởng tới lượng vốn TDTM của trang trại.

Nghiên cứu này dựa trên cơ sở lý luận về TDTM của Peterson và Rajan (1997), đồng thời vận dụng mô hình nghiên cứu thực tiễn của Gustafson (2004) để phân tích thực trạng sử dụng TDTM của các trang trại NTTS ở tỉnh Kiên Giang. Cơ sở dữ liệu được sử dụng cho phân tích là thông tin từ khảo sát ngẫu nhiên (theo phân cụm) 150 trang trại nuôi tôm nước lợ ở tỉnh Kiên Giang năm 2011, bao gồm 50 trang trại ở huyện Kiên Lương, 50 trang trại ở huyện An Biên, và 50 trang trại ở huyện An Minh.

Mô hình hồi qui Logit nhị phân được áp dụng để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng sử dụng TDTM và mô hình hồi qui Tobit được vận dụng để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới lượng vốn TDTM của trang trại. Phân tích được thực hiện trên phần mềm Stata.

2 TÍN DỤNG THƯƠNG MẠI CỦA TRANG TRẠI NTTS Ở TỈNH KIÊN GIANG

Kiên Giang là một tỉnh ven biển ở Đồng bằng sông Cửu Long (ĐBSCL), điều kiện tự nhiên nơi đây rất thuận lợi cho phát triển NTTS, nhất là thủy sản mặn-lợ. Để khai thác tiềm năng phát triển kinh

tế-xã hội của địa phương, Ủy ban nhân dân tỉnh Kiên Giang đã ban hành chính sách khuyến khích phát triển KTTT. Sự phát triển của kinh tế trang trại ở Kiên Giang, trong đó có nhiều trang trại NTTS, bên cạnh vai trò quan trọng của nguồn tín dụng ngân hàng (TDNH) còn có sự góp phần đáng kể của nguồn TDTM.

2.1 Thực trạng sử dụng tín dụng thương mại của trang trại

Sử dụng TDTM của các trang trại NTTS ở Kiên Giang phổ biến dưới hình thức mua chịu (mua trả chậm) các yếu tố đầu vào: con giống, thức ăn và thuốc thú y thủy sản (TYTS), hoá chất. Thống kê số trang trại sử dụng TDTM của các trang trại NTTS ở tỉnh Kiên Giang được thể hiện ở Bảng 1 và Bảng 2.

Bảng 1: Thống kê số trang trại mua chịu các yếu tố đầu vào

Mua chịu	Số trang trại	Tỷ lệ (%)	Tỷ lệ có giá trị (%)
Không mua chịu	74	49,3	49,3
Có mua chịu	76	50,7	50,7
Tổng cộng	150	100.0	100.0

Nguồn: Số liệu điều tra 2011

Theo số liệu ở Bảng 1, trong năm 2011 có tới 50,7 % số trang trại được khảo sát có mua chịu các yếu tố đầu vào, chứng tỏ *sử dụng TDTM của các trang trại NTTS ở Kiên Giang là khá phổ biến*. Số liệu ở Bảng 2 cho thấy, số tiền mua chịu của mỗi trang trại khá lớn, bình quân 28,27 triệu đồng, trong đó mua chịu trung bình hơn 6 triệu đồng con giống; gần 18 triệu đồng thức ăn thủy sản và hơn 4 triệu đồng thuốc TYTS, hoá chất. Tuy nhiên độ lệch chuẩn giá trị con giống, thức ăn và thuốc thú y thủy sản mua chịu khá cao, cho thấy *có sự chênh lệch lớn về lượng TDTM giữa các trang trại NTTS*.

Bảng 2: Thông tin đầu vào mua chịu và giá trị mua chịu

Dvt: triệu đồng

Khoản mục	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Giá trị trung bình	Tỷ lệ (%)	Lệch chuẩn
Con giống	0	40	6,09	24,54	8,09
Thức ăn	0	283,5	17,96	63,53	40,47
TYTS, hoá chất	0	24	4,22	14,93	5,03
Tổng cộng	0	287	28,27	100	40,053

Nguồn: Số liệu điều tra 2011

Số liệu điều tra chứng tỏ TDTM là nguồn tín dụng quan trọng của các trang trại NTTS ở tỉnh Kiên Giang. Để đánh giá đầy đủ thực trạng sử dụng

TDTM của các trang trại, rất cần nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng sử dụng TDTM và lượng TDTM của trang trại NTTS.

2.2 Các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng sử dụng tín dụng thương mại của trang trại

Một trang trại có thể sử dụng hay không sử dụng TDTM phụ thuộc vào nhiều yếu tố. Biến phụ thuộc là biến nhị phân: có sử dụng (1) và không sử dụng (0). Để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng sử dụng TDTM của các trang trại NTTS ở Kiên Giang chúng tôi vận dụng mô hình hồi qui logit nhị phân (*Binary Logistic*) được đề cập bởi Greene (2003).

Mô hình nghiên cứu:

$$\text{Prob}(Y=1 | X) = e^z / (1+e^z) \quad (1)$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc trong mô hình là khả năng sử dụng TDTM của trang trại nuôi trồng thủy sản, biến phụ thuộc được giải thích như sau:

- $Y = 1$ khi trang trại nuôi trồng thủy sản có sử dụng tín dụng thương mại
- $Y = 0$ là trang trại không sử dụng tín dụng thương mại.

$$z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_{11} X_{11} + u$$

Trong đó:

- β_0 : là tung độ góc
- u là sai số

Dựa trên cơ sở lý luận của Peterson và Rajan (1997), và kết quả nghiên cứu thực tiễn của Gustafson (2004), Danielson và Scott (2004), Fabbri và Menichini (2005), Kachova (2005) và Trần Ái Kết (2009), các biến độc lập và dự báo dấu kỳ vọng của các biến độc lập trong mô hình như sau:

- Tỷ lệ nợ trang trại (X_1) - Tỷ lệ nợ của trang trại được xác định bằng tỷ số giữa tổng vốn tín dụng (tín dụng ngân hàng và TDTM) với tổng giá trị tài sản của trang trại. Dự báo ảnh hưởng của X_1 có thể âm hoặc dương.

- Giới hạn tín dụng ngân hàng (X_2) - Phân ảnh trang trại nộp hồ sơ vay vốn nhưng không được vay hoặc được vay nhưng lượng vốn vay không đáp ứng đủ theo đề nghị vay. Đây là biến Dummy mang giá trị là 1 có nghĩa là bị giới hạn TDNH, là 0 nghĩa là không bị giới hạn TDNH. X_2 được kỳ vọng là mang dấu dương.

- Chào hàng (X_3) - Trường hợp các doanh nghiệp, cơ sở kinh doanh chào hàng cho trang trại NTTS mua hàng hóa của họ. Đây cũng làm biến Dummy với giá trị bằng 1 là được chào hàng và bằng 0 là không được chào hàng, kỳ vọng X_3 mang dấu dương.

- Quan hệ quen biết (X_4) - Phản ánh trang trại có quen với doanh nghiệp cung cấp các yếu tố đầu vào qua nhiều lần mua bán. Biến này có hai giá trị: bằng 1 cho thấy có quen biết và bằng 0 là không quen biết. X_4 được kỳ vọng mang dấu dương.

- Thói quen mua chịu (X_5) - Cho biết trang trại thường xuyên mua chịu các yếu tố đầu vào và do đã sử dụng hình thức này hằng năm nên không thể thay đổi. Đây cũng là biến Dummy (=1: có, = 0: không), dự báo X_5 mang dấu dương.

- Có tiết kiệm (X_6) - Biến có tiết kiệm là biến Dummy với giá trị 1 cho biết trang trại có tiết kiệm và bằng 0 chứng tỏ trang trại không tiết kiệm. X_6 được dự báo có thể mang dấu âm hoặc dương.

- Có lợi nhuận (X_7) - Có lợi nhuận trước năm điều tra của trang trại là biến Dummy: có giá trị bằng 1 là trang trại có lợi nhuận và bằng 0 khi trang trại không có lợi nhuận. Dự báo X_7 có thể âm hoặc dương.

- Giới tính (X_8) - Phản ánh giới tính của chủ trang trại. Đây là biến Dummy nhận giá trị 0 nếu chủ trang trại là nữ, nhận giá trị 1 nếu chủ trang trại là nam. Dự báo X_8 có tác động âm hoặc dương.

- Trình độ học vấn (X_9) - Thể hiện số năm đi học của chủ trang trại. Kỳ vọng X_9 mang dấu dương.

- Tuổi (X_{10}) - Các chủ trang trại lớn tuổi thường có nhiều kinh nghiệm quản lý và kỹ năng sản xuất, có uy tín và quen biết nên dễ dàng tiếp cận sử dụng vốn tín dụng thương mại so với chủ trang trại trẻ tuổi. Dự báo X_{10} mang dấu dương.

- Vị trí xã hội (X_{11}): Biến này có giá trị bằng 1 nếu chủ trang trại có địa vị xã hội, chính trị; nếu ngược lại bằng 0. X_{11} được dự báo có thể mang dấu dương hoặc âm.

Kết quả chạy hồi quy logistic nhị phân mô hình (1) trên phần mềm Stata được trình bày ở Bảng 3. Theo thông tin ở Bảng 3, kiểm định Chi – bình phương cho thấy độ phù hợp tổng quát của mô hình, Chi – bình phương = 75,11 với Prob > Chi2 = 0,000 các yếu tố trong mô hình đều có tác động đến khả năng sử dụng TDTM của trang trại. Hệ số Pseudo $R^2 = 0,3612$ có nghĩa là 36,12% biến phụ thuộc được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình. Mật khác với Log likelihood = -66,4052 không cao lắm và khả năng dự đoán khá cao của mô hình (80,67%) cho thấy sự phù hợp khá tốt của mô hình phân tích. Hơn nữa, nhiều yếu tố trong mô hình ảnh hưởng ở mức có ý nghĩa thống kê.

Bảng 3: Kết quả hồi qui mô hình logit (1)

Biến độc lập	Ký hiệu	Hệ số β	Hệ số (dY/dX)	Giá trị P
Hằng số		-7,6063		0,000
Tỷ lệ nợ của trang trại	X1	1,5306	0,3823	0,302
Giới hạn TDNH	X2	2,1940	0,4990	0,000
Chào hàng	X3	1,0549	0,2467	0,075
Quan hệ quen biết	X4	0,9917	0,2425	0,041
Thói quen mua chịu	X5	0,8340	0,2044	0,083
Có tiết kiệm	X6	0,9649	0,2360	0,042
Có lợi nhuận	X7	-0,6061	-0,1480	0,305
Giới tính của chủ trang trại	X8	-0,1437	-0,0358	0,785
Trình độ học vấn của chủ trang trại	X9	0,0472	0,0118	0,853
Tuổi của chủ trang trại	X10	0,1192	0,0298	0,000
Vị trí xã hội	X11	-0,7103	-0,1737	0,327
<i>Số quan sát</i>				150
<i>Prob > chi2</i>				0,000
<i>Pseudo R2</i>				0,3612
<i>Log likelihood</i>				-66,405172

Ghi chú: ***: mức ý nghĩa <1%, **: mức ý nghĩa <5%, *: mức ý nghĩa <10%. – Bỏ dòng này

Nguồn: kết quả xử lý từ số liệu điều tra năm 2011

Giới hạn tín dụng ngân hàng, với mức ý nghĩa < 1% và $\beta_2 = 2,1940$ cho thấy mối tương quan thuận giữa giới hạn TDNH với khả năng sử dụng TDTM của trang trại. Hơn nữa, với tác động biên (dY/dX) là 0,499 cho thấy trang trại bị giới hạn TDNH có khả năng sử dụng TDTM cao hơn 49,9% so với trang trại không bị giới hạn TDNH khi các yếu tố khác không đổi. Kết quả này phù hợp với quan điểm về sự thay thế: khi người vay bị giới hạn TDNH có xu hướng sử dụng TDTM nhiều hơn (Danielson và Scott, 2004 và Fabbri và Menichini, 2005). Kết quả này cũng phù hợp với kết luận của Danielson và Scott (2004), và Trần Ái Kết (2009).

Chào hàng, với mức ý nghĩa thống kê < 10%, với $\beta_3 = 1,0549$ cũng cho thấy mối tương quan thuận giữa biến chào hàng và khả năng sử dụng TDTM của trang trại. Với tác động biên 0,2467, cho thấy nếu các yếu tố khác không đổi, khi có chào hàng sẽ làm tăng khả năng sử dụng TDTM của trang trại cao hơn 24,67% so với trang trại không được chào hàng. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Peterson và Rajan (1997), Aaronson và ctv. (2004) và Trần Ái Kết (2009).

Quan hệ quen biết, với mức ý nghĩa thống kê < 5%, với $\beta_4 = 0,9917$ cho thấy quan hệ quen biết giữa nhà cung cấp và trang trại có tác động thuận đến khả năng sử dụng TDTM. Trang trại có sự quen biết với nhà cung cấp có khả năng sử dụng TDTM cao hơn trang trại không có sự quen biết, theo kết quả mô hình là cao hơn 24,25% (tác động biên 0,2425). Kết quả này phù hợp với lý thuyết về

lợi thế thông tin (Peterson và Rajan, 1997) và phù hợp với kết luận của Aaronson và ctv (2004) và Trần Ái Kết (2009).

Thói quen mua chịu, với mức ý nghĩa thống kê < 10% và $\beta_5 = 0,8340$ chứng tỏ thói quen mua chịu là yếu tố có tác động thuận đến khả năng sử dụng TDTM. Bên cạnh đó, tác động biên là 0,2044 cho biết trong khi các yếu tố khác không đổi, trang trại có thói quen mua chịu khả năng sử dụng TDTM cao hơn 20,44% so với các trang trại không có thói quen mua chịu. Kết quả phân tích cũng phù hợp với kỳ vọng đầu trong mô hình nghiên cứu và kết quả nghiên cứu của Trần Ái Kết (2009).

Có tiết kiệm, với mức ý nghĩa thống kê < 5% và $\beta_6 = 0,9649$ cho biết trang trại có tiết kiệm có khả năng sử dụng TDTM cao hơn so với trang trại không có tiết kiệm. Hơn nữa, tác động biên 0,2361 cho thấy khả năng sử dụng TDTM của trang trại có tiết kiệm cao hơn 23,61% so với trang trại không tiết kiệm khi các yếu tố khác không đổi. Kết quả này phù hợp với kết luận của Peterson và Rajan (1997), và kết quả nghiên cứu của Trần Ái Kết (2009).

Tuổi của chủ trang trại, với ý nghĩa thống kê ở mức < 1% và hệ số $\beta_{10} = 0,1192$ cho biết tương quan thuận giữa tuổi của chủ trang trại và khả năng sử dụng TDTM của trang trại. Giá trị tác động biên 0,0298 nói lên rằng nếu tuổi của trang trại tăng thêm 1 đơn vị thì khả năng sử dụng TDTM của trang trại tăng lên là 2,98% khi các yếu tố khác không đổi. Kết quả phân tích phù hợp với kỳ vọng,

khí tuổi của chủ trang trại càng cao thì số năm kinh nghiệm càng nhiều, và do đó khả năng thất bại trong sản xuất là nhỏ.

Ngoài ra, một số yếu tố khác có ảnh hưởng tới khả năng sử dụng TDTM của trang trại NTTS ở Kiên Giang: tỷ lệ nợ, có lợi nhuận, giới tính, trình độ học vấn và vị trí xã hội của chủ trang trại, tuy nhiên ảnh hưởng ở mức chưa có ý nghĩa thống kê.

2.3 Các yếu tố ảnh hưởng tới lượng tín dụng thương mại của trang trại

Mức độ sử dụng TDTM được đo lường bằng lượng giá trị mua chịu các yếu tố đầu vào. Để khắc phục vấn đề phương sai không đồng nhất do xu hướng qui mô, khối lượng tín dụng cần được điều chỉnh theo giá trị tổng tài sản (Kachova, 2005).

Để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến lượng vốn TDTM của trang trại, nghiên cứu áp dụng mô hình hồi quy Tobit.

Mô hình Tobit được trình bày như sau:

$$y_i = \begin{cases} y_1^* = \beta X_i + u_i (*) \\ 0 (**) \end{cases} \quad (2)$$

Trường hợp (*) nếu $y_i^* > 0$

Và (**) nếu $y_i^* \leq 0$

Trong đó:

– Y là lượng tín dụng thương mại, là biến phụ thuộc và được tính bằng tỷ lệ giá trị tín dụng thương mại trên giá trị tổng tài sản của trang trại.

– β : là hệ số hồi quy của mô hình

– u_i là sai số

– X_i : Các biến độc lập

Dựa trên cơ sở lý luận của Peterson và Rajan (1997), và kết quả nghiên cứu thực tiễn của Gustafson (2004), Danielson & Scott (2004), Fabbri và Menichini (2005), Kachova (2005) và Trần Ái Kết (2009), các biến độc lập và dự báo đầu kỳ vọng của các biến độc lập trong mô hình như sau:

– Giới hạn tín dụng ngân hàng (X_1): Giới hạn tín dụng ngân hàng là biến Dummy (=1: bị giới hạn, =0: không bị giới hạn). Dự báo X_1 có ảnh hưởng dương hoặc âm.

– Tài sản của trang trại (X_2): Tài sản của trang trại là tổng giá trị tài sản của trang trại. Dự báo X_2 có thể mang dấu dương hoặc âm.

– Có tiết kiệm (X_3): Có tiết kiệm là biến Dummy với giá trị 1 cho biết trang trại có tiết kiệm

và bằng 0 chứng tỏ trang trại không tiết kiệm. Dự báo X_3 có tác động dương hoặc âm.

– Có lợi nhuận (X_4): Có lợi nhuận trước năm điều tra là biến Dummy (=1: có lợi nhuận, =0: không có lợi nhuận). Dự báo X_4 có tác động âm hoặc dương.

– Chi phí nuôi trồng thủy sản (X_5): Nếu tổng chi phí nuôi trồng lớn cho thấy trang trại cần nhiều vốn dẫn đến sẽ cần lượng vốn lớn tín dụng thương mại. Do vậy kỳ vọng của biến này là mang dấu dương.

– Tổng thu nhập bình quân (X_6): Tổng thu nhập bình quân của trang trại năm trước điều tra. Dự báo biến này có ảnh hưởng dương hoặc âm.

– Trình độ học vấn (X_7): Trình độ học vấn của chủ trang trại. Dự báo biến này có thể tác động âm hoặc dương.

– Diện tích mặt nước nuôi (X_8): Diện tích mặt nước nuôi lớn sẽ cần nguồn đầu vào cho nuôi trồng lớn. Trang trại phải cần nguồn vốn lớn do đó kỳ vọng biến này có tác động dương đến lượng vốn tín dụng thương mại.

Kết quả chạy hồi quy Tobit mô hình (2) được trình bày ở Bảng 4. Số liệu ở Bảng 4 cho thấy xác suất lớn hơn giá trị kiểm định chi bình phương <1%, chứng tỏ sự phù hợp của mô hình, hơn nữa một số biến quan trọng ảnh hưởng ở mức có ý nghĩa thống kê 1%.

Có tiết kiệm có ảnh hưởng tới lượng TDTM ở mức có ý nghĩa thống kê < 1%. Với $\beta_3 = -26,677 < 0$, cho thấy tiết kiệm là yếu tố có tác động nghịch tới lượng vốn TDTM. Trang trại có tiết kiệm, có lượng TDTM ít hơn so với trang trại không tiết kiệm. Điều này có nghĩa là các trang trại có tiết kiệm thì có nhu cầu về lượng TDTM ít hơn mặc dù khả năng sử dụng TDTM là cao được chứng minh theo mô hình Logistic nhị phân. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả của Gustafson (2004).

Có lợi nhuận là một biến có tác động mạnh đến lượng vốn TDTM ở mức ý nghĩa < 1%; với $\beta_4 = 40,281$ cho biết lợi nhuận có tác động thuận đến lượng vốn TDTM. Kết quả này cũng phù hợp với kết luận của Peterson và Rajan (1997), và kết quả nghiên cứu của Trần Ái Kết (2009).

Chi phí sản xuất là biến ảnh hưởng ở mức có ý nghĩa thống kê < 1%, với $\beta_5 = 7,39$; chứng tỏ chi phí sản xuất có tác động thuận đến lượng TDTM của trang trại. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Summers và Wilson (2002), Gustafson (2004), và Trần Ái Kết (2009).

Bảng 4: Kết quả hồi qui mô hình Tobit các nhân tố ảnh hưởng đến lượng tín dụng thương mại của trang trại

Các yếu tố ảnh hưởng	Ký hiệu	Hệ số	Giá trị t	Giá trị P
Hàng số		-35,476	-3,80	0,000
Giới hạn TDNH	X1	-6,601	-1,06	0,289
Tài sản của trang trại	X2	-0,009	-0,84	0,400
Có tiết kiệm	X3	-26,677	-4,10	0,000
Lợi nhuận năm 2010	X4	40,281	5,87	0,000
Chi phí NTTS	X5	0,369	7,39	0,000
Tổng thu nhập bình quân của trang trại	X6	-0,015	-0,56	0,578
Trình độ học vấn của chủ trang trại	X7	0,595	0,64	0,524
Diện tích mặt nước của trang trại	X8	2,171	0,50	0,616
<i>Số quan sát</i>				150
<i>Giá trị kiểm định chi bình phương</i>				103,49
<i>Xác suất lớn hơn giá trị chi bình phương</i>				0,000
<i>Hệ số xác định R2 (%)</i>				11,41

Ghi chú: ***: mức ý nghĩa <1%. – Bỏ dòng này
 Nguồn: kết quả xử lý từ số liệu điều tra năm 2011

Ngoài ra, một số yếu tố khác: Giới hạn TDNH, tài sản của trang trại, diện tích mặt nước của trang trại và trình độ học vấn của chủ trang trại NTTS ở Kiên Giang; nhưng chưa ở mức có ý nghĩa thống kê.

3 KẾT LUẬN

Dựa trên cơ sở lý luận về TDTM, đồng thời vận dụng mô hình nghiên cứu thực nghiệm, chúng tôi nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng tới tín dụng thương mại của trang trại NTTS ở tỉnh Kiên Giang. Phân tích thông tin từ các trang trại được khảo sát cho thấy mua chịu con giống, thức ăn và thuốc thú y thủy sản là khá phổ biến, hơn nữa, giá trị mua chịu cũng khá cao, nhất là giá trị thức ăn thủy sản.

Phân tích hồi qui mô hình logit cho biết các nhân tố chủ yếu ảnh hưởng tới khả năng sử dụng TDTM của trang trại, bao gồm: giới hạn tín dụng ngân hàng, chào hàng, quan hệ quen biết, thói quen mua chịu, có tiết kiệm và tuổi chủ trang trại.

Phân tích hồi qui mô hình Tobit cho biết một số yếu tố quan trọng ảnh hưởng tới lượng vốn TDTM của trang trại, bao gồm: giới hạn tín dụng ngân hàng, có tiết kiệm, có lợi nhuận và chi phí NTTS của trang trại.

Kết quả nghiên cứu không những phù hợp với lý thuyết mà còn phù hợp với kết quả nghiên cứu thực nghiệm ở một số quốc gia trên thế giới, chứng tỏ TDTM là nguồn tín dụng bổ sung quan

trọng của kinh tế trang trại trong điều kiện TDNH bị giới hạn.

Để phát triển kinh tế trang trại nói chung và kinh tế trang trại NTTS nói riêng, cần nhận thức đúng về vai trò của TDTM, đồng thời chú ý đầy đủ tới các nhân tố ảnh hưởng để có các giải pháp quản lý và sử dụng hợp lý TDTM của trang trại.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Từ điển bách khoa toàn thư Việt Nam. <http://dictionary.bachkhoatoanthu.gov.vn>
2. Trần Ái Kết (2009), *Một số giải pháp chủ yếu về vốn tín dụng của trang trại nuôi trồng thủy sản ở tỉnh Trà Vinh*, Luận án Tiến sĩ kinh tế: 62.31.10.01, LA04.15059, Thư viện quốc gia Việt Nam.
3. Aaronson, D., Bostic, R.W., Huck, P., Townsend, R., 2004, Supplier relationships and small business use of trade credit, *Journal of Urban Economics* (55).
4. Danielson, M. G., & Scott, J. A., 2004, “Bank loan availability and trade credit demand”, *The Financial Review*, 39(4).
5. Fabbri, D., Menichini, A.C., 2005, *In Kind finance Collateral and Cheap Trade Credit*. Working Paper No 146. CSEF.
6. Greene, W.H., 2003, *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 5th ed.

7. Gustafson, R.C., 2004, Agribusiness Trade Credit – A Paradox, Agribusiness and Applied Economics Report No. 534.
8. Katchova, A.L., 2005, Factors Affecting Farm Credit Use, *Agricultural Finance Review*, 65.
9. Petersen, M. A., & Rajan, R. G., 1997, Trade credit: theories and evidence, *Review of Financial Studies*, 10(3).
10. Summers, B. and N. Wilson, 2002, An empirical Investigation of Trade Credit Demand, *International Journal of Economics of Business* 9 (2).