

## MỤC LỤC

### KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

<b>1. Lưu Thị Thùy Dương và Nguyễn Hoàng Long</b> - Tác động của các yếu tố cấu thành năng lực cạnh tranh dịch vụ ngân hàng bán lẻ tại Việt Nam. <b>Mã số: 131.1BMkt.11</b>	2
<i>The Impact of Factors Constituting Retail Banking Service Competitiveness in Vietnam</i>	
<b>2. Vũ Thị Thu Hương và Lê Thị Việt Nga</b> - Ảnh hưởng của rào cản kỹ thuật đến hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp: một kết quả nghiên cứu khảo sát. <b>Mã số: 131.IIEM.11</b>	11
<i>The Influence of Technical Barriers on Enterprises' Production and Trading: a Research Survey Result</i>	
<b>3. Phạm Tuấn Anh và Nguyễn Thị Thu Hồng</b> - Các yếu tố ảnh hưởng đến lựa chọn tiêu dùng bền vững trong lĩnh vực ăn uống: nghiên cứu trường hợp sinh viên các trường đại học tại khu vực Hà Nội. <b>Mã số: 131.1BMkt.11</b>	23
Factors affecting sustainable consumption choices in the dining sector: a study of university students in Hanoi	

### QUẢN TRỊ KINH DOANH

<b>4. Hồ Như Hải</b> - Đánh giá đội ngũ lãnh đạo cấp cao doanh nghiệp ngoài quốc doanh: một số vấn đề lý luận và thực tiễn. <b>Mã số: 131.2HRMg.21</b>	32
<i>The Evaluation of Senior Leaders Working in Non-state Enterprises: Theoretical and Practical Issues</i>	
<b>5. Ngô Thị Ngọc, Ngô Thùy Dung và Đặng Thu Trang</b> - Mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động của các công ty cổ phần ngành thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. <b>Mã số: 131.2Fiba.21</b>	43
<i>The Relationship between Capital Structure and the Performance of Listed Seafood Companies in Vietnamese Stock Market</i>	
<b>6. Đỗ Năng Thắng và Nguyễn Văn Huân</b> - Đề xuất cảnh báo rủi ro tín dụng trong cho vay khách hàng doanh nghiệp của ngân hàng thương mại ở Việt Nam. <b>Mã số: 131.2Fiba.21</b>	55
<i>Proposing Credit Risk Warning for Commercial Banks' Corporate Lending in Vietnam</i>	

### Ý KIẾN TRAO ĐỔI

<b>7. Quách Dương Tử và Nguyễn Thành Giang</b> - Sự khác biệt trong đầu tư cho giáo dục của hộ gia đình ở Việt Nam. <b>Mã số: 131.3OMIs.31</b>	64
<i>Differences in Education Investment of Households in Vietnam</i>	

# ĐỀ XUẤT CẢNH BÁO RỦI RO TÍN DỤNG TRONG CHO VAY KHÁCH HÀNG DOANH NGHIỆP CỦA NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI Ở VIỆT NAM

Đỗ Năng Thắng

Đại học Thái Nguyên

Email: dnthang@ictu.edu.vn

Nguyễn Văn Huân

Trường ĐH CNTT&TT, Đại học Thái Nguyên

Email: nvhuan@ictu.edu.vn

Ngày nhận: 12/03/2019

Ngày nhận lại: 26/04/2019

Ngày duyệt đăng: 14/05/2019

Xuất phát từ tính cấp thiết của tình hình thực tế, các ngân hàng thương mại cần có một công cụ quản trị rủi ro tín dụng hữu hiệu để hạn chế rủi ro. Nhóm tác giả đã đi khảo sát, nghiên cứu và đề xuất bộ các yếu tố tác động đến khả năng trả nợ của khách hàng cá nhân và tiến hành khảo sát. Đề tài sử dụng bộ dữ liệu gồm 210 mẫu quan sát. Sử dụng phần mềm SPSS làm sạch dữ liệu và chạy mô hình dựa trên hồi quy Binary logistics của Maddala xuất bản năm 1984 để tìm ra tác động của từng yếu tố riêng biệt của khách hàng ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của họ như thế nào. Nhóm tác giả cũng chỉ rõ thứ tự mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố quyết định đến khả năng trả nợ của khách hàng cá nhân, từ đó giúp các nhà quản lý ngân hàng có cái nhìn trực quan tốt hơn để ra quyết định cho vay chính xác, hạn chế rủi ro.

**Từ khóa:** mô hình cảnh báo, rủi ro tín dụng, mô hình logistics; yếu tố tài chính, yếu tố phi tài chính.

## 1. Đặt vấn đề

Rủi ro tín dụng là loại rủi ro lớn nhất mà các Ngân hàng thương mại phải đối mặt, đặc biệt trong bối cảnh cạnh tranh khốc liệt trong lĩnh vực kinh doanh tiền tệ như ngày nay. Có nhiều nguyên nhân dẫn đến rủi ro tín dụng, trong đó chủ yếu xuất phát từ phía khách hàng vay. Do đó việc đánh giá thông tin khách hàng làm căn cứ ra quyết định tín dụng là rất cần thiết. Trên thế giới đã có khá nhiều công trình nghiên cứu liên quan đến Cảnh báo rủi ro tín dụng, mỗi mô hình đều có những ưu điểm và nhược điểm riêng. Tuy nhiên mỗi mô hình chỉ tập trung vào một khía cạnh nhất định mà chưa bao quát và phân tán chi tiết trung, phân tích các yếu tố tài chính. Xuất phát từ thực tế đó, bài báo đề xuất mô hình cảnh báo rủi ro tín dụng dựa trên việc phân tích các yếu tố tài chính và phi tài chính nhằm ước tính xác suất trả và không trả được nợ vay của các khách hàng là các doanh nghiệp, từ đó giúp các ngân hàng thương mại có thể giảm thiểu được rủi ro tín dụng.

## 2. Tông quan nghiên cứu

Quản trị rủi ro tín dụng là hoạt động rất quan trọng được mọi ngân hàng quan tâm, hiện nay trên thế giới có khá nhiều các công trình nghiên cứu liên quan đến mảng nghiên cứu này, trong đó tiêu biểu là Mô hình Merton (1974) có vai trò mang tính khai sáng trong quản trị rủi ro tín dụng, mô hình này xác định khả năng trả nợ của một công ty dựa trên việc tính toán giá trị tài sản của công ty tại một thời điểm nào đó và so sánh nó với khoản nợ của công ty với giả thiết công ty có một khoản nợ duy nhất và phải trả tại một thời điểm duy nhất, đây là hạn chế của mô hình Merton vì hiện nay cơ cấu nợ của các công ty rất phức tạp. Để khắc phục những hạn chế của mô hình chấm điểm phụ thuộc khá nhiều vào dữ liệu định tính, [Altman (1977)] đã cho ra đời mô hình điểm số Z. Mô hình điểm số Z tính toán khả năng trả nợ của khách hàng dựa trên số liệu lịch sử của các yếu tố có ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của khách hàng. Mô hình điểm số Z đã sử dụng phương pháp

phân tích khác biệt đa nhân tố để lượng hóa xác suất vỡ nợ của người vay đã khắc phục được các nhược điểm của mô hình định tính, do đó góp phần tích cực trong việc kiểm soát rủi ro tín dụng tại các Ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, mô hình này phụ thuộc nhiều vào cách phân loại nhóm khách hàng vay có rủi ro và không có rủi ro. Mặt khác, mô hình đòi hỏi hệ thống thông tin đầy đủ cập nhật của tất cả các khách hàng. Yêu cầu này rất khó thực hiện trong điều kiện nền kinh tế thị trường không đầy đủ. Mô hình CreditMetrics, được JP Morgan giới thiệu vào năm 1997, là một mô hình được sử dụng phổ biến trong thực tiễn. Mô hình này có thể xem là có nguồn gốc từ mô hình Merton, tuy nhiên có một điểm khác biệt cơ bản giữa mô hình CreditMetrics với Merton. Đó là, nồng độ phá sản trong mô hình CreditMetrics được xác định từ xếp hạng tín dụng chứ không phải từ các khoản nợ. Do đó, mô hình này cho phép xác định cả xác suất vỡ nợ và xác suất suy giảm tín dụng. Tuy nhiên, do yêu cầu về sự ổn định của các hệ thống xếp hạng bên ngoài, nên mô hình CreditMetrics thường không phản ánh đúng tình hình tài chính của một công ty. Khi áp dụng mô hình CreditMetrics cho danh mục, ta cũng cần giả thiết phân phối chuẩn.

Nhìn chung mỗi mô hình đều có những ưu và nhược điểm riêng, hầu hết chỉ tập trung vào phân tích các yếu tố tài chính mà không đề cập đến các yếu tố phi tài chính. Trong thực tế sự ảnh hưởng của các yếu tố phi tài chính là rất lớn. Xuất phát từ nguyên nhân đó, bài báo đề xuất mô hình cảnh báo rủi ro tín dụng đối với trường hợp của khách hàng doanh nghiệp, từ đó giúp ngân hàng thương mại có thêm một công cụ trong việc trợ giúp ra quyết định tín dụng.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình lý thuyết - mô hình Logistics

Mô hình hồi quy Binary logistic [Maddala (1983)] là mô hình định lượng, trong đó biến phụ thuộc là biến giả, chỉ nhận 2 giá trị là 0 hoặc 1. Mô hình này được ứng dụng rộng rãi trong phân tích kinh tế nói chung và rủi ro tín dụng nói riêng. Cụ thể hơn, mô hình này có thể giúp Ngân hàng xác định khả năng khách hàng sẽ có rủi ro tín dụng (biến phụ thuộc) trên cơ sở sử dụng các nhân tố có ảnh hưởng đến khách hàng (biến độc lập).

Cấu trúc dữ liệu của mô hình Logistic:

**Bảng 1:** Quy ước biến phụ thuộc và độc lập

Biến	Ký hiệu	Loại
Phụ thuộc	Y	Nhiệt phán
Độc lập	X	Liên tục hoặc rời rạc

Y là biến nhị phân chỉ có thể nhận một trong hai giá trị 0 hoặc 1

Y=0: Khách hàng không có khả năng trả nợ

Y=1: Khách hàng có khả năng trả nợ

Xác suất đê Y=0: p

Xác suất đê Y=1: 1-p

Có 2 loại hồi quy logit:

Hồi quy logit đơn:

$$p = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X)}} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X}}$$

$$1 - p = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X}}$$

Odds của sự kiện xảy ra:

$$Odds = \frac{p}{1 - p} = \frac{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X}}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X)}} = e^{\beta_0 + \beta_1 X}$$

$$Ln(Odds) = Ln\left(\frac{p}{1 - p}\right) = \ln(e^{\beta_0 + \beta_1 X}) = \beta_0 + \beta_1 X$$

Hay:

$$Logit = Ln(Odds) = \beta_0 + \beta_1 X$$

Xem xét sự thay đổi của Odds khi biến độc lập (biến giải thích) X gia tăng thêm 1 đơn vị (từ X lên X+1). Chúng ta có:

$$\text{Khi } X=X_1 \rightarrow Ln(Odd^1) = \beta_0 + \beta_1 X_1$$

$$\text{Khi } X=X_1+1 \rightarrow Ln(Odd^2) = \beta_0 + \beta_1(X_1+1) = Ln(Odd^1) + \beta_1$$

$$\rightarrow \beta_1 = Ln(Odd^2) - Ln(Odd^1) = Ln\left(\frac{Odd^2}{Odd^1}\right) = LnOR$$

$$\rightarrow OR = e^{\beta_1}$$

Ý nghĩa: gia tăng 1 đơn vị của biến độc lập thì Odds<sup>2</sup> bằng  $e^{\beta_1}$  lần so với Odds<sup>1</sup>. Nếu  $e^{\beta_1} > 1$  (hay  $\beta_1 > 0$ ) thì Odds<sup>2</sup> tăng gấp  $e^{\beta_1}$  lần Odds<sup>1</sup> ( $Odds^2 = e^{\beta_1} * Odds^1$ ) và ngược lại nếu  $e^{\beta_1} < 1$  (hay  $\beta_1 < 0$ ) thì Odds<sup>2</sup> giảm  $e^{\beta_1}$  lần Odds<sup>1</sup>.

Cũng như trong hồi quy tuyến tính, chúng ta ước lượng các tham số  $\beta_0$  và  $\beta_1$  từ mẫu, rồi dùng các kiểm định thống kê phù hợp để xem xét ý nghĩa thống kê của chúng.

Giả thuyết kiểm định là:

$H_0: \beta_1 = 0 \rightarrow$  biến độc lập không tác động đến xác suất xảy ra sự kiện;

$H_1: \beta_1 \neq 0 \rightarrow$  biến độc lập có tác động đến xác suất xảy ra sự kiện.

Trường hợp hồi quy logit bội thì:

$$\text{Logit} = \ln(\text{Odds}) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k$$

### 3.2. Mô hình nghiên cứu đánh giá rủi ro tín dụng đối với khách hàng doanh nghiệp

#### Biến động lập

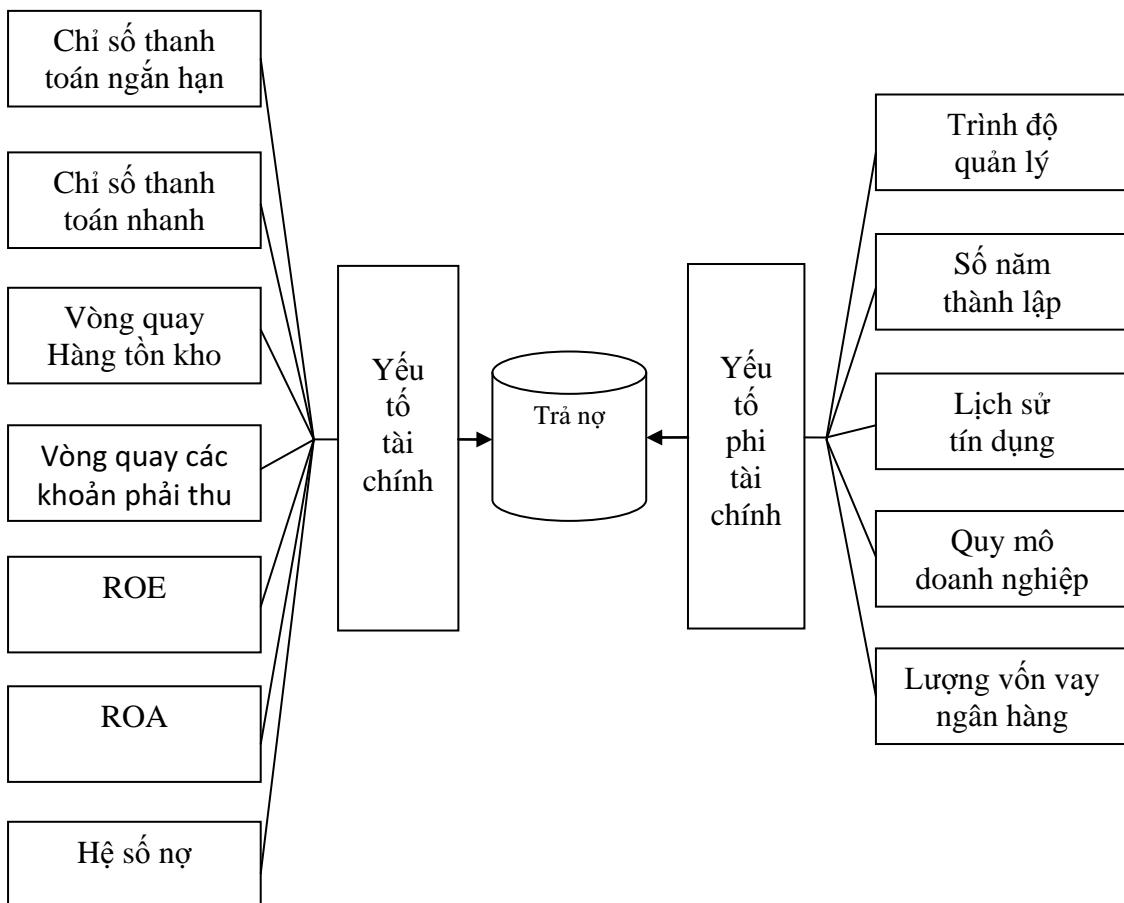
Phương trình hồi quy logistic tổng quát có dạng  $\ln(\text{odds}) = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + B_4 X_4 + B_5 X_5 + B_6 X_6 + B_7 X_7 + B_8 X_8 + B_9 X_9 + B_{10} X_{10} + B_{11} X_{11} + B_{12} X_{12}$

#### 3.3. Nguồn số liệu

Đề tài sử dụng bộ dữ liệu gồm 210 mẫu quan sát. Sử dụng phần mềm SPSS làm sạch dữ liệu và sử dụng mô hình hồi quy Binary logistics để tìm ra tác động của từng yếu tố riêng biệt của khách hàng ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của họ như thế nào.

#### 3.4. Hệ thống kiểm định của mô hình

Kiểm định Wald



**Hình 1:** Mô hình tác động của các biến độc lập ảnh hưởng đến khả năng trả nợ

#### Biến phụ thuộc

Y: Trả nợ

Y = 1: Nếu khách hàng có khả năng trả nợ

Y = 0: Nếu khách hàng không có khả năng trả nợ

Thực hiện phân tích hồi quy Binary logistics bằng SPSS ( Sig<0.05), ta được kết quả như bảng 3 sau:

Bảng 2: Thông tin các biến độc lập

STT	Tên biến	Thang đo	Giả thiết	Ký hiệu
1	Chỉ số khả năng thanh toán ngắn hạn	TSLĐ/Nợ ngắn hạn	+	X <sub>1</sub>
2	Chỉ số khả năng thanh toán nhanh	(TSLĐ-HTK)/Nợ ngắn hạn	+	X <sub>2</sub>
3	Vòng quay hàng tồn kho	Giá vốn hàng bán/Giá trị HTK bình quân	+	X <sub>3</sub>
4	Vòng quay các khoản phải thu	Doanh thu/Các khoản phải thu bình quân	+	X <sub>4</sub>
5	Hệ số nợ	Tổng nợ/Tổng tài sản	-	X <sub>5</sub>
6	Vốn vay ngân hàng	Chục tỷ đồng	-	X <sub>6</sub>
7	ROA	Lợi nhuận sau thuế/Tổng TS	+	X <sub>7</sub>
8	ROE	Lợi nhuận sau thuế/VCSH	+	X <sub>8</sub>
9	Trình độ quản lý	0: Dưới đại học 1: Từ đại học trở lên	- +	X <sub>9</sub>
10	Lịch sử tín dụng	0: Trả nợ đầy đủ và đúng hạn 1: Trả nợ không đúng hạn	+-	X <sub>10</sub>
11	Số năm thành lập	0: Dưới 3 năm 1: Từ 3 năm trở lên	- +	X <sub>11</sub>
12	Quy mô của doanh nghiệp	0: DNNVN 1: DN lớn	- +	X <sub>12</sub>

Ghi chú: TSLĐ: Tài sản lưu động; HTK: Hàng tồn kho; TS: Tài sản; VCSH: Vốn chủ sở hữu; DNNVN: Doanh nghiệp nhỏ và vừa

Bảng 3: Kiểm định ý nghĩa thống kê của các hệ số hàm hồi quy

Tên biến	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Chỉ số thanh toán ngắn hạn	4.293	1.613	7.084	1	0.008	73.161
Chỉ số thanh toán nhanh	3.139	1.489	4.441	1	0.035	23.076
Vòng quay hàng tồn kho	2.370	1.051	5.090	1	0.024	10.702
Vòng quay các khoản phải thu	0.930	0.455	4.178	1	0.041	2.534
Hệ số nợ	-2.349	1.134	4.292	1	0.038	0.095
Vốn vay ngân hàng	-0.262	0.125	4.427	1	0.035	0.769
ROE	0.115	0.057	4.097	1	0.043	1.122
ROA	0.340	0.159	4.582	1	0.032	1.405
Trình độ quản lý	3.342	1.441	5.378	1	0.020	28.269
Số năm hoạt động	2.997	1.433	4.372	1	0.037	20.032
Lịch sử tín dụng	-2.685	1.348	3.968	1	0.046	0.068
Quy mô doanh nghiệp	2.365	1.183	4.001	1	0.045	10.648
Constant	-19.141	6.709	8.139	1	0.004	.000

Từ kết quả phân tích hồi quy Logistics trên, ta thấy giá trị mức ý nghĩa sig của các biến độc lập đều có giá trị  $<0.05$ , nên các biến độc lập trong mô hình hồi quy Binary logistics có mối tương quan với biến phụ thuộc là biến TRA\_NO. Mức ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy trên đều có độ tin cậy trên 95%, dấu của các hệ số hồi quy phù hợp với giả thiết đưa ra ban đầu.

#### **Kiểm định mức độ phù hợp của mô hình (Kiểm định Omnibus)**

Dựa vào kết quả kiểm định mức độ phù hợp của mô hình, ta có sig  $<0.05$ , như vậy mô hình tổng quát cho thấy mối tương quan giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập trong mô hình có ý nghĩa thống kê với khoảng tin cậy trên 99%

#### **Kiểm định mức độ giải thích của mô hình**

Hệ số mức độ giải thích của mô hình:  $R^2$  Nagelkerke = 0.885. Điều này có nghĩa là 88.5% sự thay đổi của biến phụ thuộc được giải thích bởi 12 biến độc lập trong mô hình, còn lại là do các yếu tố khác.

#### **Kiểm định mức độ dự báo tính chính xác của mô hình**

trả nợ, mô hình dự báo chính xác là 31, vậy tỷ lệ đúng là 86.1%

- Trong 174 trả lời các cá nhân có khả năng trả được nợ, mô hình dự báo chính xác là 171, vậy tỷ lệ đúng là 98.3%

Tỷ lệ dự báo đúng của toàn bộ mô hình là 96.2%

#### **Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến**

Bài báo dựa vào Hệ số phỏng đại phương sai VIF để phát hiện Đa cộng tuyến (bảng 7)

**Bảng 4:** Kiểm định sự phù hợp của mô hình

	<b>Chi-square</b>	<b>df</b>	<b>Sig.</b>
Step	158.912	12	.000
Block	158.912	12	.000
Model	158.912	12	.000

**Bảng 5:** Kiểm định mức độ giải thích của mô hình

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	33.508 <sup>a</sup>	0.531	0.885

Nhìn vào bảng ta thấy Hệ số phỏng đại phương sai VIF của các biến đều  $< 4$  nên không có hiện tượng đa cộng tuyến xảy ra.

**Bảng 6:** Kiểm định mức độ dự báo tính chính xác của mô hình

Quan sát		Dự đoán		Tỷ lệ % chính xác
		Không có khả năng trả nợ	Có khả năng trả nợ	
Khả năng trả nợ	Không có khả năng trả nợ	31	5	86.1
	Có khả năng trả nợ	3	171	98.3
Tỷ lệ % tổng thể				96.2

- Trong 36 trả lời các cá nhân không có khả năng

Bảng 7: Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến

Mô hình	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số đã chuẩn hóa	Thống kê t	Thống kê Sig.	Thống kê đa cộng tuyến	
	B	Độ lệch chuẩn				Tolerance	VIF
(Hàng số)	-0.110	0.129		-0.855	0.393		
Chỉ số thanh toán ngắn hạn	0.091	0.041	0.140	2.233	0.027	0.440	2.271
Chỉ số thanh toán nhanh	0.030	0.040	0.046	0.754	0.451	0.459	2.178
Vòng quay hàng tồn kho	0.050	0.023	0.097	2.216	0.028	0.909	1.100
Vòng quay các khoản phải thu	0.055	0.013	0.195	4.268	0.000	0.833	1.201
Hệ số nợ	-0.256	0.059	-0.262	-4.340	0.000	0.476	2.102
Vốn vay ngân hàng	-0.003	0.002	-0.104	-1.690	0.093	0.459	2.180
ROE	0.002	0.002	0.101	1.296	0.196	0.285	3.504
ROA	0.001	0.002	0.032	0.562	0.575	0.543	1.841
Trình độ quản lý	0.235	0.057	0.199	4.116	0.000	0.746	1.340
Số năm hoạt động	0.127	0.054	0.118	2.353	0.020	0.695	1.440
Lịch sử tín dụng	-0.019	0.036	-0.024	-0.516	0.606	0.773	1.294
Quy mô doanh nghiệp	0.329	0.056	0.296	5.883	0.000	0.685	1.459
Constant	-19.141	6.709	8.139	1	0.004	.000	

#### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

##### 4.1. Mô hình cảnh báo rủi ro tín dụng

Tên biến	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Chỉ số thanh toán ngắn hạn	4.293	1.613	7.084	1	0.008	73.161
Chỉ số thanh toán nhanh	3.139	1.489	4.441	1	0.035	23.076
Vòng quay hàng tồn kho	2.370	1.051	5.090	1	0.024	10.702
Vòng quay các khoản phải thu	0.930	0.455	4.178	1	0.041	2.534
Hệ số nợ	-2.349	1.134	4.292	1	0.038	0.095
Vốn vay ngân hàng	-0.262	0.125	4.427	1	0.035	0.769
ROE	0.115	0.057	4.097	1	0.043	1.122
ROA	0.340	0.159	4.582	1	0.032	1.405
Trình độ quản lý	3.342	1.441	5.378	1	0.020	28.269
Số năm hoạt động	2.997	1.433	4.372	1	0.037	20.032
Lịch sử tín dụng	-2.685	1.348	3.968	1	0.046	0.068
Quy mô doanh nghiệp	2.365	1.183	4.001	1	0.045	10.648
Constant	-19.141	6.709	8.139	1	0.004	.000

Phương trình hồi quy logistic tổng quát có dạng:

$$\ln(\text{odds}) = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + B_5X_5 + B_6X_6 + B_7X_7 + B_8X_8 + B_9X_9 + B_{10}X_{10} + B_{11}X_{11} + B_{12}X_{12}$$

Từ bảng kết quả phân tích hồi quy logistic, ta viết được phương trình tương quan Logistic theo hướng kinh tế như sau:

$$\ln(\text{odds}) = -19.141 + 4.293 * X_1 + 3.139 * X_2 + 2.370 * X_3 + 0.930 * X_4 - 2.349 * X_5 - 0.262 * X_6 + 0.115 * X_7 + 0.340 * X_8 + 3.342 * X_9 + 2.997 * X_{10} - 2.685 * X_{11} + 2.365 * X_{12}$$

### 4.2. Phân tích kết quả hồi quy

#### 4.2.1. Biến Chỉ số thanh toán ngắn hạn

$$B_1 = 4.293, P_0 = 10\%, e^{B_1} = e^{4.293} = 73.161$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_1}}{1 - P_0(1 - e^{B_1})} = \frac{0.1 \times 73.161}{1 - 0.1(1 - 73.161)} = \frac{7.3161}{8.2161} = 0.89$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Chỉ số thanh toán ngắn hạn của doanh nghiệp tăng lên 1 đơn vị, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 89% (tăng lên 79% so với xác suất ban đầu là 10%)

#### 4.2.2. Biến Chỉ số thanh toán nhanh

$$B_2 = 3.139, P_0 = 10\%, e^{B_2} = e^{3.139} = 23.076$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_2}}{1 - P_0(1 - e^{B_2})} = \frac{0.1 \times 23.076}{1 - 0.1(1 - 23.076)} = \frac{2.3076}{3.2076} = 0.72$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Chỉ số thanh toán nhanh của doanh nghiệp tăng lên 1 đơn vị, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó 72% (tăng lên 62% so với xác suất ban đầu là 10%)

#### 4.2.3. Biến Vòng quay hàng tồn kho

$$B_3 = 2.370, P_0 = 10\%, e^{B_3} = e^{2.370} = 10.702$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_3}}{1 - P_0(1 - e^{B_3})} = \frac{0.1 \times 10.702}{1 - 0.1(1 - 10.702)} = \frac{1.0702}{1.9702} = 0.54$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Chỉ số vòng quay hàng tồn kho tăng lên 1 đơn vị, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 54% (tăng lên 44% so với xác suất ban đầu là 10%)

#### 4.2.4. Biến Vòng quay các khoản phải thu

$$B_4 = 0.930, P_0 = 10\%, e^{B_4} = e^{0.930} = 2.534$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_4}}{1 - P_0(1 - e^{B_4})} = \frac{0.1 \times 2.534}{1 - 0.1(1 - 2.534)} = \frac{0.2534}{1.1534} = 0.22$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Chỉ số vòng quay các khoản phải thu tăng lên 1, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 22% (tăng lên 12% so với xác suất ban đầu là 10%)

#### 4.2.5. Biến Hệ số nợ

$$B_5 = -2.349, P_0 = 10\%, e^{B_5} = e^{-2.349} = 0.095$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_5}}{1 - P_0(1 - e^{B_5})} = \frac{0.1 \times 0.095}{1 - 0.1(1 - 0.095)} = \frac{0.0095}{0.9095} = 0.01$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Hệ số nợ của doanh nghiệp tăng thêm 1, xác suất trả được nợ của cá nhân đó là 1% (giảm 9% so với xác suất ban đầu là 10%)

#### 4.2.6. Biến Vốn vay ngân hàng

$$B_6 = -0.262, P_0 = 10\%, e^{B_6} = e^{0.262} = 0.769$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_6}}{1 - P_0(1 - e^{B_6})} = \frac{0.1 \times 0.769}{1 - 0.1(1 - 0.769)} = \frac{0.0769}{0.9769} = 0.08$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu doanh nghiệp vay nhiều hơn 10 tỷ đồng, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 8% (giảm 2% so với xác suất ban đầu là 10%)

#### 4.2.7. Biến ROE

$$B_7 = 0.115, P_0 = 10\%, e^{B_7} = e^{0.115} = 1.122$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_7}}{1 - P_0(1 - e^{B_7})} = \frac{0.1 \times 1.122}{1 - 0.1(1 - 1.122)} = \frac{0.1122}{1.0122} = 0.11$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Chỉ số ROE của doanh nghiệp tăng lên 1, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 11% (tăng lên 1% so với xác suất ban đầu là 10%)

### 4.2.8. Biến ROA

$$B_8 = 0.340, P_0 = 10\%, e^{B_8} = e^{0.340} = 1.405$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_8}}{1 - P_0(1 - e^{B_8})} = \frac{0.1 \times 1.405}{1 - 0.1(1 - 1.405)} = \frac{0.1405}{1.0405} = 0.14$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu chỉ số ROA của doanh nghiệp tăng lên 1, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 14% (tăng 4% so với xác suất ban đầu là 10%)

### 4.2.9. Biến Trình độ quản lý

$$B_9 = 3.342, P_0 = 10\%, e^{B_9} = e^{3.342} = 28.269$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_9}}{1 - P_0(1 - e^{B_9})} = \frac{0.1 \times 28.269}{1 - 0.1(1 - 28.269)} = \frac{2.8269}{3.7269} = 0.76$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Trình độ của doanh nghiệp tăng lên 1 cấp, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 76% (tăng 66% so với xác suất ban đầu là 10%)

### 4.2.10. Biến Số năm hoạt động

$$B_{10} = 2.997, P_0 = 10\%, e^{B_{10}} = e^{2.997} = 20.032$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_{10}}}{1 - P_0(1 - e^{B_{10}})} = \frac{0.1 \times 20.032}{1 - 0.1(1 - 20.032)} = \frac{2.0032}{2.9032} = 0.69$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu Số năm hoạt động của doanh nghiệp tăng lên 1 năm, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 69% (tăng 59% so với xác suất ban đầu là 10%)

### 4.2.11. Biến Lịch sử tín dụng

$$B_{11} = -2.685, P_0 = 10\%, e^{B_{11}} = e^{-2.685} = 0.068$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_{11}}}{1 - P_0(1 - e^{B_{11}})} = \frac{0.1 \times 0.068}{1 - 0.1(1 - 0.068)} = \frac{0.0068}{0.9032} = 0.09$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu doanh nghiệp có Lịch sử tín dụng không tốt, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 9% (giảm 1% so với xác suất ban đầu là 10%).

### 4.2.12. Biến Quy mô doanh nghiệp

$$B_{12} = 2.365, P_0 = 10\%, e^{B_{12}} = e^{2.365} = 10.648$$

$$P_1 = \frac{P_0 \times e^{B_{12}}}{1 - P_0(1 - e^{B_{12}})} = \frac{0.1 \times 10.648}{1 - 0.1(1 - 10.648)} = \frac{1.0648}{1.9648} = 0.54$$

Nếu xác suất trả được nợ ban đầu là 10%, khi các yếu tố khác không đổi, nếu doanh nghiệp có Quy mô lớn hơn, xác suất trả được nợ của doanh nghiệp đó là 54% (tăng 44% so với xác suất ban đầu là 10%)

### 4.3. Xác định mức độ ảnh hưởng của các biến độc lập đến biến Trả nợ (Phụ thuộc)

#### 5. Kết luận

Rủi ro tín dụng mang lại hậu quả rất lớn cho các ngân hàng. Tuy nhiên việc đổi mới với nó là tất yếu đối với mọi ngân hàng đặc biệt trong bối cảnh cạnh tranh khốc liệt như ngày nay.

Bài báo đề xuất mô hình cảnh báo rủi ro tín dụng trên cơ sở phân tích các yếu tố ảnh hưởng ở cả hai khía cạnh là tài chính và phi tài chính, từ đó giúp các nhà quản lý ngân hàng có thêm một công cụ để phân tích và nhận biết những doanh nghiệp có nguy cơ mất khả năng trả nợ, đồng thời mô hình cho biết những yếu tố ảnh hưởng mạnh đến rủi ro tín dụng để các nhà quản lý có chính sách tập trung phù hợp.♦

#### Tài liệu tham khảo:

1. Maddala, GS (1983), *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
2. Altman, Edward I (1968), *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction Of Corporate Bankruptcy*, Journal of Finance, 23(4): 589-609.
3. J.P.Morgan (1997), *Introduction to CreditMetrics*, United States.
4. Merton, Robert C (1972), *On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates*, Journal of Finance, v29, 449-470.
5. Hoàng Trọng, Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008), *Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS*, Nhà xuất bản Hồng Đức.

*Mức độ ảnh hưởng của các biến độc lập đến biệt Trả nợ*

STT	BIÉN	B	EXP(B)	Xác suất ban đầu	Tốc độ tăng (Giảm) %	Mức độ ảnh hưởng
				$P_0 = 10\%$	$P_1$	
1	Chỉ số khả năng thanh toán ngắn hạn	4.293	73.161	89	79	1
2	Chỉ số khả năng thanh toán nhanh	3.139	23.076	72	62	3
3	Vòng quay hàng tồn kho	2.370	10.702	54	44	5
4	Vòng quay các khoản phải thu	0.930	2.534	22	12	6
5	Hệ số nợ	- 2.349	0.095	1	-9	7
6	Vốn vay ngân hàng	- 0.262	0.769	8	-2	9
7	ROA	0.115	1.122	11	1	10
8	ROE	0.340	1.405	14	4	8
9	Trình độ quản lý	3.342	28.269	76	66	2
10	Lịch sử tín dụng	2.997	20.032	69	59	4
11	Số năm hoạt động	- 2.685	0.068	9	-1	10
12	Quy mô doanh nghiệp	2.365	10.648	54	44	5

6. Donald J. Bowersox, David J. Closs (2001), *Logistical Management: The Integrated Supply Chain Process*, Michigan State University, United States.

7. J. Scott Long & Jeremy Freese (2001), *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, A Stata Press Publication.

### Summary

Due to the actual necessity, commercial banks need an effective credit risk management tool to limit risks. The authors has carried out survey, studied and proposed a set of factors affecting the repayment ability of individual customers and conducted

surveys. The research uses the data of 210 observation samples. SPSS software has been used to screen out data and the model has been run basing on Maddala's Binary logistics regression model published in 1984 to find out the impact of each individual element of customers affecting their repayment prospects. The group of authors also specified the sequence of influence level of each factor determining the ability to repay of individual customers, thereby helping bank managers have a better visual view to make precise borrowing decisions and reduce risks.