

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Nguyễn Thị Cẩm Vân** - Tác động của các nhân tố kinh tế, xã hội và môi trường đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam. **Mã số: 161.ISMET.11** 3
Impacts of Economic, Social and Environmental Factors on Renewable Energy Consumption in Vietnam
- 2. Nguyễn Xuân Thuận, Trần Bá Tri và Quách Dương Tử** - Tác động của công bố thông tin đến lợi nhuận của các công ty niêm yết trên Sàn giao dịch Chứng khoán Việt Nam. **Mã số: 161.1FiBa.11** 13
The Impact of Information Disclosure on Firm Performance of Listed Companies on the Vietnamese Stock Market

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 3. Nguyễn Trần Bảo Trân, Nguyễn Thị Bích Thủy và Cao Trí Dũng** - Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định tiếp tục sử dụng công nghệ thông tin và truyền thông ITC - nghiên cứu đối với các doanh nghiệp trong lĩnh vực du lịch tại Thành phố Đà Nẵng. **Mã số: 161.2TRMg.21** 22
Factors Influencing Continuance Usage Intention of Information and Communication Technology - Evidence from Tourism Sector in Da Nang City
- 4. Lượng Văn Quốc và Nguyễn Thanh Long** - Tác động của trải nghiệm khách hàng đến lòng tin, sự hài lòng khách hàng và giá trị thương hiệu: trường hợp mua hàng trực tuyến tại thị trường bán lẻ Thành phố Hồ Chí Minh. **Mã số: 161.2TrEM.21** 35
The Impact of Customer Experience on Trust, Customer Satisfaction And Brand Equity: Case of Online Shopping in Ho Chi Minh City Retail Market

- 5. Vũ Xuân Dũng** - Các yếu tố nhân thân ảnh hưởng tới xác suất nợ quá hạn của khách hàng cá nhân vay vốn tại Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn Việt Nam, chi nhánh Tây Đô. **Mã số: 161.2FiBa.21** 51
Personal Factors Affecting The Probability of Overdue Debt of Individual Customers Borrowing Loans at Bank for Agriculture and Rural Development of Vietnam, Tay Do Branch
- 6. Nguyễn Thị Nga** - Vai trò của rủi ro và niềm tin trong việc giải thích ý định sử dụng ngân hàng trực tuyến của khách hàng cá nhân tại khu vực miền Trung. **Mã số: 161.2FiBa.21** 66
The Roles of Risks And Trusts in Explain The Intention to Use Online Banking of Personal Customers in Central Region
- 7. Trần Xuân Quỳnh và Phan Trần bảo Trâm** - Tác động của trải nghiệm sau mua đến sự hài lòng và dự định hành vi của khách hàng trực tuyến đối với các trang thương mại điện tử tại Việt Nam. **Mã số: 161.2BMkt.21** 78
The Effects of Post-Purchase Experiences in Online Shopping on Customer Satisfaction and Behavioral Intention Towards E-Commerce Platforms in Vietnam.

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 8. Bùi Thị Thanh và Nguyễn Lê Duyên** - Tác động của định hướng nghề nghiệp thay đổi liên tục lên cân bằng công việc - cuộc sống của người lao động trong các doanh nghiệp công nghệ thông tin trên địa bàn Thành phố Hồ Chí Minh. **Mã số: 161.3HRMg.31** 91
Linking Protean Career Orientation to Employees' Work - Life Balance of Information Technology Companies in Ho Chi Minh City
- 9. Hà Kiên Tân, Trần Thế Hoàng và Bùi Thanh Nhân** - Mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo đích thực, vốn tâm lý đến chất lượng khám chữa bệnh của bác sĩ. **Mã số: 161.3HRMg.31** 103
The Relationship Between Authentic Leadership, Psychological Capital and Quality of Physician Care

CÁC YẾU TỐ NHÂN THÂN ẢNH HƯỞNG TỚI XÁC SUẤT NỢ QUÁ HẠN CỦA KHÁCH HÀNG CÁ NHÂN VAY VỐN TẠI NGÂN HÀNG NÔNG NGHIỆP VÀ PHÁT TRIỂN NÔNG THÔN VIỆT NAM, CHI NHÁNH TÂY ĐÔ

Vũ Xuân Dũng

Trường Đại học Thương mại

Email: vuxuandung2015@gmail.com

Ngày nhận: 01/10/2021

Ngày nhận lại: 22/12/2021

Ngày duyệt đăng: 24/12/2021

Nhằm cung cấp thêm cách nhìn về việc sử dụng các công cụ đo lường rủi ro tín dụng cá nhân tại các chi nhánh ngân hàng thương mại Việt Nam, nghiên cứu này đã thu thập dữ liệu từ 386 hồ sơ khách hàng cá nhân vay vốn tại Agribank - chi nhánh Tây Đô và áp dụng kỹ thuật hồi quy logistic. Kết quả cho thấy có 8 yếu tố gồm Tuổi, Tình trạng hôn nhân, Học vấn, Tài sản bảo đảm, Thu nhập trước vay, Thu nhập sau vay, Thời hạn vay, Lịch sử tín dụng đều có ảnh hưởng có nghĩa thống kê đến rủi ro tín dụng cá nhân với mức độ giải thích của mô hình là $-0,982,6\%$. Nghiên cứu cũng đã đưa ra khuyến nghị đối với Agribank - chi nhánh Tây Đô nói riêng và các chi nhánh ngân hàng thương mại Việt Nam nói chung về việc sử dụng mô hình hồi quy logistic và xem trọng các yếu tố thu nhập và lịch sử tín dụng thay vì quá chú trọng đến yếu tố tài sản bảo đảm.

***Từ khóa:** rủi ro tín dụng, đo lường rủi ro tín dụng, xác suất nợ quá hạn, hồi quy logistic.*

***JEL Classifications:** G21*

1. Giới thiệu

Đo lường rủi ro tín dụng cá nhân là mảng công việc quan trọng trong quản trị rủi ro tín dụng cá nhân cơ sở cho việc đưa ra các phán quyết tín dụng và áp dụng các biện pháp theo dõi nợ đối với khách hàng. Ở Việt Nam, trong thời gian qua, cùng với việc mở rộng và phát triển nhanh chóng các sản phẩm và phương thức cung cấp tín dụng cá nhân, các ngân hàng thương mại (NHTM) đã và đang hoàn thiện mô hình quản trị rủi ro tín dụng cá nhân theo hướng áp dụng các mô hình quản trị rủi ro tín dụng tập trung và bán tập trung, xây dựng các quy trình thu thập thông tin, thẩm định, kiểm soát, giám sát và xử lý rủi ro tín dụng rõ ràng. Trong thực tế, nhiều NHTM đã áp dụng các tiêu chuẩn “5C” hoặc “6C” để đánh giá khả năng đáp ứng điều kiện tín dụng đối với khách hàng cá nhân. Bên cạnh đó, phải kể đến những thành công trong xây dựng và triển

khai hệ thống xếp hạng tín dụng nội bộ áp dụng riêng cho nhóm khách hàng cá nhân. Đồng thời, với sự vận hành hệ thống xếp hạng tín dụng khách hàng cá nhân của Trung tâm thông tin tín dụng quốc gia (CIC), các NHTM có được sự thuận lợi hơn trong tham chiếu thông tin để đưa ra các quyết định cho vay cũng như phân loại và theo dõi nợ của khách hàng. Điều này cho thấy những đổi mới của các NHTM trong tiến trình vận dụng các chuẩn mực quốc tế về quản trị rủi ro vào điều kiện cụ thể tại Việt Nam (Lê Thị Thanh Tân, Đặng Thị Việt Đức, 2016). Trong hệ thống xếp hạng tín dụng nội bộ, người cho vay chủ yếu dựa trên các thông tin thu thập từ khách hàng về đặc điểm cá nhân, khả năng tài chính, mức sống và lịch sử tín dụng của họ. Mỗi khách hàng vay nợ được chấm một điểm tín dụng thể hiện mức độ tín nhiệm và khả năng trả nợ (Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat (2019). Mặc dù kỹ

thuật này có thể cung cấp thông tin nhanh chóng, kịp thời phục vụ cho việc ra các quyết định tín dụng, song lại mang nhiều tính chủ quan trong đánh giá, xếp hạng và không thể giải quyết triệt để các vấn đề của bất cân xứng thông tin có thể gặp phải. Bên cạnh đó, việc sử dụng các kỹ thuật chấm điểm tín dụng để xếp hạng tín dụng nội bộ chưa có sự thống nhất về tiêu chí và thang điểm đánh giá của các NHTM, đồng thời chưa thể giúp cho việc dự báo rủi ro tín dụng cá nhân trước và sau giải ngân của NHTM. Để góp phần giải quyết bất cập này, các phương pháp xác định xác suất nợ quá hạn dựa trên dữ liệu thống kê sẽ là giải pháp hỗ trợ tốt cho khuynh hướng lựa chọn khách hàng cá nhân để cho vay an toàn hơn. Xuất phát từ thực tế đó, trên cơ sở thu thập dữ liệu khách hàng cá nhân tại một chi nhánh NHTM điển hình là Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn Việt Nam (Agribank), Chi nhánh Tây Đô, bài báo tiến hành thực nghiệm mô hình hồi quy logistic về ảnh hưởng của các yếu tố đến rủi ro tín dụng cá nhân nhằm làm rõ ý nghĩa của việc áp dụng mô hình này trong đo lường rủi ro tín dụng và dự báo khả năng trả nợ của khách hàng cá nhân trước và sau thời điểm giải ngân.

2. Tổng quan nghiên cứu và khuôn khổ lý thuyết

2.1. Khuôn khổ lý thuyết

Đo lường rủi ro tín dụng là các nỗ lực liên quan đến việc ước tính xác suất của một sự kiện bất lợi xảy ra và tác động tiềm tàng của nó đến kết quả hoạt động tín dụng của tổ chức tín dụng (Karen A. Horcher, 2005). Việc đo lường rủi ro tín dụng cá nhân có thể được thực hiện bằng nhiều phương thức khác nhau, trong đó, đánh giá và xếp hạng tín dụng cá nhân được xem là phương thức rất thông dụng hiện nay. Theo Abdou, H. & Pointon, J. (2011), có hai phương pháp xếp hạng tín dụng cá nhân chủ yếu được sử dụng gồm phương pháp chuyên gia và phương pháp thống kê. Trong đó, phương pháp chuyên gia là phương pháp thu thập và xử lý những thông tin thu được qua hỏi ý kiến các chuyên gia am hiểu sâu trong lĩnh vực tín dụng để xác định rủi ro và chất lượng của khoản tín dụng. Phương pháp này có ưu điểm là tận dụng được kinh nghiệm và kiến thức chuyên sâu của các chuyên gia. Tuy nhiên, lại gây ra những tốn kém chi phí và thời gian để thực hiện. Phương pháp thống kê là phương pháp xếp hạng tín dụng dựa trên các số liệu thống kê thu thập từ khách hàng và sử dụng các kỹ thuật kiểm định

thống kê để phát hiện ra các biến số ảnh hưởng tới rủi ro tín dụng. Phương pháp này có thể được thực hiện khá nhanh với chi phí thấp và cho kết quả khách quan. Tuy nhiên, nếu quy mô quan sát không đủ lớn, chất lượng dữ liệu không đảm bảo hoặc mô hình không phù hợp thì phương pháp này khó đảm bảo độ tin cậy. Do tính khách quan của phương pháp thống kê nên phương pháp này được sử dụng phổ biến hơn trong xếp hạng tín dụng cá nhân và thường được thực hiện thông qua các mô hình chấm điểm tín dụng bằng các kỹ thuật khác nhau như thống kê mô tả dựa trên các tiêu chí và thang điểm cụ thể hoặc hồi quy tuyến tính, hồi quy logistic,...

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Phương pháp hồi quy logistic là một trong những phương pháp được sử dụng rộng rãi nhất trong đo lường rủi ro tín dụng cá nhân (Abdou, H. & Pointon, J., 2011). Trong phương pháp này, yếu tố phản ánh rủi ro tín dụng cá nhân luôn là biến phụ thuộc dạng nhị phân nhận một trong hai giá trị (0;1). Có những nghiên cứu sử dụng biến phụ thuộc phản ánh trạng thái rủi ro dưới hình thức là sự tuân thủ/không tuân thủ hợp đồng (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010) hoặc phản ánh trạng thái rủi ro là tốt/xấu (Li Shuai & cộng sự, 2013; Hussein A. Abdou và cộng sự, 2019). Một số nghiên cứu sử dụng biến phụ thuộc là biến nhị phân thể hiện tình trạng trả nợ đúng hạn/quá hạn theo tiêu chuẩn phân loại nợ (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Bùi Hữu Phước & cộng sự, 2018). Việc sử dụng biến phụ thuộc phản ánh rủi ro tín dụng dựa vào hành vi của khách hàng thể hiện qua sự tuân thủ/không tuân thủ hợp đồng hoặc trả nợ đúng hạn/quá hạn theo tiêu chuẩn phân loại nợ là tùy thuộc và bản chất dữ liệu mà nhà nghiên cứu tiếp cận được, song tất cả đều phản ánh được rủi ro tín dụng của khách hàng ở các cách tiếp cận khác nhau.

Về các biến quan sát các yếu tố tác động đến rủi ro tín dụng của khách hàng cá nhân có thể bao gồm các biến nhận diện đặc tính cá nhân người vay, tình hình tài chính, tài sản và gia đình người vay, đặc điểm của khoản vay và hành vi của người vay. Các biến nhận diện đặc tính cá nhân của người vay thường gồm Tuổi, Giới tính, Tình trạng hôn nhân. Biến Giới tính (nam/nữ) và Tình trạng hôn nhân (độc thân/đã kết hôn) được định dạng là biến nhị phân, còn biến Tuổi hoặc là biến liên tục tính theo

tuổi thực tế của người vay (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019), hoặc được định dạng là biến phân loại theo các nhóm tuổi (A. Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007). Biến Nghề nghiệp là biến được phân loại theo cách tiếp cận khác nhau như theo đòi hỏi về kỹ năng (Không đòi hỏi về kỹ năng được đào tạo; đòi hỏi ít kỹ năng được đào tạo; đòi hỏi đủ các kỹ năng được đào tạo) (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010) hoặc theo lĩnh vực hoạt động (Lao động tự do; kinh doanh; làm công việc văn phòng) (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019). Biến Trình độ học vấn được định dạng là biến phân loại theo các tiêu thức khác nhau như chia thành 4 nhóm (Dưới trung học phổ thông; trung học phổ thông; đại học; sau đại học) (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007) hoặc thành 2 nhóm (tốt nghiệp đại học; chưa tốt nghiệp đại học) (Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019). Một số nghiên cứu sử dụng thêm biến Số năm làm việc và được định dạng là biến phân loại theo nhận định của nhà nghiên cứu (Dinh & Kleimeier, 2007; Li Shuai & cộng sự, 2013). Các biến phản ánh điều kiện vật chất và quy mô gia đình của người vay gồm Chỗ ở được nhận diện theo 2 nhóm (nội thành; ngoại thành) (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019) hoặc 3 nhóm (đi thuê; sở hữu; sử dụng miễn phí) (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013), hoặc 4 nhóm (sở hữu nhà; đi thuê; ở với bố mẹ; khác) (Dinh & Kleimeier, 2007); Số người phụ thuộc được một số nghiên cứu sử dụng do có trong tập dữ liệu khai thác và được nhận diện theo số lượng thực tế (Li Shuai & cộng sự, 2013; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019) hoặc chia thành 4 nhóm (0; 1; 2; 3; >3) (Dinh & Kleimeier, 2007). Một số nghiên cứu còn sử dụng thêm biến Điện thoại (A. Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007) hoặc biến Phương tiện giao thông (Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019) và được nhận diện theo 2 nhóm (có; không).

Các biến phản ánh tình hình tài chính của người vay được các nhà nghiên cứu sử dụng khá đa dạng và tùy thuộc vào nguồn dữ liệu khai thác. Một số nghiên cứu sử dụng biến Tình trạng tài khoản tiết kiệm, Tình trạng tài khoản thanh toán hay Tài khoản séc và được nhận diện theo 4 nhóm (không có số dư;

số dư thấp; số dư trung bình; số dư lớn) (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010) hoặc chia khoảng theo 5 nhóm (Li Shuai & cộng sự, 2013). Biến Tỷ lệ thu nhập còn lại dùng để trả góp được nhận diện theo phân khoảng thành 4 nhóm (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010), Tổng thu nhập hàng tháng, Tổng chi tiêu hàng tháng được nhận diện chia khoảng theo 3 nhóm (dưới trung bình; trung bình; trên trung bình) (A. Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989), Tổng thu nhập hàng năm được chia khoảng theo 4 nhóm (Dinh & Kleimeier, 2007) và việc định dạng phân khoảng này gắn với ý nghĩa đánh giá thang bậc thu nhập của người vay, song có nghiên cứu sử dụng biến Thu nhập ròng hàng tháng và định dạng là dạng biến liên tục nhận giá trị thực tế của thu nhập (Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019).

Các biến phản ánh đặc điểm của khoản vay cũng được các nhà nghiên cứu sử dụng để xem xét ảnh hưởng có thể đến rủi ro tín dụng. Biến Số tiền vay được định dạng là biến liên tục nhận diện theo giá trị thực tế (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019). Các biến Mục đích vay được nhận diện theo nội dung sử dụng tiền vay (mua nhà, mua ô tô, du học,...) (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010) hoặc được chia thành 2 nhóm (tiêu dùng; phát triển kinh doanh) (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019;). Thời hạn vay được định dạng là biến liên tục nhận giá trị thực tế (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Li Shuai & cộng sự, 2013), hoặc được chia thành 3 nhóm (ngắn hạn, trung hạn, dài hạn) (A. Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007). Biến Tài sản bảo đảm được định dạng là biến nhị phân hay phân loại theo 2 nhóm (có; không có) (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019).

Các biến mô tả hành vi của người vay được sử dụng cũng khá đa dạng và tùy thuộc vào nguồn dữ liệu và khả năng khai thác của nhà nghiên cứu. Các biến được sử dụng là Số lần vay, Số lần trả góp, Số lần chưa trả góp, Số ngày quá hạn và được định dạng là biến liên tục nhận giá trị thực tế (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019), trong khi đó biến Lịch sử tín dụng được định dạng là biến nhị phân được nhận diện theo 3 nhóm (không ghi lịch

sử; có lịch sử tốt; có lịch sử không tốt) (Li Shuai & cộng sự, 2013) hoặc theo 2 nhóm (chưa từng có nợ quá hạn/đã từng có nợ quá hạn) (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010).

Về số lượng biến giải thích và sự kết hợp định dạng biến giải thích trong mô hình nghiên cứu. Các nghiên cứu không có sự thống nhất về số lượng biến giải thích đưa vào mô hình nghiên cứu bởi lẽ tùy thuộc vào nguồn dữ liệu và khả năng khai thác của nhà nghiên cứu. Một số nghiên cứu sử dụng kết hợp giữa nhóm biến giải thích là biến nhị phân, biến phân loại, phân khoảng với một số biến giải thích là biến liên tục (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019), song cũng có những nghiên cứu không sử dụng biến liên tục mà chỉ sử dụng biến giải thích là biến nhị phân kết hợp với biến phân loại, phân khoảng (A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007).

Về mẫu khảo sát, một số nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu thu thập từ mẫu khảo sát có quy mô lớn lên đến trên 1000 hồ sơ khách hàng cá nhân do một NHTM (Robert P. Lieli & Halbert White, 2019; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019) hay một tổ chức tài chính vi mô cung cấp (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019). Tuy nhiên, cũng có những nghiên cứu thu thập dữ liệu từ mẫu khảo sát có quy mô từ trên 100 đến khoảng 500 hồ sơ khách hàng của một NHTM (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016) hay một chi nhánh NHTM (Đặng Thanh Sơn, 2018; Bùi Hữu Phước và cộng sự, 2018). Điều này cho thấy, quy mô mẫu khảo sát tùy thuộc vào cách tiếp cận và nguồn dữ liệu mà nhà nghiên cứu có được.

Về kết quả hồi quy, Biến Tuổi không đem lại ý nghĩa thống kê trong các mô hình nghiên cứu khi được định dạng là biến liên tục (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016). Trong đó khi biến này được định dạng là biến phân loại thì lại có ảnh hưởng có nghĩa thống kê ngược chiều đến khả năng vỡ nợ hay rủi ro tín dụng (A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989). Biến Giới tính được tìm thấy là có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê và ngược chiều đến khả năng vỡ nợ ở một số nghiên cứu (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Ghita Bennounaa &

Mohamed Tkiouat, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007) với hệ số lần lượt là 0.247, - 0.738, -1.557 và được giải thích là rủi ro của nữ có xu hướng thấp hơn nam. Tuy nhiên, cũng có nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa thống kê của Giới tính đến Rủi ro tín dụng (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989). Phần lớn các nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa thống kê của Tình trạng hôn nhân đến Rủi ro tín dụng do có tương quan chặt với các biến khác. Tuy nhiên, cũng có một số nghiên cứu lại tìm thấy rằng Tình trạng hôn nhân có ảnh hưởng ngược chiều đến Rủi ro tín dụng (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019) với hệ số tương ứng là -0.843, 0.99 và được giải thích là kết hôn làm tăng khả năng vỡ nợ của khách hàng. Trình độ học vấn không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến Rủi ro tín dụng trong nghiên cứu của Dinh & Kleimeier, 2007, song lại có ảnh hưởng ngược chiều đến khả năng vỡ nợ trong nghiên cứu của Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019 có hệ số là -1.231 với ý nghĩa trình độ giáo dục càng cao thì Rủi ro tín dụng càng thấp. Mặc dù có nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa của Nghề nghiệp với Rủi ro tín dụng (Li Shuai & cộng sự, 2013) với mức độ ảnh hưởng không đáng kể (hệ số 0.064), song hầu hết là không tìm thấy mối quan hệ này. Kinh nghiệm làm việc được tìm thấy có ảnh hưởng có ý nghĩa đến Rủi ro tín dụng ở một số nghiên cứu (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989), song cũng có trường hợp không có ý nghĩa (Li Shuai & cộng sự, 2013).

Các nghiên cứu đều không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa thống kê của các biến Chỗ ở và Phương tiện giao thông với Rủi ro tín dụng. Biến điện thoại có tác động ngược chiều và có ý nghĩa đến Rủi ro tín dụng trong nghiên cứu của Dinh & Kleimeier, 2007 với hệ số -0.181, song lại không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa trong nghiên cứu của Robert P. Lieli & Halbert White, 2010. Số người phụ thuộc có ảnh hưởng có ý nghĩa đến Rủi ro tín dụng trong một số nghiên cứu (Li Shuai & cộng sự, 2013; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016), song lại không có ý nghĩa trong một số nghiên cứu khác (A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007).

Biến Tình trạng tài khoản thanh toán hay Tài khoản séc được tìm thấy có ảnh hưởng có ý nghĩa

trong một số nghiên cứu (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013) nhưng không đáng kể với hệ số tương ứng là 0.058, - 0.098 và được giải thích là số dư càng lớn thì rủi ro tín dụng càng nhỏ. Tuy nhiên, mối quan hệ này lại không có ý nghĩa trong nghiên cứu của Dinh & Kleimeier, 2007. Tài khoản tiết kiệm cũng có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro tín dụng (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Dinh & Kleimeier, 2007) với hệ số tương ứng là 0.237 và -0.75 và được giải thích là số dư càng cao thì rủi ro tín dụng càng thấp. Tỷ lệ thu nhập dùng để trả góp được tìm thấy có ảnh hưởng ngược chiều đến Rủi ro tín dụng trong một nghiên cứu (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010) với hệ số -0.294, song lại không có ý nghĩa trong một nghiên cứu khác (Li Shuai & cộng sự, 2013). Biến Thu nhập, khi được định dạng là biến liên tục, không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến rủi ro tín dụng (Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019), song khi được định dạng là biến phân loại thì lại có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro tín dụng (A. Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007).

Trong tổng số 3 nghiên cứu có sử dụng biến Số tiền vay thì có tới 2 nghiên cứu (Li Shuai & cộng sự, 2013; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016) không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa của biến này với Rủi ro tín dụng. Trong nghiên cứu còn lại (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010) đã tìm thấy ảnh hưởng ngược chiều của biến này đến Rủi ro tín dụng nhưng với mức độ ảnh hưởng quá nhỏ (hệ số -0.0000931). Biến Thời hạn vay có ảnh hưởng đến Rủi ro tín dụng trong một số nghiên cứu (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016) song mức độ ảnh hưởng là không đáng kể (hệ số lần lượt là 0.0245, 0.007, 0.0737). Phần lớn các nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa của Mục đích vay đến Rủi ro tín dụng (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; A. Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989), song một số nghiên cứu lại cho ý nghĩa về ảnh hưởng của biến này theo chiều hướng cho vay tiêu dùng có rủi ro cao hơn so với cho vay kinh doanh (Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007). Tài sản bảo đảm không có ảnh hưởng có ý nghĩa đến Rủi ro tín dụng trong nghiên cứu của Robert P. Lieli & Halbert White, 2010, song

lại có ảnh hưởng làm giảm rủi ro tín dụng trong nghiên cứu của Edinam Agbemava & cộng sự, 2016 với hệ số 0.871.

Các biến phản ánh hành vi của người vay gồm Số lần vay, Số lần trả góp và Số lần chưa trả góp có ảnh hưởng ngược chiều có ý nghĩa đến Rủi ro tín dụng trong nghiên cứu của Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019 với hệ số tương ứng là -2.467, -0.137, -1.347 và trong nghiên cứu của Dinh & Kleimeier, 2007 cũng tìm thấy sự ảnh hưởng ngược chiều của Số lần vay đến Rủi ro tín dụng với hệ số là -0.938. Lịch sử tín dụng có ảnh hưởng ngược chiều có ý nghĩa đến Rủi ro tín dụng trong các nghiên cứu của Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013 và 2019 với hệ số tương ứng là -2.467, -0.137, -1.347 và trong nghiên cứu của Dinh, 2007 với hệ số tương ứng là 0.3847 và -0.066, -1.774.

Như vậy, các công trình nghiên cứu về đo lường rủi ro tín dụng cá nhân bằng phương pháp hồi quy logistic đều đã sử dụng biến phụ thuộc là dạng biến nhị phân thể hiện khả năng trả nợ đúng hạn hay trạng thái rủi ro tín dụng cá nhân được đánh giá là tốt/xấu hoặc được nhận diện qua việc tuân thủ/không tuân thủ hợp đồng hay tình trạng trả nợ đúng hạn/quá hạn của người vay. Trong các nghiên cứu đó, các biến độc lập được sử dụng khá đa dạng và không hoàn toàn giống nhau, tùy thuộc vào bản chất của tập dữ liệu thu thập được, song tập trung vào việc nhận diện và mô tả đặc điểm của khách hàng (Tuổi, Giới tính, Tình trạng hôn nhân, Nhà ở,...) và đặc điểm của khoản vay (Quy mô khoản vay, Thời hạn vay, Mục đích vay,...). Bên cạnh đó, một số nghiên cứu đưa thêm các biến mô tả hành vi của khách hàng (Lịch sử tín dụng, Số lần vay, Số lần trả góp,...). Về kết quả nghiên cứu, các nghiên cứu đều tìm ra những biến có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến rủi ro tín dụng cá nhân song không hoàn toàn thống nhất với nhau về số lượng biến có ảnh hưởng và chiều hướng ảnh hưởng.

Ở Việt Nam, đã có một số nghiên cứu về đo lường rủi ro tín dụng cá nhân theo kỹ thuật hồi quy logistic. Trong đó, có nghiên cứu tập trung xem xét mô hình chấm điểm tín dụng cá nhân trong mối quan hệ với biến động lợi nhuận của ngân hàng (Dinh & Kleimeier, 2007) và được nghiên cứu trong giai đoạn trước 2007 khi mà chuẩn mực kiểm soát rủi ro chưa chặt chẽ (thực hiện theo Quyết định số

493/2005/QĐ-NHNN) và bối cảnh kinh tế xã hội và điều kiện tiếp cận thông tin của người vay chưa phát triển như hiện nay. Một số nghiên cứu mới chỉ chủ yếu tập trung vào việc nhận dạng và đo lường các yếu tố có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng cá nhân thông qua một số biến quan sát và mô phỏng theo mô hình nhận diện rủi ro tín dụng của khách hàng doanh nghiệp (thể hiện qua các biến Khả năng tài chính, Tỷ lệ tiền vay trên tài sản đảm bảo, Đa dạng hóa ngành nghề kinh doanh, Kinh nghiệm của cán bộ tín dụng) (Đặng Thanh Sơn, 2018; Bùi Hữu Phước & cộng sự, 2018). Điều này cho thấy việc lựa chọn các biến độc lập trong các nghiên cứu trên chưa thực sự mô tả đầy đủ các đặc điểm cơ bản về khách hàng, khoản vay và hành vi của người vay. Trong khi đó, việc nhận diện và đo lường các biến này trong nhiều trường hợp sẽ gặp khó khăn do không có đủ thông tin. Bên cạnh đó, việc dựa vào Quyết định số 493/2005/QĐ-NHNN để chia thành 2 nhóm nợ có rủi ro/không có rủi ro hay phân định khả năng vỡ nợ/không vỡ nợ của khách hàng đã trở nên lạc hậu và chưa tiếp cận được các chuẩn mực và qui định mới. Ngoài ra, trong bối cảnh có sự thay đổi về mặt bằng thu nhập, chi tiêu, điều kiện tiếp cận thông tin và chuẩn mực quản lý nợ như ở Việt Nam hiện nay thì các kết quả nghiên cứu về sự ảnh hưởng của các yếu tố nhân thân đến xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng đối với các NHTM hay chi nhánh NHTM Việt Nam có thể không còn phù hợp nữa. Điều này mở ra khoảng trống nghiên cứu cho các nhà nghiên cứu.

3. Thiết kế nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Theo Edinam Agbemava & cộng sự (2016) và Ghita Bennounaa, Mohamed Tkouat (2019), mô hình hồi quy logistic có biến được giải thích (Y) là biến nhị phân nhận một trong hai giá trị là 0;1 [tương ứng với trường hợp không vỡ nợ (không có nợ quá hạn)/vỡ nợ (có nợ quá hạn)]. Các biến giải thích gồm các biến ngẫu nhiên liên tục hoặc biến phân loại mô tả đặc điểm và hành vi của khách hàng $X_i(X_1, X_2, \dots, X_n)$. Mô hình nghiên cứu được thiết lập trên cơ sở xác định và so sánh xác suất của trường hợp Y nhận giá trị 1 với xác suất xảy ra trường hợp Y nhận giá trị 0. Mô hình này được khái quát qua 2 phương trình như sau:

$$P(Y = 1 / X) = \pi(x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_i X_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_i X_i)} \quad (1)$$

Trong đó: là hệ số hồi quy; là hàm xác suất tuân thủ quy luật logistic và hàm LOGIT được mô tả:

$$\ln\left(\frac{P(Y = 1 / X)}{P(Y = 0 / X)}\right) = \ln\left(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_i X_i \quad (2)$$

Ở đây $\pi(x)/1 - \pi(x)$ là hệ số odds mô tả tỷ số giữa xác suất xảy ra sự kiện $Y=1$ với xác suất xảy ra sự kiện $Y=0$ khi biến X nhận giá trị cụ thể X_i .

Khi áp dụng mô hình nghiên cứu trên vào trường hợp cụ thể là Agribank - Chi nhánh Tây Đô, tác giả đã thực hiện một số điều chỉnh: Đối với biến phụ thuộc phản ánh rủi ro tín dụng cá nhân là xác suất nợ quá hạn (Y) được nhận diện qua tình hình trả nợ của người vay. Theo Thông tư 11/2021/TT-NHNN của NHNN Việt Nam, các khoản nợ nhóm 1 được xem là không có rủi ro tín dụng nên tổ chức tín dụng không phải trích lập dự phòng, trong khi đó, các khoản nợ thuộc các nhóm còn lại (2,3,4,5) đều hàm chứa rủi ro tín dụng ở các mức độ khác nhau nên đều phải trích lập dự phòng. Do đó, để phù hợp với quy định này, nếu người vay trả nợ đúng hạn hoặc quá hạn dưới 10 ngày thì Y được gán giá trị là 0, ngược lại khi người vay trả nợ quá hạn từ 10 ngày trở lên thì Y được gán giá trị là 1.

Đối với các biến độc lập, xuất phát từ thực tế của nguồn dữ liệu thu thập từ đơn vị khảo sát (Agribank - Chi nhánh Tây Đô) do không có đủ một số thông tin (Kinh nghiệm làm việc; Số người phụ thuộc; Tổng chi tiêu hàng tháng; Tỷ lệ thu nhập còn lại dùng để trả góp; Số lần vay) và căn cứ vào kết quả của các nghiên cứu trước trong phần tổng quan, tác giả đã lựa chọn và đưa vào mô hình nghiên cứu các biến mô tả đặc điểm khách hàng, khoản vay và hành vi của khách hàng (gồm: Tuổi, Giới tính, Tình trạng hôn nhân, Học vấn, Nghề nghiệp, Mục đích vay, Tài sản bảo đảm, Thu nhập trước vay, Thu nhập sau vay, Thời hạn vay, Lịch sử tín dụng). Tác giả không chọn các biến Chỗ ở và Phương tiện giao thông vì không có ý nghĩa trong mô hình nghiên cứu (xem phần tổng quan nghiên cứu). Biến Điện thoại cũng không được lựa chọn, bởi lẽ trong điều kiện hiện nay 100% người vay đều có điện thoại. Các biến Tình trạng tài khoản thanh toán, Tài khoản séc, Tài khoản tiết

kiệm cũng không được đưa vào mô hình nghiên cứu, bởi lẽ, một mặt trong điều kiện hiện nay, nhiều khách hàng mở tài khoản tại nhiều ngân hàng khác nhau, việc thu thập đủ thông tin để tổng hợp lại rất khó thực hiện, mặt khác, do đại đa số khách hàng cá nhân ở Việt Nam vẫn còn nhận thu nhập và chi tiêu bằng tiền mặt nên việc sử dụng các biến này không thể phản ánh được đầy đủ tình hình tài chính của khách hàng. Trên cơ sở tham khảo nghiên cứu trước (Dinh & Kleimeier, 2007) và tham khảo cách phân nhóm của Agribank về mức thu nhập hàng tháng của khách hàng cá nhân. Tác giả sử dụng biến Thu nhập trước khi vay (được phân khoảng theo 3 nhóm) và Thu nhập sau khi vay (được phân chia thành 3 nhóm trên cơ sở so sánh với Mức thu nhập sau vay). Biến Số tiền vay không được đưa vào mô hình nghiên cứu, bởi lẽ không có ý nghĩa hoặc có ý nghĩa giải thích quá nhỏ bé và có thể coi như không ảnh hưởng đến sự biến động của biến phụ thuộc (xem phần tổng quan nghiên cứu). Các biến Số lần trả góp, Số lần chưa trả góp, Số ngày quá hạn không được đưa vào mô hình nghiên cứu, bởi lẽ, một mặt Số lần trả góp phụ thuộc vào mỗi hợp đồng tín dụng, mặt khác Số lần chưa trả góp và Số ngày quá hạn sẽ tương đồng tình trạng trả nợ không đúng hạn và đã được phản ánh trong biến Lịch sử tín dụng.

3.2. Mô tả biến và thang đo

Các biến trong mô hình nghiên cứu được mô tả như bảng 1:

3.3. Giả thuyết nghiên cứu

Các giả thuyết nghiên cứu được phát biểu như sau:

H1: Tuổi có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và khi nhóm tuổi gia tăng thì rủi ro tín dụng giảm xuống (Edinam Agbemava & et la (2016); Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat, 2019)

H2: Giới tính có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và cho vay khách hàng nam giới có rủi ro tín dụng cao hơn nữ giới (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat, 2019)

H3: Tình trạng hôn nhân có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và cho vay khách hàng đã kết hôn có rủi ro tín dụng cao hơn khách hàng độc thân (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat, 2019)

H4: Trình độ học vấn có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và khi trình độ học vấn của khách hàng càng cao thì khách hàng có xu hướng trả nợ tốt hơn (Dinh

& Kleimeier, 2007; Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat, 2019; Hussein A. Abdoua và cộng sự, 2019)

H5: Nghề nghiệp có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và những nghề nghiệp có tính chất ổn định cao hơn thì rủi ro tín dụng sẽ thấp hơn (Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019)

H6: Mục đích cho vay có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng theo hướng cho vay tiêu dùng có rủi ro cao hơn so với cho vay kinh doanh (Robert P. Lieli và Halbert White, 2010); Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019)

H7: Tài sản bảo đảm có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và cho vay có tài sản bảo đảm có rủi ro tín dụng thấp hơn so với cho vay không có tài sản đảm bảo (Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019)

H8: Thu nhập trước vay có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và thu nhập trước vay của khách hàng càng cao thì khách hàng càng có khả năng trả nợ tốt hơn (Li Shuai & cộng sự, 2013; A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007)

H9: Thu nhập sau vay có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và thu nhập sau vay càng cao hơn so với thu nhập trước vay thì khách hàng càng có khả năng trả nợ tốt hơn (Li Shuai & cộng sự, 2013; A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007)

H10: Thời hạn vay có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và khách hàng có thời hạn vay càng dài thì thì rủi ro tín dụng cũng sẽ cao hơn (Li Shuai & cộng sự, 2013; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007)

H11: Lịch sử tín dụng có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng và khách hàng có lịch sử tín dụng kém hơn thì rủi ro tín dụng cũng sẽ cao hơn (Li Shuai & cộng sự, 2013; Robert P. Lieli & Halbert White, 2010)

3.4. Dữ liệu nghiên cứu

Agribank là một trong 4 ngân hàng thương mại có quy mô lớn nhất ở Việt Nam, nằm trong nhóm 10 doanh nghiệp lớn nhất thuộc VNR500 (Bảng xếp hạng 500 doanh nghiệp hàng đầu ở Việt Nam). Tính đến 31/12/2020, Agribank tiếp tục giữ vị trí là ngân hàng có mạng lưới rộng lớn nhất, bao trùm tất cả các tỉnh, thành phố, vùng sâu, vùng xa trong cả nước. Ngoài trụ sở chính và 03 văn phòng đại diện, mạng lưới của Agribank còn bao gồm 171 Chi nhánh loại

Bảng 1: Mô tả biến và thang đo

Thứ tự	Yếu tố (biến)	Kí hiệu	Loại biến	Đo lường giá trị	Tham khảo
1	Tuổi	X1	Độc lập	Từ 18-30 (= 1) Từ 31-45 (= 2) Từ 46-55 (=3) Trên 55 (= 4)	Edinam Agbemava & et la (2016); Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat (2019); A.Steenackers & M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007
2	Giới tính	X2	Độc lập	Nam (= 0) Nữ (= 1)	Robert P. Lieli & Halbert White (2010); Edinam Agbemava & cộng sự (2016); Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat (2019); Hussein A. Abdoua và cộng sự (2019)
3	Tình trạng hôn nhân	X3	Độc lập	Độc thân (=0) Kết hôn (=1)	Li Shuai và cộng sự (2013); Edinam Agbemava & cộng sự (2016); Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat (2019); Hussein A. Abdoua và cộng sự (2019)
4	Học vấn	X4	Độc lập	THPT/Dưới THPT (=1) Trung cấp/Cao đẳng (=2) Đại học (=3); Sau đại học (=4)	Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019
5	Nghề nghiệp	X5	Độc lập	Công Nhân/ Lao động tự do (=1) Kinh doanh/ Buôn bán (=2) Nhân viên văn phòng (=3)	Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019
6	Mục đích vay	X6	Độc lập	Tiêu dùng (=0) Kinh doanh (=1)	Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007
7	Tài sản bảo đảm	X7	Độc lập	Không có tài sản thế chấp (=0) Có tài sản thế chấp (=1)	Edinam Agbemava & cộng sự, 2016; Ghita Bennounaa & Mohamed Tkiouat, 2019
8	Thu nhập trước khi vay	X8	Độc lập	Dưới 10 trđ (=1); Từ 10 - 15trđ (=2); Trên 15trđ (=3)	Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013 A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007
9	Thu nhập sau vay	X9	Độc lập	Thấp hơn trước vay (=1) Không thay đổi (=2) Cao hơn trước vay (=3)	Robert P. Lieli & Halbert White, 2010; Li Shuai & cộng sự, 2013 A.Steenackers, M.J. Goovaerts, 1989; Dinh & Kleimeier, 2007
10	Thời hạn vay	X10	Độc lập	Ngắn hạn (=1) Trung hạn (=2) Dài hạn (=3)	A.Steenackers, M.J. Goovaerts,1989; Hussein A. Abdoua & cộng sự, 2019; Dinh & Kleimeier, 2007
11	Lịch sử tín dụng	X11	Độc lập	Chưa từng có nợ quá hạn (=0) Đã từng có nợ quá hạn (=1)	Li Shuai & cộng sự, 2013; Robert P. Lieli & Halbert White, 2010
12	Xác xuất trả nợ quá hạn	Y	Phụ thuộc	Trả nợ đúng hạn hoặc quá hạn dưới 10 ngày (=0) Trả nợ quá hạn từ 10 ngày trở lên (=1)	Edinam Agbemava & cộng sự (2016); Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat (2019)

Nguồn: Đề xuất của tác giả

I, 768 Chi nhánh loại II, 1.286 Phòng giao dịch và 68 điểm giao dịch lưu động bằng ô tô chuyên dùng (Agribank, 2020). Trong các chi nhánh trực thuộc, Agribank - Chi nhánh Tây Đô được xem là một chi nhánh điển hình, bởi lẽ đây là chi nhánh có quy mô lớn với dư nợ cho vay khách hàng cá nhân vào cuối năm 2020 khoảng 1.300 tỷ đồng (Agribank - Chi nhánh Tây Đô, 2020) và có các phòng giao dịch tại một số quận nội thành và huyện ngoại thành Hà Nội nơi mà khách hàng cá nhân vay vốn đến từ cả vùng thành thị và nông thôn. Do đó, tác giả đã chọn Agribank - Chi nhánh Tây Đô để khảo sát.

Theo Slovin (1960), khi biết quy mô tổng thể đám đông thì cỡ mẫu nghiên cứu có thể được lựa chọn theo công thức: $n = N/(1+N.e^2)$. Trong đó: n là kích thước mẫu tối thiểu; N là số lượng tổng thể; e là sai số cho phép, thông thường là 5%.

Tính đến thời điểm 31/12/2020, tổng số khách hàng cá nhân hiện đang vay vốn tại Agribank - Chi nhánh Tây Đô là 4.330, từ công thức trên, cỡ mẫu tối thiểu phù hợp trong trường hợp này được xác định là n=366. Từ danh sách 4.330 khách hàng cá nhân, để chọn ra mẫu khảo sát phù hợp với tổng thể, nghiên cứu này áp dụng phương pháp chọn mẫu hệ thống với bước nhảy là 11 ($4.330/366=11,8$ làm tròn xuống là 11 để đảm bảo cỡ mẫu đủ lớn so với mức tối thiểu), thu được mẫu khảo sát gồm 393 hồ sơ khách hàng cá nhân. Trên cơ sở rà soát, loại bỏ các hồ sơ khách hàng không đủ dữ liệu cần thiết, mẫu khảo sát còn lại được chọn ra gồm 386 khách hàng cá nhân vay vốn tại Agribank - Chi nhánh Tây Đô.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định sự phù hợp của mô hình

Bảng 2: Tóm tắt kết quả xử lý dữ liệu (Case Processing Summary)

Unweighted Cases ^a		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	386	100.0
	Missing Cases	0	.0
	Total	386	100.0
Unselected Cases		0	.0
Total		386	100.0

a. If weight is in effect, see classification table for the total number of cases.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Bảng 2 cho thấy trong số 386 quan sát được đưa vào phân tích thì không có quan sát nào bị thiếu và không có quan sát nào không được chọn

Bảng 3: Kết quả kiểm định Omnibus về mức độ phù hợp của mô hình (Omnibus Tests of Model Coefficients)

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	356.725	11	.000
	Block	356.725	11	.000
	Model	356.725	11	.000

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Phương pháp Enter được sử dụng để đưa các biến độc lập vào cùng một lần để kiểm định. Giá trị Sig < 0.05 (Bảng 3) trong tất cả các trường hợp cho thấy mô hình hồi quy được xây dựng trên mẫu khảo sát là có ý nghĩa thống kê.

Với giá trị -2 Log likelihood (ký hiệu là - 2LL) nhỏ nên có thể nói là mô hình hồi quy có sự phù hợp

Bảng 4: Tổng hợp về mô hình (Model Summary)

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	148.899a	.603	.826

a. Estimation terminated at iteration number 9 because parameter estimates changed by less than .001.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

và hệ số Nagelkerke R Square = 0.826 cho thấy các biến độc lập đưa vào mô hình nghiên cứu đã giải thích được 82,6% sự biến động của biến phụ thuộc.

Bảng 5: Kết quả kiểm định Hosmer và Lemeshow

Step	Chi-square	df	Sig.
1	7.107	8	.525

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Dựa vào giá trị Sig = 0.525 > 0.05 (Bảng 5), có thể khẳng định rằng sự phù hợp của mô hình hồi quy với tổng thể là có thể chấp nhận được.

4.2. Phân tích kết quả hồi quy

Bảng 6: Kết quả hồi quy logistic lần đầu

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Tuoi	-1.277	.276	21.402	1	.000	.279	.162	.479
	GioiTinh	.359	.452	.630	1	.427	1.432	.590	3.472
	HonNhan	-1.444	.609	5.618	1	.018	.236	.071	.779
	HocVan	-.824	.262	9.888	1	.002	.439	.262	.733
	NgheNghiep	.207	.287	.523	1	.470	1.230	.701	2.158
	MucDichVay	.973	.545	3.189	1	.074	2.646	.909	7.696
	TaisanBD	-2.509	.550	20.799	1	.000	.081	.028	.239
	TNtruocvay	-1.828	.336	29.536	1	.000	.161	.083	.311
	TNsauvay	-2.333	.387	36.321	1	.000	.097	.045	.207
	Thoihan	.953	.315	9.127	1	.003	2.593	1.398	4.813
	LichsuTD	1.644	.548	8.991	1	.003	5.177	1.767	15.162
Constant		13.694	2.062	44.123	1	.000	885142.163		

a. Variable(s) entered on step 1: Tuoi, GioiTinh, HonNhan, HocVan, NgheNghiep, MucDichVay, TaisanBD, TNtruocvay, TNsauvay, LichsuTD.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Bảng 6 cho thấy kết quả hồi quy lần đầu đối với các ước lượng trong mô hình hồi quy logistic đã xây dựng. Thống kê Wald cho biết tầm quan trọng hay sự ảnh hưởng của các biến độc lập trong đo lường và dự báo rủi ro tín dụng cá nhân, song với các giá trị Sig < 0.05 thì thống kê Wald mới thực sự có ý nghĩa. Căn cứ vào giá trị Sig = 0.427 > 0.05, biến X2 (GioiTinh) không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân.

Điều này ủng hộ cho kết quả nghiên cứu trước của các tác giả: Robert P. Lieli và Halbert White (2010); Edinam Agbemava và cộng sự (2016); Ghita Bennounaa và Mohamed Tkiouat (2019). Có những bằng chứng cho thấy phụ nữ không thường xuyên bị vỡ nợ khi vay nợ (Schreiner, 2004) nhưng ảnh hưởng về giới tính đến khả năng vỡ nợ sẽ biến mất khi các yếu tố nguy cơ khác có liên quan đến giới tính được tính đến như thu nhập hay tình trạng hôn nhân. Ở Việt Nam thu nhập bình quân của nam giới thường cao hơn nữ giới (GSO, 2018, 2019, 2020). Tuy nhiên, điều này chỉ cho biết khả năng tài chính chứ không cho biết được thái độ đối với việc sẵn sàng trả nợ theo giới tính. Mặt khác, đối với cá nhân

đại diện cho hộ gia đình đứng tên để vay vốn thì sự ảnh hưởng của yếu tố giới tính đến xác suất phát sinh nợ quá hạn sẽ bị xóa nhòa khi mà nhiều yếu tố gộp chung trong gia đình được tính đến như thu nhập và tài sản bảo đảm.

Với giá trị Sig=0.47 > 0.05, biến X5 (NgheNghiep) cũng không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân. Điều này phù hợp với kết quả nghiên cứu

trước của Robert P. Lieli & Halbert White (2010) và Hussein A. Abdoua & cộng sự (2019). Sự khác biệt về nghề nghiệp cho thấy sự khác biệt về cơ hội tìm kiếm việc làm, thu nhập, sự phát triển cá nhân chứ không phản ánh trực diện về mức thu nhập mà mỗi cá nhân có được. Sự khác biệt về nghề nghiệp cũng không thể hiện rõ mối liên hệ với thái độ của cá nhân trong việc trả nợ vay (Hussein A. Abdoua & cộng sự (2019).

Biến X6 (MucDichVay) có giá trị Sig = 0.074 > 0.05 nên cũng không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến xác suất nợ hay rủi ro tín dụng cá nhân. Điều này ủng hộ cho các kết quả nghiên cứu trước của Robert P. Lieli và Halbert White (2010) và Edinam Agbemava và cộng sự (2016).

Bảng 7: Kết quả hồi quy logistic sau khi loại bỏ các biến không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Tuoi	-1.359	.272	24.899	1	.000	.257	.151	.438
	HonNhan	-1.329	.582	5.204	1	.023	.265	.085	.829
	HocVan	-.803	.249	10.430	1	.001	.448	.275	.729
	TaisanBD	-2.130	.477	19.969	1	.000	.119	.047	.303
	TnTruocVay	-1.806	.326	30.684	1	.000	.164	.087	.311
	TnSauVay	-2.337	.378	38.263	1	.000	.097	.046	.203
	Thoihan	.899	.302	8.840	1	.003	2.456	1.358	4.441
	LichsuTD	1.635	.545	9.002	1	.003	5.130	1.763	14.928
	Constant	14.497	1.979	53.653	1	.000	1977667.938		

a. Variable(s) entered on step 1: Tuoi, GioiTinh, HonNhan, HocVan, NgheNghiep, MucDichVay, TaisanBD, TNtruocvay, TNSauvay, LichsuTD.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Rủi ro tín dụng trong cho vay tiêu dùng thường được cho là cao hơn so với cho vay kinh doanh. Tuy nhiên, nếu NHTM kiểm soát tốt rủi ro như kiểm soát được dòng thu nhập đảm bảo trả nợ của cá nhân vay tiêu dùng thì khả năng phát sinh nợ xấu trong cho vay tiêu dùng có thể giảm xuống. Khi đó, mục đích cho vay là tiêu dùng hay kinh doanh không còn có nhiều ý nghĩa trong việc ảnh hưởng đến xác suất vỡ nợ của khách hàng. Nợ xấu của Agribank trong các năm 2019, 2020 lần lượt là 1,46% và 1,64% (Agribank, 2020), Tỷ lệ nợ xấu trong cho vay khách

hàng cá nhân của Agribank - Chi nhánh Tây Đô trong giai đoạn này lần lượt là 1,2% và 1,05% (Agribank - Chi nhánh Tây Đô, 2020). Điều này cho thấy khả năng kiểm soát kiểm soát nợ xấu của Agribank tương đối tốt so với ngưỡng an toàn hoạt động tín dụng và điều này cũng góp phần giải thích cho sự khác biệt về mục đích cho vay là tiêu dùng hay kinh doanh có ảnh hưởng không rõ ràng đến xác suất vỡ nợ của khách hàng cá nhân.

Nghiên cứu tiến hành loại bỏ biến từng biến không có ý nghĩa thống kê theo thứ tự X5, X2, X6 gắn với giá trị Sig giảm dần và kiểm tra lại ý nghĩa của các biến trong mô hình, kết quả hồi quy sau cùng của các ước lượng có ý nghĩa trong mô hình được mô phỏng trong bảng sau:

Kết quả ở Bảng 7 cũng cho thấy, các biến gồm X1 (Tuoi), X3 (HonNhan), X4 (HocVan), X7 (TaisanBD), X8 (Tntruocvay), X9 (TNSauvay), X10 (Thoihan), X11(LichsuTD) đều có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân. Trong đó, biến X3 (HonNhan) có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro tín dụng cá nhân và điều này ủng hộ cho kết quả nghiên cứu của Edinam Agbemava và cộng sự (2016), Ghita Bennounaa và Mohamed Tkiouat (2019). Điều này có nghĩa là xác suất vỡ nợ đối với người đã kết hôn

cao hơn so với người vay đơn lẻ, bởi lẽ sau khi kết hôn, khách hàng thường phải chịu áp lực tài chính nhiều hơn với chi tiêu của gia đình và trách nhiệm đối với người phụ thuộc. Edinam Agbemava và cộng sự (2016) cũng cho rằng, sau khi kết hôn và có con, do số người phụ thuộc tăng lên, làm cho xác suất vỡ nợ gia tăng. Biến X4 (HocVan) có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro tín dụng cá nhân, điều này đồng thuận với kết quả trong nghiên cứu của Hussein A. Abdoua và cộng sự (2019), Ghita Bennounaa và Mohamed Tkiouat (2019). Điều này cho thấy khi trình độ học vấn của khách hàng càng cao thì xác suất vỡ nợ hay rủi ro tín dụng càng thấp, bởi lẽ trình độ học vấn gắn với nền tảng kiến thức giúp cho việc sử dụng và quản lý khoản vay tốt hơn. Ghita Bennounaa và Mohamed Tkiouat (2019) cũng cho rằng việc gia tăng trình độ học vấn trong tập

$$P(Y = 1 / X) = \pi(x) = \frac{\exp(14.497 - 1.359X_1 - 1.329X_3 - 0.803X_4 - 2.13X_7 - 1.806X_8 - 2.337X_9 + 0.899X_{10} + 1.635X_{11})}{1 + \exp(14.497 - 1.359X_1 - 1.329X_3 - 0.803X_4 - 2.13X_7 - 1.806X_8 - 2.337X_9 + 0.899X_{10} + 1.635X_{11})} \quad (3)$$

$$\ln\left(\frac{P(Y = 1 / X)}{P(Y = 0 / X)}\right) = \ln\left(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}\right) = 14.497 - 1.359X_1 - 1.329X_3 - 0.803X_4 - 2.13X_7 - 1.806X_8 - 2.337X_9 + 0.899X_{10} + 1.635X_{11} \quad (4)$$

khách hàng sẽ giảm bớt khả năng vỡ nợ do khách hàng có cơ sở để quản lý khoản vay tốt hơn. Biến X7 (TaisanBD) có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro tín dụng và kết quả này cũng ủng hộ cho kết quả nghiên cứu của Edinam Agbemava và cộng sự (2016), Bùi Hữu Phước và cộng sự (2018). Tài sản bảo đảm được xem là một yếu tố khẳng định về nguồn lực hay khả năng tài chính của khách hàng, đồng thời là cơ sở để phòng ngừa rủi ro cho ngân hàng. Do đó, khi khách hàng có tài sản bảo đảm thì xác suất vỡ nợ sẽ thấp hơn. Biến X8 (Tntruocvay) và X9 (Tnsauvay) có tác động ngược chiều đến rủi ro tín dụng cá nhân, điều này cũng đồng thuận với kết quả nghiên cứu của Robert P. Lieli và Halbert White (2010), Li Shuai và cộng sự (2013), Hussein A. Abdoua và cộng sự (2019). Các tác giả này đã khẳng định rằng các yếu tố thu nhập ròng, số dư tài khoản tiết kiệm là yếu tố phản ánh khả năng tài chính của khách hàng và có tương quan ngược chiều đến khả năng vỡ nợ của khách hàng. Biến X10 (Thoihan) có ảnh hưởng cùng chiều đến xác suất vỡ nợ hay rủi ro tín dụng, điều này đồng thuận với kết quả nghiên cứu của Li Shuai & cộng sự (2013) và Edinam

Agbemava và cộng sự (2016). Điều này cho thấy khi thời hạn vay càng dài, người vay càng phải đối diện với nhiều rủi ro do thay đổi của môi trường kinh doanh nên dẫn đến khả năng vỡ nợ sẽ cao hơn. Biến X11 (LichsuTD) có tương quan cùng chiều với rủi ro tín dụng cá nhân và điều này ủng hộ cho kết quả nghiên cứu của Robert P. Lieli và Halbert White (2010), Li Shuai và cộng sự (2013). Điều này cho thấy khi khách hàng có lịch sử tín dụng kém hơn thì xác suất xảy ra tình trạng vỡ nợ sẽ cao hơn.

Như vậy, các giả thuyết H1, H3, H4, H7, H8, H9, H10, H11 được khẳng định với mức nghĩa thống kê nhỏ hơn 5%, trong khi đó, các giả thuyết H2, H5, H6 không được chấp nhận.

Phương trình xác suất của trường hợp có rủi ro tín dụng có dạng cụ thể như sau:

Hệ số odds hay Exp(B) cho thấy khi biến dự đoán rủi ro thay đổi một đơn vị thì rủi ro tín dụng hay khả năng vỡ nợ thay đổi như thế nào. Đối với biến X1, với odds = 0.257 cho thấy, trong điều kiện các yếu tố khác như nhau thì nhóm tuổi của khách hàng tăng một đơn vị thì xác suất vỡ nợ giảm đi 0,257 lần và ngược lại. Điều này củng cố cho nhận định rằng khách hàng có tuổi cao hơn thường thận trọng và có kinh nghiệm nhiều hơn nên khả năng vỡ nợ sẽ thấp hơn. Biến X3 có odds = 0.265, cho thấy khi trạng thái hôn nhân thay đổi từ chưa kết hôn sang trạng thái kết hôn thì xác suất vỡ nợ gia tăng 0,265 lần. Điều này củng cố cho nhận định rằng khách hàng đã kết hôn thường sẽ có những trách nhiệm chi tiêu tài chính cho gia đình cao hơn nên khả năng trả nợ đúng hạn sẽ thấp hơn. Với biến X4 có odds = 0.448, cho biết khi trình độ học vấn của khách hàng tăng một bậc thì khả năng vỡ nợ của khách hàng giảm 0,448 lần. Hệ số odds của biến X7 cho thấy khi khách hàng có tài sản bảo đảm thì khả năng xảy ra tình trạng vỡ nợ giảm đi 0,119 lần. Tương tự, hệ số odds của biến X8 cho thấy khi thu nhập của khách hàng tăng một bậc thì khả năng vỡ

nợ giảm 0,164 lần. Điều này đồng nghĩa với việc khách hàng có mức thu nhập cao hơn thì rủi ro tín dụng sẽ thấp hơn. Hệ số odds của biến X9 cho thấy khi thu nhập sau vay của khách hàng tăng một bậc thì xác suất vỡ nợ giảm 0,097 lần. Điều này cho thấy nguồn tài chính của khách hàng gia tăng sẽ góp phần giảm nguy cơ vỡ nợ. Với hệ số odds của biến X10 là 2.456, cho thấy thời hạn vay tăng một bậc thì xác suất trả nợ không đúng hạn tăng 2,456 lần. Hệ số odds của biến X11 cho biết khi khách hàng chuyển từ trạng thái không có nợ quá hạn sang tình trạng đã từng có nợ quá hạn thì xác suất xảy ra tình trạng vỡ nợ cao gấp 5,13 lần.

Bảng 8: Kết quả phân loại và dự báo (Classification Table)

Observed			Predicted		
			RuiroTD		Percentage Correct
			0	1	
Step 1	RuiroTD	0	122	18	87.1
		1	14	232	94.3
	Overall Percentage				91.7

a. The cut value is .500

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Mô hình hồi quy logistic cho phép dự đoán xác suất nợ quá hạn của khách hàng. Số liệu của Bảng 8 cho thấy, trong tổng số $122 + 18 = 140$ trường hợp quan sát là không có rủi ro thì mô hình đã dự đoán được 122 trường hợp, với mức độ chính xác là 87,1%. Trong tổng số $14 + 232 = 246$ trường hợp quan sát là có rủi ro tín dụng thì mô hình đã dự đoán được 232 trường hợp tương ứng với mức độ chính xác là 94,3%. Như vậy, tỷ lệ dự đoán chính xác trung bình của mô hình là 91,7%.

5. Kết luận, hàm ý và khuyến nghị

5.1. Kết luận và hạn chế của nghiên cứu

Trong bài báo này, tác giả đã sử dụng mô hình hồi quy logistic để xem xét sự ảnh hưởng của các yếu tố nhân thân đến xác suất nợ quá hạn của khách hàng cá nhân. Kết quả của nghiên cứu là đã tìm thấy 3 biến (Giới tính, Nghề nghiệp, Mục đích vay) không có ảnh hưởng rõ ràng và có ý nghĩa thống kê đến xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân. Trong khi đó, có 8 biến (Tuổi, Tình trạng hôn nhân, Học vấn, Tài sản bảo đảm, Thu nhập trước vay, Thu

nhập sau vay, Thời hạn vay, Lịch sử tín dụng) có ảnh hưởng có nghĩa thống kê đến rủi ro tín dụng cá nhân. Thời hạn vay và Lịch sử tín dụng có ảnh hưởng cùng chiều trong khi 6 yếu tố còn lại có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro tín dụng cá nhân. Các yếu tố nhân thân đưa vào mô hình nghiên cứu đã giải thích được 82,6% sự biến động của xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân. Mô hình nghiên cứu cũng cho thấy tỷ lệ dự báo chính xác khả năng trả nợ quá hạn từ 10 ngày trở lên của khách hàng lên đến 94,3%, trong khi đó, tỷ lệ dự báo chính xác khả năng trả nợ đúng hạn hoặc quá hạn dưới 10 ngày của khách hàng là 87,1% và tỷ lệ dự báo chính xác trung bình của mô hình đạt 91,7%.

Hạn chế của nghiên cứu này là việc sử dụng mẫu khảo sát mới chỉ dừng lại ở việc thu thập dữ liệu từ 386 khách hàng cá nhân của một chi nhánh Agribank, trong khi đó, nhiều chi nhánh và nhiều ngân hàng khách chưa có đại diện trong mẫu khảo sát. Mặt khác, số lượng biến giải thích đưa vào mô hình mới chỉ dừng lại ở 11 biến quan sát, trong khi đó, các biến quan sát khác như số lượng người phụ thuộc, tình trạng nhà ở,

số lần trả góp,... chưa được đưa vào mô hình nghiên cứu. Do đó, các nghiên cứu trong tương lai có thể mở rộng mẫu nghiên cứu, đưa thêm các biến vào mô hình nghiên cứu để có thể tìm thấy những kết quả nghiên cứu thú vị hơn.

5.2. Một số hàm ý và khuyến nghị

Hàm ý chính sách

Kết quả thực nghiệm mô hình nghiên cứu dựa trên kỹ thuật hồi quy logistic đã cho thấy các yếu tố nhân thân gồm các thông tin về đặc điểm của khách hàng, đặc điểm của khoản vay và mô tả hành vi của khách hàng là những thông tin đầu vào quan trọng có ảnh hưởng đến xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân. Đồng thời, mô hình còn cho phép dự đoán khả năng trả nợ quá hạn của khách hàng cá nhân với độ chính xác tương đối cao. Điều này hàm ý rằng, đây không phải mô hình để thay thế cho mô hình chấm điểm tín dụng nội bộ đang được áp dụng tại các NHTM vốn dĩ mang nhiều ý nghĩa chủ quan trọng trong định ra khoảng điểm và cho điểm theo các tiêu chí, mà nó cung cấp thêm một công cụ góp

phần gia tăng tính khách quan trong đánh giá xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng cá nhân dựa trên dữ liệu thống kê. Do đó, dựa trên các dữ liệu sẵn có trong hệ thống cơ sở dữ liệu khách hàng, các NHTM hoàn toàn có thể áp dụng mô hình này để có thêm cơ sở chắc chắn hơn trong thẩm định tín dụng, theo dõi và đánh giá khách hàng cũng như điều chỉnh chính sách tín dụng.

Khuyến nghị

Từ các kết quả của mô hình nghiên cứu, nghiên cứu này đưa ra một số khuyến nghị cho Agribank - Chi nhánh Tây Đô nói riêng và các chi nhánh NHTM khác có điều kiện kinh doanh tương đồng nói chung như sau:

Một là, bên cạnh hệ thống chấm điểm tín dụng nội bộ, cần sử dụng mô hình hồi quy logistic dựa trên các thông tin về đặc điểm khách hàng, đặc điểm khoản vay và hành vi của khách hàng, bởi lẽ mô hình sẽ chỉ rõ yếu tố nào ít có ý nghĩa và yếu tố nào thực sự có ý nghĩa trong đo lường rủi ro tín dụng cá nhân. Từ đó, ngân hàng có thể xem xét điều chỉnh trọng số hay thang điểm của các yếu tố trong hệ thống chấm điểm tín dụng nội bộ của mình. Bên cạnh đó, mô hình nghiên cứu đã cung cấp một công cụ dự báo khá hữu hiệu về khả năng trả nợ quá hạn của khách hàng, qua đó cán bộ tín dụng ngân hàng có thể đưa ra các quyết định chấp nhận/từ chối cung cấp tín dụng cho khách hàng cá nhân một cách hiệu quả hơn. Chẳng hạn, nếu có hai khách hàng với các thông tin như sau: Khách hàng A 35 tuổi, đã kết hôn, có trình độ đại học, có tài sản bảo đảm, mức thu nhập 15 triệu đồng/tháng và mức thu nhập này không đổi sau vay, vay ngắn hạn, chưa từng có nợ quá hạn. Khách hàng B có các thông tin tương tự như khách hàng A nhưng với mức thu nhập là 17 triệu đồng/tháng. Khi đó, dựa vào công thức (3), xác suất về khả năng không trả được nợ đúng hạn hoặc quá hạn chưa tới 10 ngày đối với khách hàng A, B được tính là:

$$P(A) = \frac{\exp(14.497 - 1.359 * 2 - 1.329 * 1 - 0.803 * 3 - 2.13 * 1 - 1.806 * 2 - 2.337 * 2 + 0.899 * 1 + 1.635 * 0)}{1 + \exp(14.497 - 1.359 * 2 - 1.329 * 1 - 0.803 * 3 - 2.13 * 1 - 1.806 * 2 - 2.337 * 2 + 0.899 * 1 + 1.635 * 0)} = 18.6\%$$

$$P(B) = \frac{\exp(14.497 - 1.359 * 2 - 1.329 * 1 - 0.803 * 3 - 2.13 * 1 - 1.806 * 3 - 2.337 * 2 + 0.899 * 1 + 1.635 * 0)}{1 + \exp(14.497 - 1.359 * 2 - 1.329 * 1 - 0.803 * 3 - 2.13 * 1 - 1.806 * 3 - 2.337 * 2 + 0.899 * 1 + 1.635 * 0)} = 3.6\%$$

Với khách hàng A, với mức thu nhập thuộc nhóm 2 có xác suất dự đoán khả năng không trả được nợ đúng hạn là 18,6%, trong khi đó, khách hàng B có mức thu nhập cao hơn, thuộc nhóm 3 thì có xác suất dự đoán khả năng không trả được nợ đúng hạn giảm xuống còn 3,6%. Điều này cho thấy, dựa vào mô hình hồi quy logistic, khi ngân hàng lựa chọn cho vay đối với những khách hàng có mức thu nhập cao hơn thường sẽ an toàn hơn.

Hai là, khi xem xét rủi ro tín dụng cá nhân, cán bộ tín dụng ngân hàng không nên quá coi trọng các yếu tố Giới tính, Nghề nghiệp và Mục đích vay là để kinh doanh hay tiêu dùng. Bởi vì, mô hình nghiên cứu đã cho thấy cả 3 yếu tố này không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến rủi ro tín dụng cá nhân. Một mặt, điều này cũng có nghĩa là ngân hàng cần coi trọng và xem xét kỹ hơn các yếu tố nhân thân khác có ảnh hưởng thực sự đến rủi ro tín dụng cá nhân như Tuổi, Tình trạng hôn nhân, Học vấn, Mức thu nhập,... Mặt khác, ngân hàng hoàn toàn có thể thay đổi quan điểm cho vay kinh doanh an toàn hơn so với cho vay tiêu dùng, qua đó, có thể mở rộng cho vay tiêu dùng để gia tăng lợi nhuận mà vẫn kiểm soát được rủi ro tín dụng. Điều này cũng có nghĩa là người làm chính sách tín dụng của ngân hàng, cán bộ thẩm định tín dụng và nhân viên tín dụng cần thay đổi quan điểm về đánh giá rủi ro tín dụng đối với cho vay tiêu dùng.

Ba là, yếu tố thu nhập cần được coi trọng hơn so với yếu tố tài sản bảo đảm trong xem xét và đưa ra quyết định cho vay. Bởi lẽ, dựa vào hệ số odds của biến X7 (Tài sản bảo đảm) cho thấy khi khách hàng có tài sản bảo đảm thì xác suất nợ quá hạn hay rủi ro tín dụng giảm đi 0,119 lần. Trong khi đó, hệ số odds của biến X8 cho thấy khi thu nhập của khách hàng tăng một bậc thì khả năng vỡ nợ giảm 0,164 lần. Điều này có nghĩa là việc sử dụng tài sản bảo đảm làm điều kiện cho vay cá nhân chỉ góp phần nhỏ trong giảm rủi ro tín dụng, trong khi đó, yếu tố thu

nhập có thể đưa lại sự giảm đi đáng kể về rủi ro tín dụng. Đây cũng chính là cơ sở để ngân hàng điều chỉnh chính sách tín dụng theo hướng có thể mở rộng cho vay cá nhân dựa trên dòng thu nhập thay vì dựa vào tài sản bảo đảm mà vẫn kiểm soát và giảm thiểu được rủi ro tín dụng. Bản thân cán bộ thẩm định và nhân viên tín dụng cũng cần chú trọng đánh giá, kiểm soát yếu tố dòng thu nhập của khách hàng thay vì quá chú trọng đến yếu tố tài sản bảo đảm.

Bốn là, ngân hàng cần chú trọng khai thác các khách hàng có lịch sử tín dụng tốt. Hệ số odds của biến X11 (Lịch sử tín dụng) trong mô hình nghiên cứu đã cho thấy khi khách hàng chuyển từ trạng thái không có nợ quá hạn sang trạng thái đã từng có nợ quá hạn thì xác suất xảy ra tình trạng không trả được nợ đúng hạn hoặc quá hạn chưa tới 10 ngày cao gấp 5,13 lần. Do đó, việc chú trọng khai thác tín dụng đối với nhóm khách hàng cá nhân có lịch sử tín dụng tốt không chỉ góp phần giảm đáng kể rủi ro tín dụng mà còn góp phần tiết kiệm chi phí cho ngân hàng bởi lẽ nhiều thông tin về nhóm khách hàng này thường đã có sẵn trong hệ thống cơ sở dữ liệu của ngân hàng. Điều này cũng hàm ý rằng ngân hàng cần chú trọng hơn các biện pháp chăm sóc các khách hàng đã từng có quan hệ tín dụng để có thể khai thác các khoản cho vay mới một cách hiệu quả. ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Abdou, H. & Pointon, J. (2011), *Credit scoring, statistical techniques and evaluation criteria: a review of the literature*, *Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, 18 (2-3), pp. 59-88.
2. Edinam Agbemava & et la (2016), *Logistic Regression Analysis Of Predictors Of Loan Defaults By Customers Of Non-Traditional Banks In Ghana*, *European Scientific Journal* January, edition vol.12, No.1 ISSN: 1857 - 7881.
3. Ghita Bennounaa, Mohamed Tkiouat (2019), *Scoring in microfinance credit risk management tool - Case of Morocco*, *Procedia Computer Science*, Volume 148, 2019, Pages 522-531
4. Hussein A. Abdoua & et la (2019), *Would two-stage scoring models alleviate bank exposure to bad debt*, *Expert System with Application*, 128, pp 1-13
5. Li Shuai, Hui Lai, Chao Xu, Zongfang Zhou (2013), *The Discrimination Method and Empirical*

Research of Individual Credit Risk Based on Bilateral Clustering, *Modern Economy*, 2013, 4, 461-465.

6. Robert P. Lieli, Halbert White (2010), *The construction of empirical credit scoring rules based on maximization principles*, *Journal of Econometrics* 157 (2010) 110-119.
7. A.Steenackers, M.J. Goovaerts (1989), *A credit scoring model for personal loans*, *Mathematics and Economics* 8 (1989) 31-34.
8. Dinh & Kleimeier (2007), *A credit scoring model for Vietnam's retail banking market*, *International Review of Financial Analysis* 16 (2007) 471-495.
9. Agribank-Chi nhánh Tây Đô (2020), *Báo cáo tổng kết hoạt động kinh doanh năm 2020*.
10. Bùi Hữu Phước và cộng sự (2018), *Các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng tại Ngân hàng Ngoại thương chi nhánh Kiên Giang*, *Tạp chí kinh tế đối ngoại*, số 98.
11. Đặng Thanh Sơn (2018), *Phân tích các nhân tố tác động đến rủi ro tín dụng cá nhân tại Ngân hàng TMCP Á châu Chi nhánh Kiên Giang*, *Tạp chí Nghiên cứu Ấn độ và Châu Á*, số 3
12. Lê Thị Thanh Tân, Đặng Thị Việt Đức (2016), *Xếp hạng tín dụng khách hàng thể nhân tại trung tâm thông tin tín dụng quốc gia Việt Nam*, *Tạp chí Tài chính*, kỳ 1 tháng 12.

Summary

In order to provide more view of using individual credit risk measurement tools in Vietnamese commercial bank branches, this study collected data from 386 individual customer records of Agribank - Tay Do branch and apply logistic regression technique. The results show 8 factors are Age, Marital Status, Education, Collateral, Income Before Loan, Income After Loan, Loan term, Credit History which have a statistically significant influence on individual credit risk, and the model's explanatory level of 82.6%. The study also made recommendations to Agribank - Tay Do branch in particular and branches of Vietnamese commercial banks in general to use logistic regression models and prioritize income and credit history factors instead of collateral.