

NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN XẾP HẠNG TÍN NHIỆM QUỐC GIA KHU VỰC ĐÔNG VÀ ĐÔNG NAM CHÂU Á: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM BẰNG ORDERED LOGIT BAYES

Nguyễn Ngọc Thạch¹
Nguyễn Trần Xuân Linh²

Tóm tắt

Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp Ordered Logit Bayes để đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm 11 quốc gia Đông và Đông Nam Á. Kết quả nghiên cứu cho thấy thu nhập bình quân đầu người, dự trữ ngoại hối và tính minh bạch (ít tham nhũng) có tác động tích cực đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia, kết quả này phù hợp với các nghiên cứu đã được thực hiện. Tuy nhiên, biến nợ công/tổng sản phẩm quốc nội (GDP) lại có tác động cùng chiều với xếp hạng tín nhiệm quốc gia. Điều này được giải thích rằng các quốc gia trong mẫu nghiên cứu có nợ công cao lại là các quốc gia phát triển, có thu nhập đầu người cao, có trình độ quản lý nợ công tốt, ít tham nhũng, do đó xếp hạng tín nhiệm cao. Điều này cũng hàm ý rằng, nợ công/GDP không phải là yếu tố quyết định đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia.

Từ khóa: xếp hạng tín nhiệm quốc gia, Ordered Logit Bayes

Mã số: 682 | Ngày nhận bài: 7/10/2019 | Ngày hoàn thành biên tập: 23/1/2020 | Ngày duyệt đăng: 23/1/2020

Abstract

The study applies the Ordered Logit regression method, which is based on the Bayes approach, to evaluate the factors affecting the national credit rating of 11 countries in East and Southeast Asia. The results show that per capita income, foreign exchange reserves and transparency, which is measured by less corruption, positively impact on the national credit rating. These findings are consistent with previous studies. The ratio of public debt to gross domestic product (GDP) has a positive correlation with the national credit rating. As the sampled countries with high public debt are developed countries, they have high per capita income, good debt management capacity, and are less corrupt, thus, ranking credit is high. This finding implies that the ratio is not a decisive factor to national credit rating

Keywords: sovereigns credit ratings, Ordered Logit Bayes

Paper No. 682 | Date of receipt: 7/10/2019 | Date of revision: 23/1/2020 | Date of approval: 23/1/2020

¹ Trường Đại học Ngân Hàng Tp. HCM, Email: thachnn@buh.edu.vn

² Trường Cao đẳng Công thương Tp. HCM, Email: xuanlinh86@gmail.com

1. Lời mở đầu

Xếp hạng tín nhiệm quốc gia được xem là chỉ số then chốt để đánh giá sự phát triển hệ thống tài chính của một quốc gia. Nó phản ánh khả năng thực hiện nghĩa vụ nợ của một nước. Chỉ số xếp hạng tín nhiệm tác động đến môi trường kinh doanh của một quốc gia theo nhiều cách. Tác động quan trọng nhất của chỉ số này là mức lãi suất mà một quốc gia có thể thỏa thuận được khi thực hiện vay vốn trên thị trường quốc tế. Tiếp theo, chỉ số này cũng ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm của các ngân hàng và doanh nghiệp trong nước, từ đó ảnh hưởng đến khả năng thu hút nhà đầu tư nước ngoài khi các tổ chức này thực hiện huy động vốn trên thị trường quốc tế. Các nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia đã được thực hiện tương đối nhiều, tuy nhiên theo mức độ lực khảo của chúng tôi, các nghiên cứu này sử dụng chủ yếu dữ liệu chéo của các quốc gia trên thế giới chứ chưa thực hiện phân tích cho từng khu vực cụ thể, và phần lớn, các nghiên cứu này thường đi theo cách tiếp cận tần suất (frequentist) truyền thống. Tuy nhiên, cách tiếp cận này tỏ ra thiếu hiệu quả trong suy diễn và dự báo thống kê trong nhiều trường hợp (Briggs & Hung, 2019; Nguyen et al., 2019, Thach, 2020). Cụ thể, theo cách tiếp cận truyền thống, các hệ số hồi quy là chưa biết nhưng cố định, và một giả định quan trọng là hệ số này được tính từ vô số lần thí nghiệm giống nhau lặp đi, lặp lại. Giả định phù hợp với lĩnh vực khoa học tự nhiên hơn là khoa học xã hội, thật khó có thể thuyết phục được các nhà hoạch định chính sách rằng các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm là một thí nghiệm lặp đi lặp lại trong điều kiện giống nhau hoàn toàn. Đối với phương pháp Bayes thì ngược lại, hệ số hồi quy là một đại lượng ngẫu nhiên, và nó có dao động một cách

ngẫu nhiên do ảnh hưởng của các yếu tố gây nhiễu. Ví dụ, trong trường hợp xem xét các yếu tố tác động đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia, các hệ số của các nhân tố này có thể dao động, do các yếu tố gây nhiễu tùy vào đặc thù của các quốc gia trong mẫu. Mức gây nhiễu yếu tố này có thể giảm xuống khi số lượng mẫu tăng lên, nhưng nó không phải là các thí nghiệm lặp lại trong điều kiện giống nhau. Điều này giúp việc suy diễn thống kê theo phương pháp Bayes phù hợp hơn trong khoa học xã hội. Bằng việc sử dụng nguyên lý xác suất Bayes, phân tích Bayes cung cấp một hình thức để kết hợp thông tin tiên nghiệm với bằng chứng từ dữ liệu đã có nhằm hình thành phân phối hậu nghiệm của các tham số mô hình. Điều này đã dẫn đến một ưu điểm quan trọng của phương pháp Bayes là độ chính xác của mô hình không phụ thuộc quá nhiều vào độ lớn dữ liệu. Như vậy, mặc dù thuật toán của phương pháp Bayes là rất phức tạp, đòi hỏi chi phí tính toán lớn, tuy nhiên hiện nay, với sự phát triển của khoa học máy tính, thì các thuật toán được giải quyết khá dễ dàng. Do vậy, với ưu thế vượt trội về diễn giải thống kê so với cách tiếp cận truyền thống thì phương pháp Bayes ngày càng trở nên phổ biến, đặc biệt là trong lĩnh vực khoa học xã hội. Vì những lý do này, nhóm tác giả đã sử dụng mô hình Ordered Logit Bayes để đánh giá mối quan hệ giữa các yếu tố được chọn lọc và xếp hạng tín nhiệm quốc gia của 11 nước thuộc khu vực Đông và Đông Nam Á. Đây là khu vực mà mức độ tín nhiệm quốc gia được cải thiện đáng kể, do vậy nhóm nghiên cứu muốn tìm hiểu các nhân tố dẫn đến biến chuyển tích cực này. Với mục tiêu giới thiệu phương pháp Bayes, nhóm nghiên cứu đã đi sâu vào khung lý thuyết và quy trình phân tích Bayes. Ngoài ra, nghiên cứu cũng khám phá rằng nhân tố nợ công thì có kết quả khác biệt

với các nghiên cứu trước, theo đó, các nước trong mẫu nghiên cứu có nợ công cao lại có xếp hạng tín nhiệm cao. Điều này được giải thích là do, các yếu tố khác, đặc biệt là thu nhập và tính minh bạch có tác động mạnh và lấn át biến nợ công trong xu hướng tác động đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia, hơn nữa các quốc gia phát triển có trình độ quản lý nợ công tốt hơn các nước đang phát triển. Điều này cũng hàm ý rằng, mức nợ công không phải lúc nào cũng là nhân tố then chốt trong việc đánh giá tín nhiệm của một quốc gia.

2. Tổng quan các nghiên cứu liên quan

Cantor và Packer (1996) có thể được xem là những người tiên phong trên lĩnh vực này, với dữ liệu của 49 quốc gia, thông qua hồi quy OLS, hai tác giả trên đã kết luận sáu nhân

tố ảnh hưởng đến tín nhiệm quốc gia là: thu nhập bình quân đầu người, tăng trưởng kinh tế, mức độ phát triển kinh tế, lịch sử vỡ nợ, lạm phát, nợ nước ngoài, trong đó ba yếu tố đầu có tác động tích cực, còn ba yếu tố sau có tác động tiêu cực đến xếp hạng tín nhiệm của các quốc gia.

Sau nghiên cứu của Cantor và Packer (1996), xếp hạng tín nhiệm quốc gia thu hút được khác nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu, nhiều phương pháp khác nhau như mô hình hồi quy đa biến, mô hình hồi quy Logit, Probit thứ bậc, dữ liệu bảng, cùng với các số liệu tại nhiều khu vực và các quốc gia trên thế giới, các nhân tố ảnh hưởng đến mức xếp hạng tín nhiệm quốc gia đã được đưa vào xem xét và có thể tóm tắt như sau:

Bảng 1. Các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia

Các nhân tố	Tác động	Tác giả
Thu nhập đầu người	+	Afonso (2002), Alexe và cộng sự (2003), Rowland và Torres (2004), Mellios và Paget-Blanc (2004), Bissoondoyal-Bheenick (2005), Butler và Fauver (2006), Afonso và cộng sự (2007), Gaillard (2009), Afonso, Gomes và Rother (2011), Connolly (2014), Hadzi-Vaskov và Ricci (2019)
Tỷ lệ tăng trưởng GDP	+	Afonso (2002), Afonso và cộng sự (2007), Afonso, Gomes và Rother (2011), Connolly (2014), Hadzi-Vaskov và Ricci (2019)
Tỷ lệ lạm phát	-	Afonso, Alexe và cộng sự (2003), Rowland và Torres (2004), Mellios và Paget-Blanc (2004), Bissoondoyal-Bheenick (2005), Butler và Fauver (2006), Hadzi-Vaskov và Ricci (2019)
Nợ nước ngoài	-	Afonso (2002), Butler và Fauver (2006), Afonso và cộng sự (2007)
Lịch sử vỡ nợ	-	Afonso (2002), Rowland và Torres (2004), Mellios và Paget-Blanc (2004), Butler và Fauver (2006), Gaillard (2009), Connolly (2014)
Cán cân thương mại	+	Alexe và cộng sự (2003)
Tỷ giá hối đoái	+/-	Alexe và cộng sự (2003), Mellios và Paget-Blanc (2004)
Sự ổn định chính trị	+	Alexe và cộng sự (2003),

Các nhân tố	Tác động	Tác giả
Tính hiệu quả của chính phủ	+	Alexe và cộng sự (2003), Afonso, Gomes và Rother (2011), Butler và Fauver (2006)
Mức độ tham nhũng	-	Alexe và cộng sự (2003), Connolly (2014)
Dự trữ ngoại hối	+	Rowland và Torres (2004), Bissoondoyal-Bheenick (2005), Afonso và cộng sự (2007), Butler và Fauver (2006)
Nợ công	-	Rowland và Torres (2004), Afonso và cộng sự (2007), Afonso, Gomes và Rother (2011), Butler và Fauver (2006), Hadzi-Vaskov và Ricci (2019)
Tỷ lệ nợ/xuất khẩu	-	Rowland và Torres (2004), Connolly (2014)
Thu nhập chính phủ	+	Mellios và Paget-Blanc (2004)
Cân bằng ngân sách	+	Bissoondoyal-Bheenick (2005), Afonso, Gomes và Rother (2011)
Mức phát triển chung	+	Butler và Fauver (2006)
Chỉ số vỡ nợ quốc gia	-	Afonso và cộng sự (2007)
Nợ ròng/thu ngân sách	-	Gaillard (2009)
Lãi suất	-	Gaillard (2009)
Lãi suất Mỹ	-	Hadzi-Vaskov và Ricci (2019)

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

3. Cơ sở lý luận xếp hạng tín nhiệm quốc gia và các nhân tố ảnh hưởng

3.1. Xếp hạng tín nhiệm quốc gia

Theo Michael (2003) xếp hạng tín nhiệm quốc gia là một quá trình đánh giá và phân loại mức độ tín nhiệm của một đối tượng từ thấp đến cao theo những tiêu chí cụ thể về rủi ro. Hiện nay, khái niệm rủi ro được gắn với ước tính về mức tổn thất có thể xảy ra; nếu tổn thất càng lớn thì rủi ro càng cao, mức độ tín nhiệm càng thấp và ngược lại. Theo Michael và Hille (2008), xếp

hạng tín nhiệm là quá trình phản ánh quan điểm của các tổ chức xếp hạng tại một thời điểm cụ thể về mức độ tin cậy với khả năng trả nợ của một chủ thể như nhà phát hành hoặc các nghĩa vụ nợ đã cam kết. Cụ thể hơn, xếp hạng tín nhiệm phản ánh khả năng và thiện chí trả nợ của nhà phát hành, còn đối với nghĩa vụ nợ đơn lẻ thì đó là việc đánh giá khả năng và thiện chí trả nợ. Cơ sở để xếp hạng tín nhiệm đó là xác suất vỡ nợ của các đối tượng được xếp hạng. Có thể nói, hiện nay có khá nhiều khái niệm xếp hạng tín nhiệm trong nghiên cứu tài chính, nhưng về

cơ bản, xếp hạng tín nhiệm đó là quá trình phân loại mức độ tin cậy về khả năng trả nợ của một đối tượng từ cao đến thấp.

3.2. Các nhân tố ảnh hưởng

Từ cơ sở lý luận và lược khảo các nghiên cứu trước, nhóm nghiên cứu xác định các nhân tố tiềm ẩn đến xếp hạng tín nhiệm bao gồm: nợ công, thu nhập bình quân đầu người; dự trữ ngoại hối; tham nhũng; tỷ lệ tăng trưởng GDP; tỷ lệ lạm phát; cán cân thương mại; tỷ lệ nợ/xuất khẩu; lãi suất Mỹ.

Sau khi tiến hành thu thập dữ liệu và phân tích định lượng sơ bộ, nhóm nghiên cứu đã loại các biến Tỷ lệ tăng trưởng GDP; Tỷ lệ lạm phát; Cán cân thương mại; Tỷ lệ nợ/xuất khẩu; Lãi suất Mỹ vì các biến này không đạt được hội tụ chuỗi MCMC, một trong những điều kiện tiên quyết trong phân tích Bayes. Các nhân tố còn lại bao gồm: Nợ công; thu nhập bình quân đầu người; dự trữ ngoại hối; tham nhũng sẽ được tiến hành phân tích chi tiết.

Nợ công càng cao thì xếp hạng tín nhiệm càng thấp. Theo Brũha và cộng sự (2017), trong các yếu tố tác động đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia thì nợ công được xem là nhân tố quan trọng nhất. Mức nợ công tăng lên nhìn chung sẽ làm tăng rủi ro tổn thương tài khóa và làm gia tăng sự nghi ngại về khả năng thực hiện nghĩa vụ tài chính của một quốc gia, dẫn đến các tổ chức tín nhiệm thường xếp hạng thấp các quốc gia này. Các nghiên cứu thực hiện về xếp hạng tín nhiệm quốc gia thường có nhận định chung rằng nợ là biến giải thích quan trọng nhất đối với xếp hạng tín nhiệm (Afonso và cộng sự, 2011; Metodij và Ricci, 2019). Tuy nhiên, trong mẫu nghiên cứu có những quốc gia có nợ công rất cao như Nhật Bản, Singapore nhưng xếp hạng tín nhiệm cũng rất cao, các quốc gia còn lại thì phần lớn dù có mức nợ công tăng theo thời gian

nhưng xếp hạng tín nhiệm lại được cải thiện. Do vậy, nhóm nghiên cứu sẽ kiểm định lại nhân tố này bằng phương pháp Bayes.

Thu nhập bình quân càng cao thì mức xếp hạng tín nhiệm của quốc gia càng cao. Theo Carton và Packer (1996), khoản thu tiềm tàng từ thuế thể hiện năng lực tài chính của quốc gia vay nợ, nên quốc gia có thu nhập bình quân cao thì triển vọng trả nợ của quốc gia này sẽ cao, do đó xếp hạng tín nhiệm tín dụng cao. Anfoso (2003) cũng nhận định rằng quốc gia có thu nhập bình quân cao thì được các tổ chức xếp hạng tín nhiệm đánh giá tích cực. Đây là một trong những nhân tố nhận được các nhà nghiên cứu lựa chọn nhiều nhất khi xem xét đánh giá xếp hạng tín nhiệm quốc gia.

Lượng dự trữ ngoại hối càng lớn thì xếp hạng tín nhiệm quốc gia càng cao. Theo Peter (2004), dự trữ ngoại hối có thể được dùng để đảm bảo các khoản vay, đặc biệt vay nước ngoài, do vậy, quốc gia có lượng dự trữ ngoại hối càng lớn thì khả năng trả nợ càng cao và điều này sẽ tác động tích cực đến xếp hạng tín nhiệm. Dù vậy, trong mẫu nghiên cứu này, dự trữ ngoại hối trên tổng nợ của một số quốc gia như Nhật Bản hay Hàn Quốc là thấp hơn so với Trung Quốc nhưng hai quốc gia này lại có vị trí trên bảng xếp hạng tín nhiệm tốt hơn Trung Quốc, do vậy, nhóm tác giả sẽ kiểm định nhân tố này theo cách tiếp cận Bayes.

Quốc gia có tham nhũng thấp thì có mức xếp hạng tín nhiệm cao. Theo Michael Connolly (2007), tham nhũng khiến tính hiệu quả của các khoản vay giảm xuống, các khoản vay bị chi tiêu một cách hoang phí, bất hợp lý. Hậu quả là suất sinh lợi trên vốn đầu tư thấp hơn lãi suất phải trả cho khoản vay đó, dẫn đến khả năng cao quốc gia đó vỡ nợ. Do vậy, các quốc gia có mức tham nhũng cao thì bị xếp hạng tín nhiệm thấp, và ngược lại.

Mô hình nghiên cứu của chúng tôi có dạng sau:

$$\text{CodeRating} = \beta_1 \text{GrossDebtGDP} + \beta_2 \text{LogGDPper} + \beta_3 \text{LogCorruption} + \beta_4 \text{ReserveDebt} \quad (1)$$

Trong đó: CodeRating là mã hóa biến giả xếp hạng tín nhiệm quốc gia.

$$\text{CodeRating} = \begin{cases} 1 \text{ nếu } \text{CodeRating} \in \text{NIG} \text{ (hạng không đầu tư)} \\ 2 \text{ nếu } \text{CodeRating} \in \text{LIG} \text{ (hạng đầu tư thấp)} \\ 3 \text{ nếu } \text{CodeRating} \in \text{HIG} \text{ (hạng đầu tư cao)} \end{cases}$$

GrossDebtGDP: Tổng nợ công/GDP

LogGDPper: Log GDP bình quân đầu người

LogCorruption: Log chỉ số tham nhũng

ReserveDebt: Dự trữ ngoại hối/Tổng nợ công

$$\begin{cases} 1 \text{ nếu } \gamma_0 < S_i < \gamma_1 \\ 2 \text{ nếu } \gamma_1 < S_i < \gamma_2 \\ 3 \text{ nếu } \gamma_2 < S_i < \gamma_3 \\ 4 \text{ nếu } \gamma_3 < S_i < \gamma_4 \\ \dots \\ m \text{ nếu } \gamma_c - 1 < S_i < \gamma_c \end{cases} \quad (3)$$

Trong đó: $\gamma = (\gamma_0, \dots, \gamma_c)$ là biên của biến tiềm ẩn cho mỗi nhóm. Xác suất của một quan sát trong mỗi nhóm là:

$$\Pr(Y_i=c) = \Pr(\gamma_{(c-1)} < S_i < \gamma_c) \quad (4)$$

4. Khung phân tích Ordered Logit Bayes

Ordered Logit Model là mô hình hồi quy cho phép chúng ta mô hình hóa dữ liệu thang đo thứ bậc (ordinal data), ví dụ: mạnh, trung bình, yếu; hoặc rất đồng ý, đồng ý, không đồng ý... với một hoặc nhiều biến độc lập, mô hình này thường được sử dụng trong khoa học xã hội (Wang, 2014). Cách phổ biến nhất để phân tích dữ liệu thang đo là giả định rằng biến tiềm ẩn S_i phải gắn với mỗi quan sát trả về (observed response) Y_i . Trong trường hợp mô hình nhị phân, dữ liệu trả về chỉ có hai giá trị là 0 hoặc 1.

$$Y_i = \begin{cases} 1 \text{ nếu } S_i \geq \gamma \\ 0 \text{ nếu } S_i \leq \gamma \end{cases} \quad (2)$$

Trong đó: giá trị γ được xác định trong từng tình huống cụ thể.

Nếu dữ liệu trả về có nhiều thang đo phân loại (Albert và Chib, 1993) thì:

Giá trị của mỗi biến tiềm ẩn S_i tương ứng với mỗi nhóm xác định theo mỗi trường hợp cụ thể. Tham số γ còn được gọi là ngưỡng (thresholds) hoặc điểm cắt (cutpoints), và nó trả về giá trị tăng dần ($-\infty < \gamma_0 < \gamma_1 < \dots < \gamma_{(c-1)} < \gamma_c < \infty$). Mỗi biến tiềm ẩn được giả định là liên tục và tập trung trên giá trị trung bình, nó thường được mô hình hóa như một hàm tuyến tính của một hoặc vài biến tương quan. Phân phối của biến tiềm ẩn có thể được biểu diễn dưới dạng sau:

$$S_i = X_i' \beta + \varepsilon \quad (5)$$

Trong đó: ma trận tương quan $\text{cov}(\varepsilon) = \Sigma$ Xác suất của Y_i rơi vào mỗi nhóm.

$$\begin{aligned} P_{ic} &= \int_{\gamma_{c-1}}^{\gamma_c} f(S_i - x'_i \beta) dS_i \\ &= P(\gamma_{c-1} < S_i < \gamma_c), \\ &= F(\gamma_c - X'_i \beta) - F(\gamma_{c-1} - X'_i \beta) \quad (6) \end{aligned}$$

Trong đó: $F(*)$ là hàm phân phối tích lũy (CDF).

Khả năng nhận dạng trong mô hình Logit luôn là một vấn đề cần được quan tâm, bởi vì nếu tồn tại một thông số không thể nhận dạng, quỹ đạo của chuỗi Markov cho các thành phần của thông số có xu hướng chệch ra giá trị cực lớn, rất khó để hội tụ và dẫn đến không thể tính toán (Gelfand và Sahu, 1999). Trong mô hình Ordered Logit, thông số β và ma trận hiệp phương sai Σ không được xác định nếu biên của γ là không biết (Robert và cộng sự, 2000). Để đảm bảo khả năng nhận dạng của các thông số, chúng ta có thể gắn biên đã biết, hoặc ít nhất giới hạn, trên biến tiềm ẩn. Ví dụ, lấy $\gamma_1=0$ hoặc giới hạn ma trận hiệp phương sai. Albert và Chib (1993) tạo ma trận hiệp phương sai bằng I. Lấy δ_{ij} là nhân tố thứ ij của ma trận hiệp phương sai Σ , như vậy δ_{11} là dương, phương pháp tần suất thường đặt $\delta_{11}=1$ để đạt được sự xác định của thông số. McCulloch và cộng sự (2000) đã phát triển thuật toán Bayes để bỏ biên của giá trị biến tiềm ẩn ngẫu nhiên, nhưng vẫn hoạt động trên tiên nghiệm của ma trận tương quan để làm thông số và định hình mô hình Logit đa tầng.

Lấy Y_i là biến trả về đa tầng với C nhóm, cùng với vector của biến tương quan X_i . Mô hình hồi quy có thể được thực hiện để thiết lập mối quan hệ giữa biến độc lập và biến phụ thuộc, và khoảng xác suất mà mỗi biến rơi vào mỗi nhóm $P_{ic}=P(Y_i=y_c | X_i), c=1, \dots, C$. Xác suất tích lũy cuối cùng bằng 1. Do vậy xác suất mà mỗi biến trả về rơi vào nhóm c có thể đạt được bằng sử dụng xác suất tích lũy của nhóm trừ cho xác suất của mỗi nhóm trước nó: $P(Y_i=c)=P(Y_i \leq c)-P(Y_i \leq c-1)$. Mô hình Ordered Logit cho mỗi biến thang đo Y_i với C nhóm được định nghĩa bởi một bộ $C - 1$ phương trình trong đó xác suất tích lũy

$p_{ic}=P(Y_i \leq y_c | X_i)$ liên quan tới biên dự đoán X_i thông qua hàm:

$$\begin{aligned} \text{logit}(P_{ci}) &= \text{logit} \frac{p_{ci}}{1-p_{ci}} \\ &= \gamma_c - X'_i \beta, c = 1, \dots, C. \end{aligned} \quad (7)$$

Do không thể thực hiện ước tính đồng thời tổng thể β_0 và tất cả ngưỡng $C - 1$, nên để xử lý vấn đề này, phải đặt $\beta_0=0$ hoặc đặt ngưỡng đầu tiên bằng 0 ($\gamma_0=0$). Do đó

$$p_{ci} = \frac{\exp(\gamma_c - X'_i \beta)}{1 + \exp(\gamma_c - X'_i \beta)} = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_c - X'_i \beta)} \quad (8)$$

Mô hình Ordered Logit còn được gọi là mô hình tỷ lệ odds (proportional odds mode) bởi vì tỷ lệ giá trị odds cho sự kiện $Y_1 \leq c$ trên giá trị odds của sự kiện $Y_2 \leq c$ là:

$$\frac{\frac{p_{c1}}{1-p_{c1}}}{\frac{p_{c2}}{1-p_{c2}}} = \exp[-(X_1 - X_2)' \beta], \quad (9)$$

tỷ lệ này độc lập với nhóm trả về c . Mô hình Ordered Logit là một loại của dạng mở rộng của mô hình thang đo tích lũy, trong đó hàm Logit sẽ được thay thế bởi hàm liên kết (link function) khác, trong đó probit hoặc complementary log-log là các hàm được sử dụng thường xuyên nhất. Trong trường hợp liên kết probit, xác suất của một quan sát trong nhóm c là:

$$\begin{aligned} \Phi^{-1}(p_{ic}) &= \gamma_c - X'_i \beta_c \\ \Pr(Y_i = c | X_i, \beta_c, \delta_\epsilon^2) &= \Pr(S_i \geq \gamma_c | X_i, \beta_c, \delta_\epsilon^2) \\ &= 1 - \Phi(\gamma_c - X'_i \beta_c) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} S_i^2\right] dS_i \end{aligned} \quad (10)$$

Phương trình (10) được gọi là hàm Ordinal Logit, nó dự đoán xác suất tương tự với mô hình tỷ lệ odds, do vậy mô hình Ordinal Logit có thể lấy mẫu từ phân phối hậu nhiệm của nó một cách hiệu quả. Vì lý do này, nó là rất phù hợp để thực hiện hồi quy Ordered Logit Bayes.

Ước lượng Bayes cho Ordered Logit Models

Các thuật toán Markov Chain Monte Carlo (MCMC) được đề xuất cho mô hình Ordered Logit theo cách tiếp cận Bayes. Để tránh sự thiên lệch của ước lượng hợp lý tối đa (maximum likelihood estimation - MLE) trong mẫu nhỏ và sự thiếu chính xác của xấp xỉ phân phối chuẩn, Albert và Chib (1993) đề xuất thực hiện hồi quy mô hình Probit/Logit theo cách tiếp cận Bayes. Họ đặt các biến tiềm ẩn trong phương trình (4), với phân phối chuẩn cho phần sai số (error terms). Sau đó biến tiềm ẩn S_i cho giá trị β và Y_i có phân phối chuẩn $N(X_i'\beta, 1)$ và bị chặt (truncated) tới $\gamma_{(c-1)} < S_i < \gamma_c$. Phân phối liên kết của biến tiềm ẩn với thông số khác được viết lại dưới dạng:

$$\pi(\beta, \gamma, S|Y) = C \prod_{i=1}^N \left[\sqrt{1/2\pi} \exp(-(S_i - X_i'\beta)^2/2) \times \left(\sum_{c=1}^C I(Y_i = c) I(\gamma_{c-1} < S_i < \gamma_c) \right) \right] \quad (11)$$

Nếu tiên nghiệm khuếch tán hoặc phẳng (diffuse or flat prior) được thay vào β , như vậy $\beta, S|Y$ được phân phối $N(\hat{\beta}, (X'\Omega X)^{-1})$, trong đó $\hat{\beta} = (X'\Omega X)^{-1} X'\Omega^{-1} S$. Albert và Chib (1993) sử dụng MCMC để chọn mẫu từ phân

phối hậu nghiệm cho ước lượng tham số trong mô hình hồi quy Ordered Logit Bayes.

Trong nghiên cứu này, các tác giả xây dựng bốn mô hình hậu nghiệm Bayes với các phân phối tiên nghiệm khác nhau - phân phối tiên nghiệm chuẩn hàm chứa thông tin thấp (gần như phi thông tin) (Normal prior) và phân phối tiên nghiệm phi thông tin (Uniform prior). Kiểm định hội tụ để xác định tính vững của suy diễn Bayes cho từng mô hình, rồi cuối cùng sử dụng Bayes factor để chọn mô hình tốt nhất.

5. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng bảng xếp hạng tín nhiệm của Moody's với 23 hạng, trong đó thứ hạng cao nhất là Aaa và thứ hạng thấp nhất là WR. Với mục tiêu đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm, bảng xếp hạng này sẽ được chia thành ba nhóm: hạng đầu tư cao (High investment grade - HIG), hạng đầu tư thấp (Low investment grade - LIG) và hạng không đầu tư (Non-investment grade - NIV), đây là cách phân hạng được sử dụng rộng rãi trên thị trường tài chính (Metodij và Ricci, 2019). Bảng 1 mô tả phân nhóm của bảng xếp hạng tín nhiệm của Moody's.

Bảng 2. Phân nhóm xếp hạng tín nhiệm quốc gia

Moody's Rating	Class
Aaa	High investment grade
Aa1	
Aa2	
Aa3	
A1	
A2	
A3	Low investment grade
Baa1	
Baa2	

Moody's Rating	Class
Baa3	Low investment grade
Ba1	
Ba2	
Ba3	
B1	Non-investment grade
B2	
B3	
Caa1	
Caa2	
Caa3	
Ca	
C	
WR	

Nguồn: Moody's rating

Các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm được lựa chọn trong nghiên cứu này là Nợ công, Thu nhập bình quân đầu người, Dự trữ ngoại hối, Mức độ tham nhũng. Trong đó Nợ công được đo lường thông qua chỉ tiêu Tổng nợ công/GDP, thu nhập bình quân đầu người được đo lường thông qua chỉ tiêu GDP bình quân đầu người, nhằm hiệu chỉnh các biến kinh tế bị lệch lớn (bất đối xứng - skewed) giúp nó hiệu quả hơn trong phân tích thống kê, chúng tôi lấy log GDP bình quân đầu người; Dự trữ ngoại hối sẽ được đo lường thông qua tỷ lệ dự trữ ngoại hối/tổng nợ công

của các quốc gia trong mẫu nghiên cứu; dữ liệu nghiên cứu của các biến này được trích dẫn từ World Economic Outlook của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund).

Biến tham nhũng sẽ được trích từ trang web của Tổ chức Minh bạch quốc tế (Transparency International), chỉ số này được Tổ chức Minh bạch quốc tế tính toán trên cơ sở 13 nguồn thu thập từ đánh giá của các chuyên gia và những nhà điều hành doanh nghiệp về hành vi tham nhũng của tổ chức công tại các khu vực cụ thể.

Bảng 3. Nguồn thông tin của Tổ chức Minh bạch thế giới để tính chỉ số minh bạch

Nguồn	Số quốc gia
African Development Bank Governance Ratings	38
Stiftung Governance Indicators Governance Indicators	41
Bertelsmann Stiftung Transformation Index	129
Economist Intelligence Unit Country Risk Service	131
Global Insight Country Risk Ratings	180

Nguồn	Số quốc gia
IMD World Competitiveness Center World Competitiveness Yearbook Executive Opinion Survey	63
Political and Economic Risk Consultancy Asian Intelligence	15
The PRS Group International Country Risk Guide	140
World Bank — Country Performance and Institutional Assessment	67
World Economic Forum Executive Opinion Survey	133
World Justice Project Rule of Law Index Expert Survey	110
Varieties of Democracy Project's Political Corruption Index	169

Những quốc gia nào có mặt tối thiểu 3 nguồn này sẽ được tính chỉ số minh bạch thông qua công thức chuẩn hóa (z-score), chỉ số này cho biết quốc gia có điểm số càng cao thì càng minh bạch, tức là ít tham nhũng.

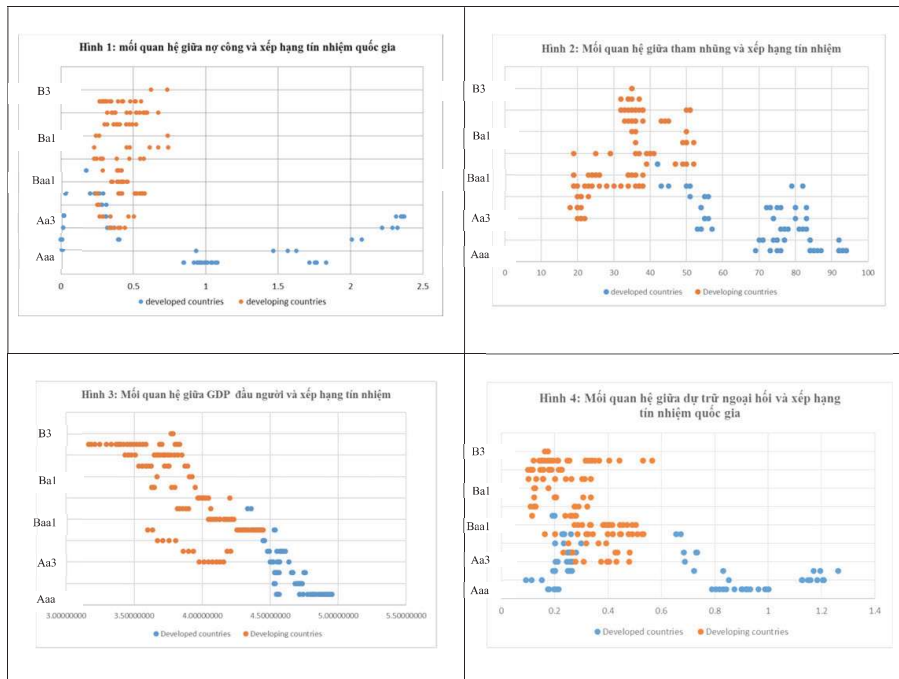
Dữ liệu nghiên cứu nằm trong giai đoạn 2001-2018. Các quốc gia trong mẫu nghiên cứu bao gồm: Campuchia, Trung Quốc, Indonesia, Nhật Bản, Hàn Quốc, Hồng Kông, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan

và Việt Nam. Đây là những quốc gia trong khu vực có đầy đủ dữ liệu để nghiên cứu.

6. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

6.1. Phân tích số liệu

Mối quan hệ giữa xếp hạng tín nhiệm quốc gia và các nhân tố ảnh hưởng của các nước trong mẫu nghiên cứu được thể hiện qua các Hình 1-4.



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Các Hình 1-4 cho thấy, tỷ lệ nợ công trên GDP càng cao thì xếp hạng tín nhiệm có xu hướng thấp. Hình 1 cũng chỉ ra sự khác biệt giữa các quốc gia phát triển và đang phát triển, các quốc gia có thu nhập cao như Singapore hay Nhật Bản, dù có mức nợ công trên GDP rất cao nhưng vẫn được đánh giá tín nhiệm rất cao, do vậy, có thể thấy bên cạnh nợ công thì các yếu tố khác cũng ảnh hưởng đến kết quả xếp hạng tín nhiệm. Các hình 2, 3, 4 lần lượt thể hiện mối quan hệ giữa thu nhập bình quân đầu người, dự trữ ngoại hối trên GDP và mức độ tham nhũng. Nhìn chung, theo các hình trên, thu nhập bình quân càng cao, dự trữ ngoại hối trên nợ công càng lớn và mức

độ tham nhũng càng thấp (điểm số minh bạch cao) thì tín nhiệm càng cao. Ngoài ra, các quốc gia phát triển có các chỉ số về thu nhập bình quân đầu người, dự trữ ngoại hối trên GDP và mức độ tham nhũng tốt hơn, do đó, mức xếp hạng tín nhiệm của họ là tốt hơn các quốc gia đang phát triển.

6.2. Kết quả thực nghiệm

Mô hình đầu tiên sẽ được thực hiện với tiên nghiệm đã được mặc định là phân phối chuẩn Normal (0, 10.000). Sau đó chúng tôi thay đổi phân phối tiên nghiệm lần lượt là Normal (0, 1.000) cho mô hình 2, Uniform (-50, 50) cho mô hình 3, Uniform (-100, 100) cho mô hình 4.

Bảng 4. Tóm tắt kết quả hồi quy đối với các mô hình 1-4

CodeRating	Mean	Std. Dev.	MCSE	Median	Equal-tailed [95% Cred. Interval]	
Model 1 Priors {CodeRating:} ~ normal (0,10.000)						
GrossDebtGDP	2,181102	1,204815	,05805	2,073778	,0673215	4,902514
LogGDPper	1,429224	1,618023	,075524	1,437269	-1,80063	4,66546
LogCorruption	17,86287	4,296514	,232477	17,84169	9,682598	26,51399
ReserveDebt	2,357646	,6955533	,036134	2,354025	1,02007	3,757838
cut1	34,02675	4,254678	,201147	33,77445	26,31164	43,21113
cut2	39,50836	4,863882	,243108	39,15134	30,83848	50,20852
Model 2 Priors {CodeRating:} ~ normal (0,1000)						
GrossDebtGDP	2,568138	1,300618	,112484	2,429726	,3963701	5,505084
LogGDPper	2,641562	1,493624	,144929	2,587991	-,2640785	5,613972
LogCorruption	16,28528	3,766734	,327052	16,24282	9,031598	23,71973
ReserveDebt	2,504983	,7042766	,085826	2,520025	1,107538	3,847592
cut1	36,54174	3,160277	,945366	35,92616	31,89905	42,17944
cut2	42,4041	3,646313	1,0916	41,78168	37,1222	48,79576

CodeRating	Mean	Std. Dev.	MCSE	Median	Equal-tailed [95% Cred. Interval]	
Model 3 Priors {CodeRating:} ~ uniform (-50,50)						
GrossDebtGDP	2,285154	1,187126	,07359	2,159927	,2988514	4,858792
LogGDPper	1,067431	1,619071	,326922	1,073844	-2,145386	4,27282
LogCorruption	18,25716	4,061208	,708411	18,30414	9,640657	26,1261
ReserveDebt	2,347598	,7699477	,128104	2,368587	,8546227	3,806183
cut1	33,27473	5,496759	1,67942	34,09068	24,53591	40,53203
cut2	38,65491	6,275704	1,91867	39,61297	28,81735	46,95182
Model 4 Priors {CodeRating:} ~ uniform (-100,100)						
GrossDebtGDP	2,222957	1,180847	,06142	2,126829	,206393	4,819574
LogGDPper	1,13465	1,5313	,084927	1,15807	-1,978564	4,067352
LogCorruption	16,51749	4,022926	,384421	16,26871	9,082618	24,76767
ReserveDebt	2,183886	,6812534	,064694	2,174311	,8720664	3,497684
cut1	30,82367	3,265677	,838324	30,45085	25,27997	37,12168
cut2	35,86674	3,704093	,949391	35,35054	29,53173	43,07748

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Theo bảng 4, hầu hết các giá trị độ lệch chuẩn (Std.dev) nhỏ hơn mean, còn MCSE của các tham số là các số thập phân bé hơn 1. Đặc biệt, mô hình 2 đạt được các thông số này tốt nhất. Các hệ số trong bốn mô hình dù khác về giá trị nhưng có dấu giống nhau, tức là hướng tác động của các biến độc lập đối với biến phụ thuộc trong các mô hình này là giống nhau. Hệ số của GrossDebtGDP là ước lượng của log-odds (Logit) thứ tự ứng với mỗi đơn vị gia tăng trong tỷ lệ nợ công/GDP trên mức xếp hạng tín nhiệm (CodeRating) kì vọng với điều kiện các biến khác được giữ không đổi. Nếu một đối tượng xếp hạng có tỷ lệ nợ công/GDP tăng 1 đơn vị thì log-odds để đối tượng đó ở trong nhóm xếp hạng tín nhiệm cao hơn sẽ tăng β_1 (ứng với các giá trị 2,181102; 2,568138; 2,285154; 2,222957 cho lần lượt các mô hình 1, 2, 3, 4) trong khi các biến khác được giữ không

đổi. Các hệ số của LogGDPper, LogCorruption, ReserveDebt cũng được giải thích tương tự.

Cut1: đây là điểm cắt ước tính cho biến tiềm ẩn được dùng để phân biệt xếp hạng tín nhiệm thấp (hạng không đầu tư) so với xếp hạng tín nhiệm trung bình (hạng đầu tư thấp) và cao (hạng đầu tư cao) khi các giá trị của các biến dự báo ở mức 0. Giả sử trong mô hình 1, giá trị cut1 bằng 34,02675 có nghĩa là các biến tiềm ẩn của quốc gia có giá trị từ 34,02675 trở xuống được xếp hạng thấp khi các biến dự báo của quốc gia đó ở mức 0. Cut2 là điểm cắt ước tính cho biến tiềm ẩn được dùng để phân biệt xếp hạng tín nhiệm cao so với hai mức còn lại khi giá trị của các biến dự báo ở mức 0. Trong mô hình 1, cut2 có giá trị 39,50836, có nghĩa là giá trị biến tiềm ẩn của đối tượng có giá trị từ 39,50836 trở lên thì đối tượng đó được xếp hạng tín nhiệm cao, nếu giá trị của biến tiềm ẩn nằm trong khoảng

từ 34,02675 đến 39,50836 thì đối tượng được xếp hạng tín nhiệm trung bình khi các giá trị của các biến độc lập ở mức 0. Chúng ta có thể giải thích tương tự cho các mô hình 2, 3, 4.

Hai tiêu chí để đo lường hiệu quả lấy mẫu MCMC thường được sử dụng là tỷ lệ chấp nhận chuỗi và mức độ tự tương quan.

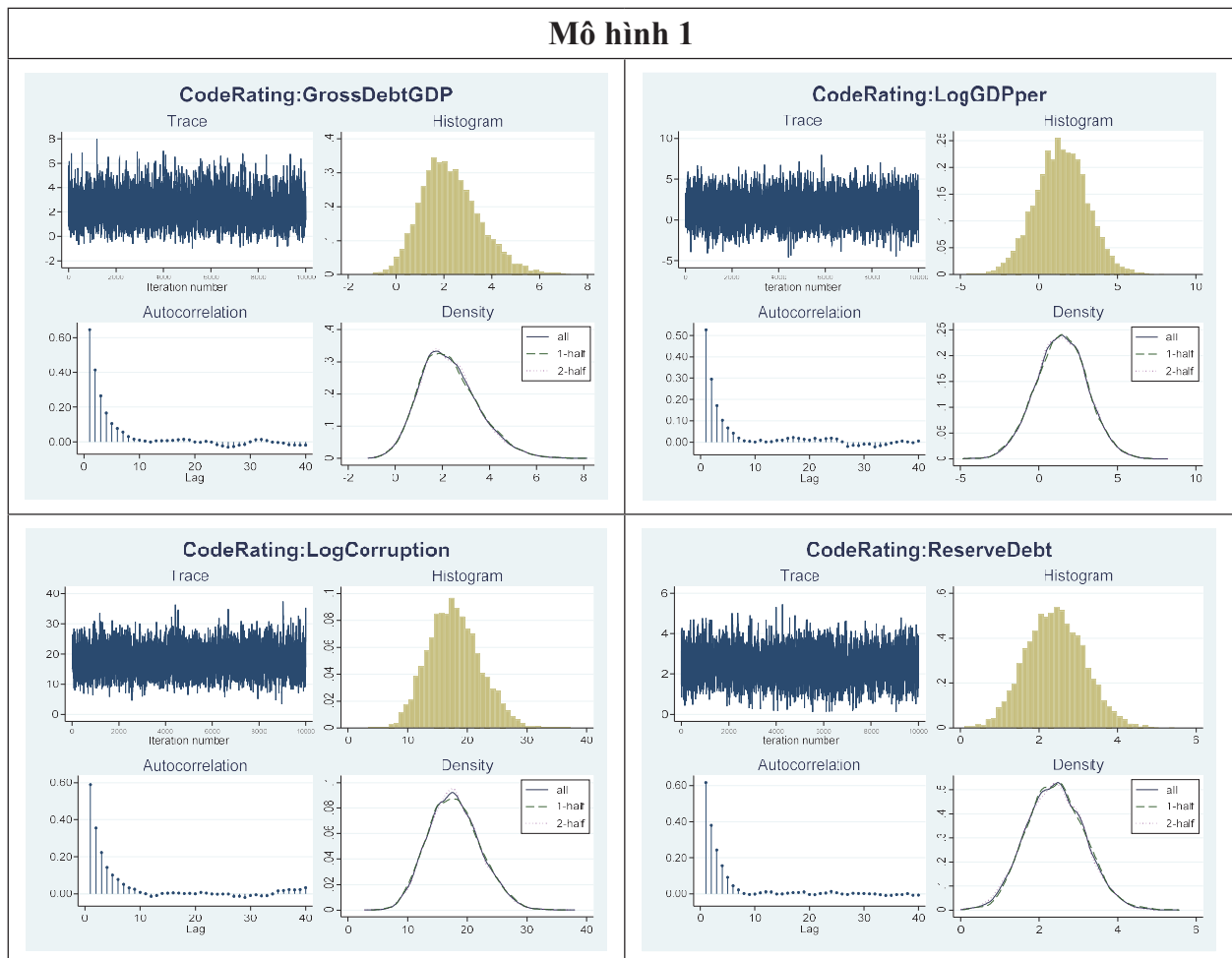
Các kết quả ước lượng cho bốn mô hình 1-4 chỉ ra, mức độ chấp nhận của các mô hình trên trong khoảng từ 0,2396 đến 0,2678. Theo Roberts & Rosenthal (2001), tỷ lệ chấp nhận đạt trong khoảng 0,15-0,5 là tối ưu. Do vậy, các mô hình hồi quy trên đã đạt tỷ lệ chấp nhận.

Để đảm bảo rằng suy luận Bayes dựa trên mẫu MCMC là vững, chúng ta sử dụng chuẩn

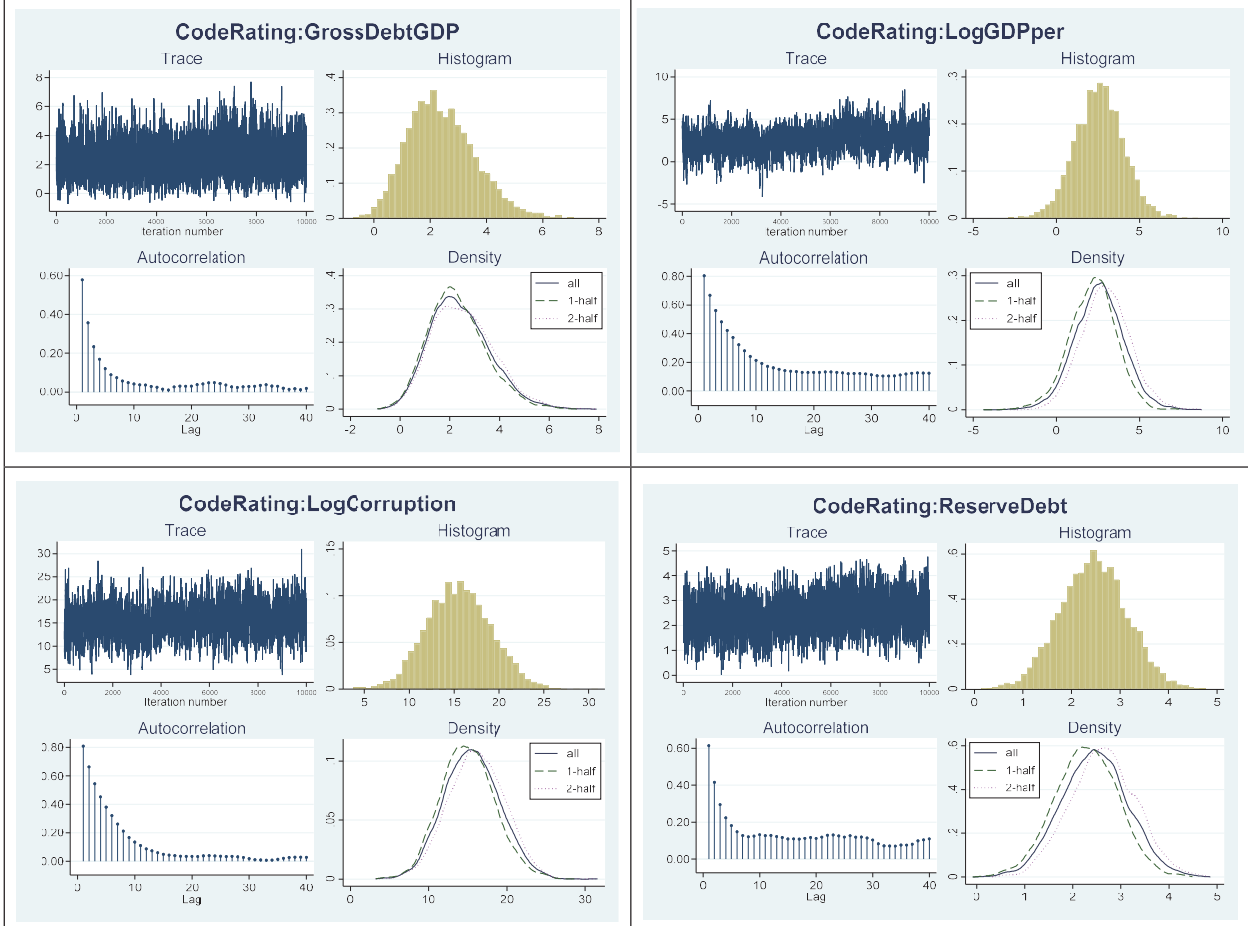
đoán hội tụ. Chuẩn đoán này có thể được thực hiện trực quan thông qua biểu đồ vết (trace plot), biểu đồ tự tương quan (autocorrelation plot), biểu đồ (histogram) và ước tính mật độ hạt nhân (kernel density plot).

Từ Hình 5, có thể thấy tất cả các ước tính tham số trong các biểu đồ là tương đối hợp lý: các biểu đồ vết và biểu đồ tự tương quan thể hiện sự pha trộn tốt (good mixing), tức là tự tương quan thấp. Biểu đồ tự tương quan phản ánh tất cả các độ trễ nằm trong giới hạn hiệu quả. Ngoài ra, các biểu đồ histogram trong Hình 5 đều cho thấy sự phù hợp với mật độ mô phỏng phân phối, hình dạng của biểu đồ là đồng nhất (unimodal).

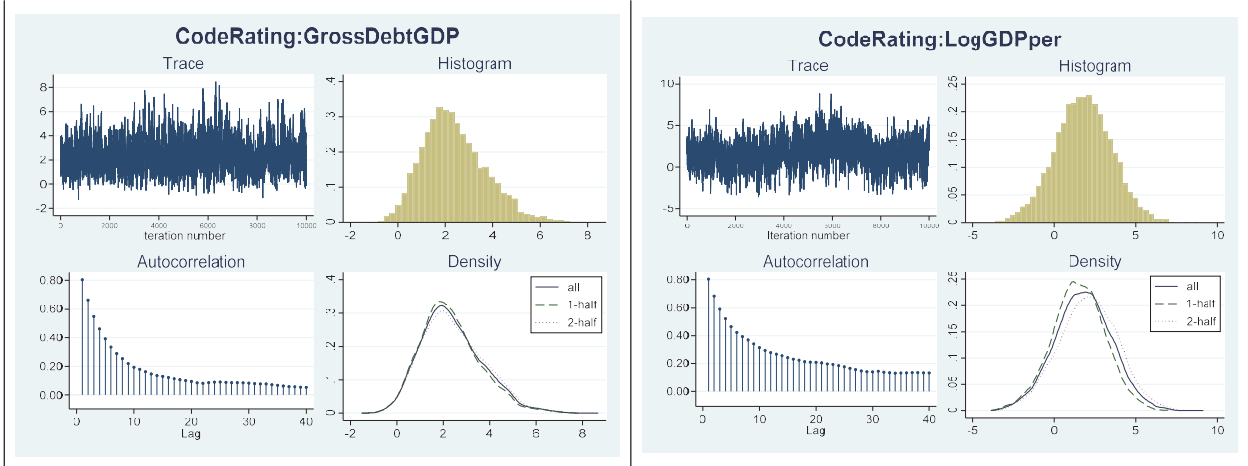
Hình 5. Tóm tắt kết quả kiểm định hội tụ đối với các mô hình 1-4

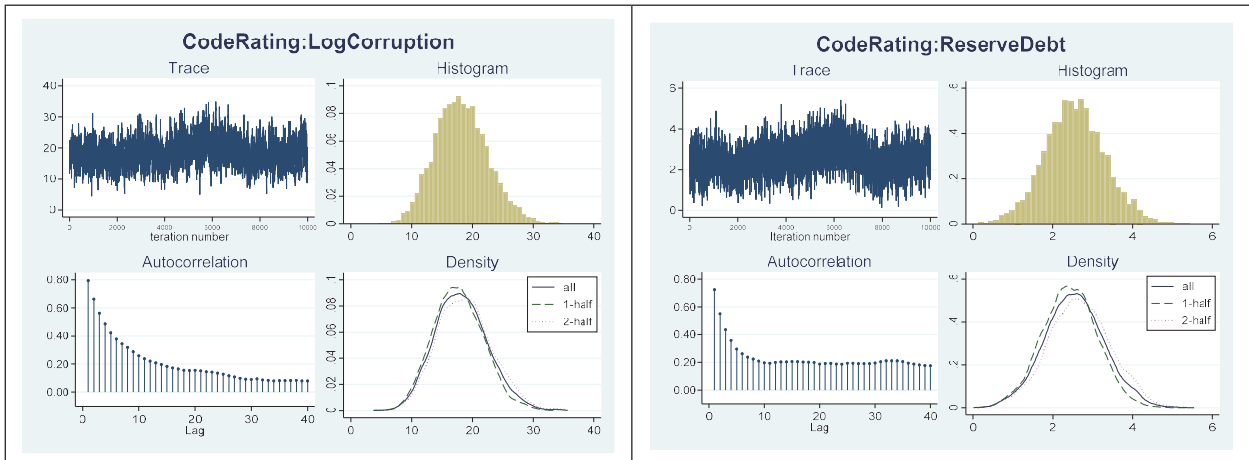


Mô hình 2

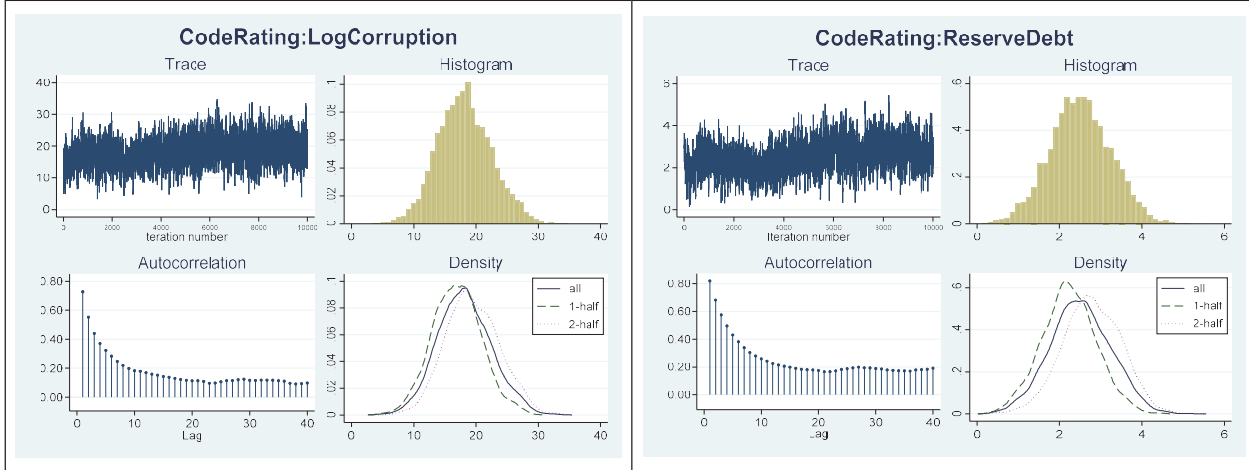
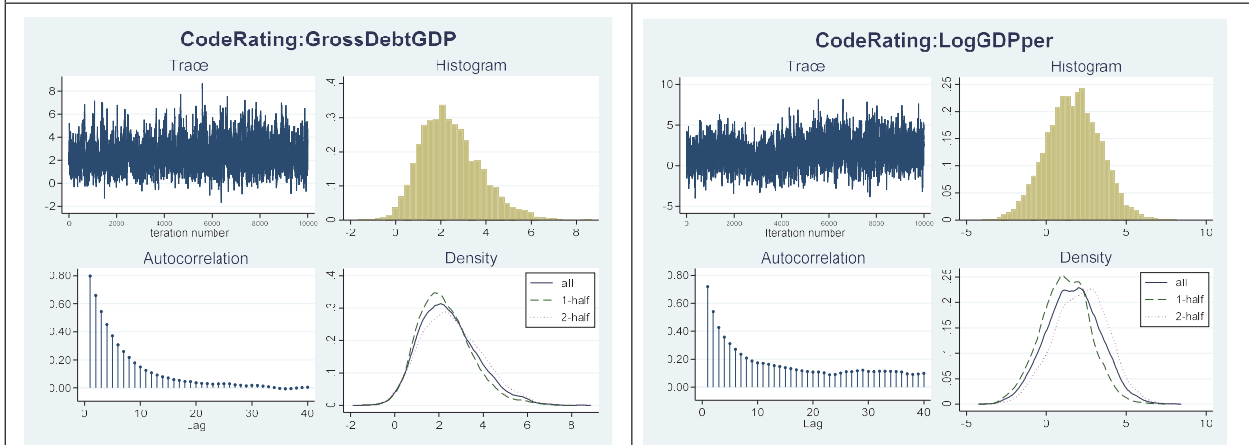


Mô hình 3





Mô hình 4



Nguồn: tính toán của nhóm tác giả

Ngoài ra, có thể dùng kiểm định ESS để kiểm tra sự hội tụ của các chuỗi MCMC cho các mô hình 1-4. Kích cỡ mẫu hiệu quả (effective sample size) được xem là một công cụ hình thức để đánh giá mức độ hội tụ chuỗi MCMC của tất cả các tham số mô hình bên cạnh phương pháp biểu đồ. Theo đó, giá trị ESS so với kích cỡ mẫu MCMC lớn hơn 1% là có thể chấp nhận. Trong nghiên cứu này, giá trị ESS gần bằng cỡ mẫu MCMC, tức là 10.000. Vậy kết quả này đạt được giá trị chấp nhận.

Từ các kết quả kiểm tra sự hội tụ của các chuỗi trong bốn mô hình ở trên, có thể kết luận rằng các chuỗi MCMC đã hội tụ đến phân phối dừng, do vậy suy diễn Bayes sẽ vững.

Để lựa chọn mô hình phù hợp nhất, chúng tôi sử dụng kiểm định Bayes factor. Với phương pháp này chúng tôi sẽ tiến hành hồi quy mô hình với các phân phối tiên nghiệm khác nhau, sau đó so sánh các mô hình này để lựa chọn mô hình tốt nhất trong số các mô hình đã thực hiện.

Bảng 5. Kết quả phân tích Bayes factor

	DIC	Log(ML)	Log(BF)
Model1	169.4445	-96.84277	1
Model2	169.1465	-92.78439	4.05838
Model3	168.657	-94.29556	2.547216
Model4	168.9179	-96.36812	.4746509

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Trong phân tích Bayes, mô hình được lựa chọn sẽ là mô hình có Log(BF) cao nhất, ngoài ra, có thể xem xét bổ sung Log(ML) và DIC. Kết quả so sánh cho thấy mô hình 2 có Log(BF) cao nhất mặc dù giá trị Log(ML) thấp nhất và DIC cao nhất. Mô hình 1 có Log(BF) thấp nhất, Log(ML) cao nhất nhưng DIC lại thấp thứ ba. Mô hình 3 có Log(BF) cao thứ hai, Log(ML) cao thứ hai nhưng lại có DIC nhỏ nhất. Mô

hình 4 có Log(BF) và Log(ML) cao thứ ba và DIC thấp thứ hai. Tuy nhiên mức chênh lệch của các giá trị DIC và Log(ML) giữa các mô hình không lớn. Vì các giá trị Log(ML) và DIC của mô hình 2 không phải tốt nhất giữa bốn mô hình ứng viên, ưu thế của mô hình này chưa phải vượt trội, cho nên chúng tôi sử dụng thêm kiểm định xác suất hậu nghiệm cho bốn mô hình này. Kết quả trong Bảng 4.

Bảng 6. Kiểm định xác suất hậu nghiệm

	log(ML)	P(M)	P(M y)
Model1	-97.1260	0.2500	0.0003
Model2	-89.1486	0.2500	0.9826
Model3	-93.2240	0.2500	0.0167
Model4	-97.0475	0.2500	0.0004

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Từ bảng 6, có thể thấy mô hình 2 có xác suất phân phối hậu nghiệm là 0,9826, cao hơn tuyệt đối so với các mô hình còn lại, do đó,

có thể kết luận mô hình 2 là mô hình phù hợp nhất. Mô hình này có thể được sử dụng cho suy diễn và dự báo.

Bảng 7. Xác suất hậu nghiệm

	Mean	Std. Dev.	MCSE
prob {CodeRating:GrossDebtGDP} > 0	.9847	.12275	.00423
prob {CodeRating:LogGDPper} > 0	.8249	.38007	.02131
prob {CodeRating: LogGDPper} > 0	1	0	0
prob {CodeRating: ReserveDebt} > 0	1	0	0

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

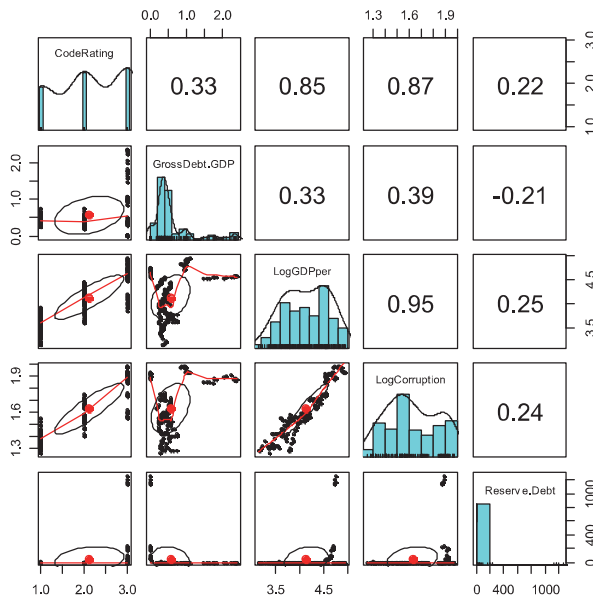
Bảng 7 cho ta kết quả xác suất Nợ công/GDP tác động cùng chiều đến xếp hạng tín nhiệm là 98,47% và xác suất để LogGDP tác động cùng chiều đến xếp hạng tín nhiệm là 82,49%. Trong khi đó, hai nhân tố cuối cùng là LogGDPper và ReserveDebt có xác suất tác động tích cực đến xếp hạng tín nhiệm là 100%.

6.3. Phân tích kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy trong nghiên cứu chúng tôi phù hợp với các giả thuyết nghiên cứu 2-4 đặt

ra. GDP bình quân đầu người càng cao thì các tổ chức xếp hạng tín nhiệm đánh giá càng cao. Tương tự vậy, Chỉ số minh bạch cao (tham nhũng càng thấp) cũng góp phần cải thiện xếp hạng tín nhiệm. Tỷ lệ dự trữ ngoại hối trên nợ công cao sẽ làm cho các tổ chức đánh giá tín nhiệm đánh giá cao, qua đó giúp cải thiện xếp hạng tín nhiệm của quốc gia. Các kết quả trên đồng nhất với các kết quả nghiên cứu đã được thực hiện như Carton và Packer (1996),

Hình 6. Tóm tắt kết quả phân tích tương quan



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Anfoso (2003), Peter (2004) hay Connolly (2007). Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm cho ra kết quả trái ngược đối với giả thuyết 1, tức là tác động tổng nợ công trên GDP đối với xếp hạng tín nhiệm trong nghiên cứu này có sự khác biệt so với các nghiên cứu trước đó. Theo kết quả hồi quy, tổng nợ công GDP càng cao thì xếp hạng tín nhiệm càng cao. Nghịch lý này có thể được giải thích là: trong mẫu nghiên cứu, các nước có tỷ lệ nợ công cao là các nước phát triển như Nhật Bản, Singapore. Ngoài ra, tỷ lệ nợ công trên GDP của hầu hết các quốc gia có xu hướng ngày càng tăng nhưng mức độ xếp hạng tín nhiệm của các quốc gia trong mẫu nghiên cứu nhìn chung được cải thiện. Để thấy rõ hơn tác động của từng nhân tố, chúng tôi tiến hành phân tích tương quan.

Qua biểu đồ phân tích tương quan (Hình 6), có thể thấy mức độ tương quan giữa tổng nợ công/GDP và mức tín nhiệm quốc gia chỉ là 0,33. Điều này có thể dẫn đến kết luận rằng tỷ lệ nợ công trên GDP không phải là yếu tố quyết định trong việc đánh giá xếp hạng tín nhiệm các quốc gia. Cũng từ biểu đồ phân tích tương quan trên, có thể thấy biến thu nhập bình quân đầu người có mối tương quan rất lớn đến mức tín nhiệm quốc gia, hệ số tương quan giữa hai biến này là 0,85. Thu nhập bình quân cao của một quốc gia thường đồng nghĩa với nhận định đó là một quốc gia phát triển đã đạt được trình độ quản lý cao, nên các dự án đầu tư công của nó thường có hiệu quả lớn. Do đó, dù nợ công của các quốc gia này lớn, nhưng sự tín nhiệm mà các tổ chức xếp hạng tín nhiệm dành cho các quốc gia này vẫn rất cao, vì họ tin vào tính khả thi và khả năng hoàn vốn của các dự án đầu tư tại các nước này, hoặc họ cũng tin vào các chính sách khuyến khích kinh tế, chính sách kích cầu (những chính sách thường làm tăng nợ công) của quốc gia này sẽ đem lại nguồn thu lớn từ thuế trong tương lai và đảm bảo khả

năng trả nợ nên xếp hạng tín nhiệm của các quốc gia này vẫn cao. Ngoài ra, các quốc gia phát triển có chỉ số tham nhũng thấp hơn so với các quốc gia đang phát triển. Biểu đồ trên cũng cho thấy, thu nhập bình quân đầu người và điểm số minh bạch trong mẫu nghiên cứu có sự tương quan rất lớn, 0,95 và mối tương quan giữa tham nhũng và xếp hạng tín nhiệm là 0,87, thậm chí còn cao hơn thu nhập bình quân. Điều này cho thấy các tổ chức xếp hạng tín nhiệm đánh giá rất cao mức độ minh bạch của một nền kinh tế. Một quốc gia có mức độ tham nhũng thấp, thì các khoản chi tiêu của chính phủ có sự minh bạch cao, do đó, tính hiệu quả của khoản chi này cao. Ngoài ra, đối với các chủ nợ, điều quan trọng khi ra quyết định cho vay là sự đảm bảo các khoản cấp tín dụng của họ được sử dụng đúng mục đích. Do vậy, khi quốc gia có tính minh bạch cao thì sự tín nhiệm dành cho họ sẽ rất lớn. Tóm lại, kết quả nghiên cứu cho thấy, thu nhập bình quân và mức độ minh bạch ảnh hưởng rất lớn đến mức độ xếp hạng tín nhiệm của một quốc gia, và mức độ ảnh hưởng của nó có xu hướng lấn át các yếu tố khác mà cụ thể trong nghiên cứu này là tổng nợ công/GDP.

7. Kết luận

Bài nghiên cứu đã tiến hành phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia bằng phương pháp Ordered Logit Bayes. Theo cách tiếp cận Bayes, nhóm tác giả trình bày cơ sở khung phân tích Bayes và xây dựng bốn mô hình với các phân phối tiên nghiệm khác nhau (thông tin nhẹ và phi thông tin). Kết quả nghiên cứu cho thấy thu nhập bình quân đầu người, tỷ lệ dự trữ ngoại hối/GDP và tính minh bạch cao (tham nhũng ít) có tác động tích cực đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia. Bài nghiên cứu cũng phát hiện và đưa ra cách giải thích về nghịch lý các quốc

gia có tỷ lệ nợ công cao hơn lại được xếp hạng tín nhiệm cao hơn. Nguyên nhân này được giả định là do tác động rất mạnh của các yếu tố khác là thu nhập bình quân đầu người (trình độ phát triển) và tính minh bạch (chất lượng quản lý cao) đã lấn át tác động của tỷ lệ nợ công đến xếp hạng tín nhiệm.

Từ kết quả nghiên cứu, để tăng mức xếp hạng tín nhiệm, nhóm nghiên cứu đề xuất các quốc gia đang bị xếp hạng thấp bên cạnh việc

đẩy mạnh tăng trưởng kinh tế, nâng cao thu nhập bình quân thì cần phải có các giải pháp khắc phục tham nhũng, gia tăng sự minh bạch. Theo Connolly (2007), Trung Quốc là quốc gia điển hình trong việc có những giải pháp đấu tranh quyết liệt với tham nhũng, và khi mức độ tham nhũng giảm xuống thì xếp hạng tín nhiệm đối với các trái phiếu quốc gia này trên thị trường quốc tế đã được cải thiện đáng kể như kỳ vọng.

Tài liệu tham khảo

- Afonso, A. and António, A. (2002), 'Understanding the Determinants of Government Debt Ratings: Evidence for the Two Leading Agencies', *Working Paper*, No. 2002/02, Department of Economics and Research Center on the Portuguese Economy (CISEP), Universidade Técnica de Lisboa, Lisbon.
- Afonso, A., Gomes, P. M. and Rother, P. (2007), 'What hides behind sovereign debt ratings?', *ECB Working Paper*, No. 711.
- Afonso, A., Gomes, P. and Rother, P. (2011), 'Short- and Long-Run Determinants of Sovereign Debt Credit Ratings', *International Journal of Finance and Economics*, No.16, pp. 1-15.
- Alan E. G, and Sujit K. S. (1999), 'Identifiability, improper priors, and Gibbs sampling for generalized linear models', *Journal of the American Statistical Association*, 94(445) pp. 247-253.
- Alexe, S., Hammer, P. L., Kogan, A. and Lejeune, M. A. (2003), 'A non-recursive regression model for country risk rating', *RUTCOR-Rutgers University Research Report RRR*, 9, pp. 1-40.
- Bissoondoyal-Bheenick, E. (2005), 'An analysis of the determinants of sovereign rating', *Global Finance Journal*, 15(3), pp.251-280.
- Briggs, M. and Hung, T. N. (2019), 'Clarifying ASA's view on P-values in hypothesis testing', *Asian Journal of Economics and Banking*, 3(2), pp.1-16.
- Brůha, J., Karber, M., Pierluigi, B. and Setzer, R. (2017), 'Understanding Sovereign Rating Movements in Euro Area Countries', *ECB Working Paper Series*, No 2011.
- Butler, A. W. and Fauver, L. (2006), 'Institutional environment and sovereign credit rating', *Financial Management*, 35(3), pp. 53-79.
- Cantor, R. and Packer, F. (1996), 'Determinants and impact of sovereign credit ratings', *Economic Policy Review*, 2(2), pp. 37-54.
- Constantin, M. and Paget-Blanc, E. (2014), 'Which factors determine sovereigns credit ratings?', *The European Journal of Finance*, 12(4), pp. 361-377.

- Country Economy (2019), 'Sovereigns Rating List', Retrieved August 20, from <<https://countryeconomy.com/ratings>>.
- Dilek, T., Aynur, P. and Oya, K. (2013), 'Determination of Sovereign Rating: Factor Based Ordered Probit Models for Panel Data Analysis Modelling Framework', *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 3, No. 1, pp. 122-132.
- Gelman, A., Gilks, W. R. and Roberts, G. O. (1997), 'Weak convergence and optimal scaling of random walk Metropolis algorithms', *Annals of Applied Probability*, No.7, pp. 110–120.
- Gareth, O. R. and Jeffrey, S. R. (2001), 'Optimal Scaling for Various Metropolis–Hastings Algorithms', *Statistical Science*, Vol. 16, No. 4, pp. 351–367.
- Hadzi-Vaskov, M. and Ricci, L. A. (2019), 'The Nonlinear Relationship Between Public Debt and Sovereign Credit Ratings', *IMF Working Paper*, Retrieved August 18, from <<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2019/07/26/The-Nonlinear-Relationship-Between-Public-Debt-and-Sovereign-Credit-Ratings-47090>>.
- International Monetary Fund (2019). *World Economic Outlook*. Retrieved August 20, from <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/01/weodata/index.aspx>>.
- James, H. A. and Siddhartha, C. (1993), 'Log analysis of binary and polychotomous response data', *Journal of the American Statistical Association*, 88(422), pp. 669-679.
- Michael, B. and Erik, O. H. (2008), 'Credit Rating for firms listed on Oslo stock exchange – Are rating leading or lagging? – An event study', *Master's thesis Department of Financial and Management Science*, Retrieved August 18, from <<https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/168205/Baumann%202008.pdf?sequence=1>>.
- Michael, C. (2007), 'Measuring the Effect of Corruption on Sovereign Bond Ratings', *Journal of Economic Policy Reform*, 10:4, pp. 309-323.
- Michael, K. O. (2003), Credit Ratings – Methodologies, *Rationale and Defaults risk*, Risk Waters Group Ltd.
- Nguyen H. T., Sriboonchitta S., and Thach N. N. (2019), 'On Quantum Probability Calculus for Modeling Economic Decisions', In: Kreinovich V., Sriboonchitta S. (eds) Structural Changes and their Econometric Modeling. TES 2019. *Studies in Computational Intelligence*, 808. Springer, Cham, pp. 18-34.
- Norbert, G. (2009), 'The Determinants of Moody's Sub-Sovereign Ratings', *International Research Journal of Finance and Economics*, Retrieved August 18, from <https://www.researchgate.net/profile/Norbert_Gaillard/publication/228626487_The_Determinants_of_Moody's_Sub-Sovereign_Ratings_International>.

Research_Journal_of_Finance_and_Economics_Vol31_September_2009/
links/02bfe51487744d6719000000/The-Determinants-of-Moodys-Sub-
Sovereign-Ratings-International-Research-Journal-of-Finance-and-Economics-
Vol31-September-2009.pdf>.

- Peter, R. (2004), '*Determinants of Spread, Credit Ratings and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A Follow-Up Study Using Pooled Data Analysis*' Retrieved August 18, from <<http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/5314>>.
- Robert, E. M., Nicholas, G. P., and Peter, E. R. (2000), 'A Bayesian analysis of the multinomial probit model with fully identified parameters', *Journal of Econometrics*, 99 (1) pp. 173-193.
- Roberts, G. O., and Rosenthal, J. S. (2001), 'Optimal scaling for various Metropolis-Hastings algorithms', *Statistical Science*, No.16, pp. 351-367.
- Thach, N. N. (2020), "How to Explain when the ES is Lower than One? A Bayesian Nonlinear Mixed-Effects Approach", *Journal of Risk and Financial Management*, Retrieved February 20 from <<https://www.mdpi.com/1911-8074/13/2/21>>.
- Transparency International (2019), 'Corruption perceptions Index', *IMF Working Paper*, Retrieved August 20, from <<https://www.transparency.org/>>.
- Xueqi, W. (2014), 'Bayesian Partially Ordered Probit and Logit Models with an Application to Course Redesign', *Electronic Theses and Dissertations*, University of New Mexico – UNM Digital Respository. Retrieved August 18, from <<https://pdfs.semanticscholar.org/b653/cf5e9fabd1140346d7f79b35c6677f29116d.pdf>>.