

Các yếu tố ảnh hưởng đến điểm ESG tại các ngân hàng thương mại Việt Nam

Nguyễn Hoàng Hải; Hồ Linh Trang

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội

Tóm tắt: Bài viết phân tích các yếu tố quyết định điểm ESG (Môi trường – Xã hội – Quản trị) tại 28 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2015–2024, với tổng cộng 265 quan sát bảng không cân bằng. Sử dụng kết hợp ba phương pháp ước lượng dữ liệu bảng gồm Pooled OLS, Fixed Effects (FE) và Random Effects (RE), cùng mô hình Tobit xử lý vấn đề kiểm duyệt trái tại điểm 0, kết quả cho thấy quy mô ngân hàng và tỷ lệ nợ xấu là hai nhân tố có ý nghĩa thống kê nhất quán nhất. Ngoài ra, đa dạng hóa danh mục tín dụng tương quan âm có ý nghĩa với điểm ESG. Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho nhà hoạch định chính sách và quản lý ngân hàng trong việc thúc đẩy tài chính bền vững tại thị trường mới nổi.

Từ khóa: dữ liệu bảng, ESG; ngân hàng thương mại, mô hình hồi quy, tài chính bền vững.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh áp lực ngày càng tăng từ các nhà đầu tư có trách nhiệm, cơ quan quản lý và cộng đồng xã hội, tiêu chuẩn ESG (Environmental, Social and Governance) đã trở thành một trong những khung đánh giá trung tâm của tài chính bền vững toàn cầu. Tại các thị trường mới nổi như Việt Nam, quá trình tích hợp ESG vào hoạt động ngân hàng vẫn đang ở giai đoạn khởi đầu, với mức độ công bố thông tin còn phân tán và thiếu nhất quán (Shakil và cộng sự, 2019).

Hệ thống ngân hàng Việt Nam đang trải qua giai đoạn tái cơ cấu sâu rộng, vừa phải tuân thủ các yêu cầu an toàn vốn theo Basel II/III, vừa chịu áp lực tăng cường minh bạch thông tin theo định hướng của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN). Trong bối cảnh đó, hiểu rõ các yếu tố dẫn dắt hiệu quả ESG có ý nghĩa thiết thực cho cả cơ quan quản lý lẫn ban lãnh đạo ngân hàng (Buallay, 2019). Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm về chủ đề này tại Việt Nam vẫn còn hạn chế.

Nghiên cứu này đóng góp theo hai hướng chính: (i) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về các yếu tố quyết định điểm ESG tại thị trường ngân hàng Việt Nam giai đoạn 2015–2024; (ii) áp dụng mô hình Tobit để xử lý vấn đề kiểm duyệt bên trái phát sinh từ việc nhiều ngân hàng chưa công bố điểm ESG. Phần còn lại của bài viết được tổ chức như sau: Mục 2 trình bày cơ sở lý thuyết và lược khảo tài liệu; Mục 3 mô tả dữ liệu và phương pháp; Mục 4 phân tích kết quả; Mục 5 kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Lý thuyết nền tảng

Lý thuyết các bên liên quan (*stakeholder theory*) của Freeman (1984) cho rằng doanh nghiệp không chỉ có nghĩa vụ với cổ đông mà còn phải đáp ứng kỳ vọng của toàn bộ các bên có lợi ích liên quan, bao gồm người lao động, khách hàng, cộng đồng và môi trường. Trong khuôn khổ này, đầu tư vào ESG được hiểu là một cơ chế xây dựng lòng tin xã hội và vốn xã hội (Lins và cộng sự, 2017), đặc biệt quan trọng đối với các tổ chức tín dụng vốn có bản chất dựa trên niềm tin.

Lý thuyết tín hiệu (*signaling theory*) bổ sung rằng các ngân hàng lớn và có lợi nhuận tốt có động lực công bố thông tin ESG để phát tín hiệu năng lực quản trị vượt trội đến thị trường, từ đó giảm bất cân xứng thông tin và chi phí vốn (Eccles và cộng sự, 2014). Ngược lại, lý thuyết bao che chính trị (*political cost theory*) dự báo rằng các ngân hàng có quy mô lớn hoặc thuộc sở hữu nhà nước chịu giám sát cao hơn từ công luận, tạo ra áp lực tăng cường ESG.

2.2. Tổng quan tài liệu nghiên cứu về ESG

Friede và cộng sự (2015), trong một nghiên cứu tổng hợp trên 2.200 công trình thực nghiệm, kết luận rằng khoảng 90% các nghiên cứu ghi nhận mối quan hệ không âm giữa ESG và hiệu quả tài chính doanh nghiệp. Riêng trong lĩnh vực ngân hàng, Buallay (2019) khảo sát 60 ngân hàng Châu Âu và tìm thấy rằng tỷ lệ công bố ESG có tác động dương đến hiệu quả hoạt động đo lường bằng Tobin Q và ROA về dài hạn.

Về phía các yếu tố quyết định ESG, Drempetic và cộng sự (2020) là nghiên cứu hệ thống nhất về tác động của quy mô doanh nghiệp: sử dụng dữ liệu 1.411 công ty trong giai đoạn 2010–2016, các tác giả chứng minh quy mô là nhân tố quan trọng nhất chi phối điểm ESG - doanh nghiệp lớn có nguồn lực tài chính để đầu tư vào hệ thống báo cáo và các chương trình bền vững. Kết quả này cũng được đồng thuận trong bối cảnh ngân hàng bởi Cornett và cộng sự (2016).

Đối với mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và ESG, Sassen và cộng sự (2016) lập luận rằng các tổ chức có mức độ rủi ro cao hơn có xu hướng tăng cường công bố ESG như một chiến lược hợp pháp hóa và cải thiện hình ảnh trước cơ quan giám sát - phù hợp với cơ chế "regulatory scrutiny hypothesis". Tại các thị trường mới nổi, Garcia và cộng sự (2017) tìm thấy rằng các công ty trong ngành nhạy cảm có điểm ESG cao hơn, trong khi Pham & Tran (2020) ghi nhận tác động dương của ESG lên danh tiếng doanh nghiệp tại thị trường Việt Nam.

Như vậy, khoảng trống nghiên cứu tại Việt Nam về các yếu tố dẫn dắt ESG cụ thể trong ngành ngân hàng vẫn còn tồn tại, đặc biệt khi xét đến cấu trúc thị trường đặc thù với sự hiện diện của các ngân hàng quốc doanh lớn và các ngân hàng tư nhân nhỏ ở các giai đoạn phát triển rất khác nhau.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 28 ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam trong giai đoạn 2015–2024, tạo thành bộ dữ liệu bảng không cân bằng (*unbalanced panel*) với 265 quan sát. Điểm ESG được thu thập từ cơ sở dữ liệu đánh giá ESG chuyên biệt, phản ánh mức độ thực hành và công bố thông tin môi trường-xã hội-quản trị theo thang điểm 0–100. Các biến tài chính vi mô được tính toán từ báo cáo tài chính đã kiểm toán, trong khi dữ liệu vĩ mô được lấy từ Ngân hàng Thế giới (World Bank) và Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO).

3.2. Các yếu tố ảnh hưởng tới ESG

Biến phụ thuộc là điểm ESG (*esg*) - thang điểm 0 đến 77 trong mẫu nghiên cứu này. Các biến độc lập được chia thành ba nhóm:

Nhóm đặc trưng ngân hàng: (i) *NPL* - tỷ lệ nợ xấu trên tổng dư nợ, đo lường rủi ro tín dụng; (ii) *ROA* - tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản, đo lường hiệu quả tài chính; (iii) *CIR* - tỷ lệ chi phí trên thu nhập (*Cost-to-Income Ratio*), thể hiện hiệu quả vận hành; (iv) *HHI_Loan*

- chỉ số Herfindahl–Hirschman đo mức độ đa dạng trong danh mục tín dụng; (v) *LDR* - tỷ lệ dư nợ tín dụng trên tổng huy động; (vi) *State_D* - biến giả sở hữu nhà nước (= 1 nếu Nhà nước nắm trên 50% vốn); (vii) *Size* - logarit tự nhiên của tổng tài sản.

Nhóm biến vĩ mô: (viii) *GDP* - tốc độ tăng trưởng GDP thực; (ix) *INF* - tỷ lệ lạm phát theo chỉ số giá tiêu dùng (CPI).

3.3. Phương pháp ước lượng

Do điểm ESG bằng 0 cho 49/265 quan sát (18,5%), phân phối của biến phụ thuộc bị kiểm duyệt trái (*left-censored*) tại 0. Ước lượng OLS thông thường trên mẫu đầy đủ sẽ cho hệ số lệch về không (Amemiya, 1984). Vì vậy, chúng tôi sử dụng mô hình Tobit kiểm duyệt trái với hàm log-likelihood:

$$\ln L = \sum_{i,y_i>0} \ln \varphi((y_i - x_i\beta) / \sigma) + \sum_{i,y_i=0} \ln \Phi(-x_i\beta / \sigma) \quad (1)$$

trong đó $\varphi(\cdot)$ và $\Phi(\cdot)$ lần lượt là hàm mật độ và hàm phân phối tích lũy của phân phối chuẩn; β là vectơ tham số cần ước lượng; σ là độ lệch chuẩn của sai số.

Song song với mô hình Tobit, chúng tôi ước lượng ba mô hình dữ liệu bảng: (i) Pooled OLS với sai số chuẩn gộp cụm theo ngân hàng (*clustered standard errors*); (ii) Fixed Effects (FE) kiểm soát đặc trưng bất biến theo thời gian của từng ngân hàng; (iii) Random Effects (RE) theo ước lượng GLS của Swamy–Arora. Kiểm định Hausman (Hausman, 1978) được sử dụng để lựa chọn giữa FE và RE. Đa cộng tuyến được kiểm tra thông qua hệ số phóng đại phương sai (VIF) theo phương pháp của Baltagi (2013).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả của toàn bộ biến trong mô hình. Điểm ESG có giá trị trung bình 45,70 (SD = 27,67), nhưng phân phối lưỡng đỉnh rõ rệt: 49 quan sát có ESG = 0 (18,5%) và nhóm còn lại tập trung ở khoảng 60–77. Độ lệch âm (skew = -0,95) phản ánh rằng phần lớn các ngân hàng có điểm khá cao khi đã công bố, trong khi nhóm chưa công bố kéo phân phối về phía trái. Điều này xác nhận tính phù hợp của mô hình Tobit kiểm duyệt trái.

Bảng 1: Thống kê mô tả

Biến	N	Mean	SD	Min	P25	P50	P75	Max
ESG	265	45,70	27,67	0,00	4,00	60,00	65,00	77,00
NPL	265	0,021	0,024	0,005	0,013	0,018	0,024	0,298
ROA	265	0,010	0,008	-0,043	0,005	0,008	0,015	0,032
CIR	265	0,476	0,234	-2,304	0,362	0,472	0,576	1,723
GDP	265	0,061	0,019	0,026	0,051	0,069	0,074	0,085
INF	265	0,029	0,009	0,006	0,027	0,032	0,035	0,036
HHI Loan	265	0,275	0,104	0,000	0,207	0,252	0,326	0,777
LDR	265	0,926	0,152	0,439	0,831	0,923	1,010	1,428
State D	265	0,113	0,317	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000
Size	265	12,30	1,167	9,784	11,47	12,21	13,14	14,83

Ghi chú: P25, P50, P75 lần lượt là các phân vị 25%, 50%, 75%. $Size = \ln(\text{Tổng tài sản})$. $State_D$ là biến giả sở hữu nhà nước.

Về biến kiểm soát, tỷ lệ NPL trung bình 2,14% nhưng có giá trị cực đại đến 29,8%, cho thấy mức độ phân tán lớn về chất lượng tín dụng giữa các ngân hàng. Quy mô ngân hàng (Size) dao động từ 9,78 đến 14,83, tương ứng với phổ rộng từ ngân hàng nhỏ (Kiên Long, BaoViet Bank) đến ngân hàng lớn nhất (Agribank, BIDV). Các biến vĩ mô phản ánh môi trường vĩ mô Việt Nam giai đoạn nghiên cứu, bao gồm cú sốc tăng trưởng năm 2020 (GDP = 2,87%).

4.2. Phân tích tương quan và kiểm tra đa cộng tuyến

Bảng 2 trình bày hệ số tương quan Pearson giữa từng biến giải thích với ESG. Quy mô ngân hàng có tương quan mạnh nhất ($r = +0,398$, $p < 0,001$), tiếp theo là sở hữu nhà nước ($r = +0,219$) và mức độ tập trung tín dụng ($r = -0,241$). Các biến vĩ mô (GDP, INF) không có tương quan có ý nghĩa thống kê với ESG, nhất quán với quan điểm rằng ESG là phản ánh chiến lược nội tại của ngân hàng hơn là phản ứng với chu kỳ kinh tế vĩ mô.

Bảng 2: Hệ số tương quan Pearson với biến ESG

Biến	r với ESG	p-value	Mức ý nghĩa
NPL	+0,032	0,607	-
ROA	+0,128	0,038	**
CIR	-0,164	0,008	***
GDP	-0,014	0,824	-
INF	-0,003	0,967	-
HHI_Loan	-0,241	<0,001	***
LDR	+0,041	0,506	-
State_D	+0,219	<0,001	***
Size	+0,398	<0,001	***

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$; - không có ý nghĩa thống kê.

Kiểm tra đa cộng tuyến thông qua chỉ số VIF cho thấy tất cả các biến đều có VIF dưới 3,0 (cao nhất là Size = 2,28 và ROA = 2,22). Theo ngưỡng thông thường trong kinh tế lượng (VIF < 5 hoặc VIF < 10), không có bằng chứng về đa cộng tuyến nghiêm trọng, và không cần loại bỏ biến nào khỏi mô hình (Baltagi, 2013). Tuy nhiên, tương quan tương đối cao giữa Size và State_D ($r = 0,56$) và giữa ROA và LDR ($r = 0,57$) cho thấy cần diễn giải hệ số của các cặp biến này một cách thận trọng.

4.3. Kết quả hồi quy

Bảng 3 tổng hợp kết quả ước lượng từ bốn mô hình. Kiểm định Hausman cho kết quả $\chi^2(8) = 12,21$ ($p = 0,142$), không bác bỏ giả thuyết H_0 về tính ngoại sinh của hiệu ứng cá biệt, do đó mô hình Random Effects được ưu tiên so với Fixed Effects (Hausman, 1978). Mô hình FE có $R^2(\text{within})$ chỉ 3,6%, phản ánh rằng phần lớn biến động điểm ESG là biến động giữa các ngân hàng (cross-sectional) chứ không phải biến động trong từng ngân hàng theo thời gian - hàm ý rằng ESG mang tính "neo chặt" (sticky) theo đặc trưng tổ chức.

Bảng 3: Kết quả hồi quy - Các yếu tố ảnh hưởng đến điểm ESG

Biến	Pooled OLS	Fixed Effects	Random	Tobit
NPL	+130,92** (52,73)	+126,33*** (40,16)	+111,21** (39,33)	+94,33** (46,52)
ROA	+397,75 (270,65)	+135,43 (312,45)	+99,08 (271,83)	+395,56* (203,67)
CIR	-5,25 (4,30)	-4,91 (3,93)	-3,23 (3,48)	-4,73 (4,91)
HHI_Loan	-67,46** (30,65)	+6,91 (31,63)	-24,64 (28,33)	+6,46 (13,49)
LDR	-22,45 (16,41)	+25,89 (22,49)	+5,99 (19,67)	-2,40 (9,19)
State_D	+0,17 (6,41)	(hấp thụ)	+9,94 (7,77)	-4,38 (4,36)
Size	+9,31*** (2,76)	-4,59 (5,33)	+4,59 (3,64)	+7,41*** (1,45)
Hàng số	-31,27 (35,07)	+78,15 (61,26)	-8,85 (42,49)	-35,94* (20,22)
R²	0,238	0,036 (within)	0,175 (overall)	LL = -909,3
N obs	265	265	265	265

Ghi chú: Sai số chuẩn gộp cụm theo ngân hàng trong ngoặc đơn. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Mô hình FE hấp thụ biến State_D do bất biến theo thời gian trong phần lớn ngân hàng. LL = Log-likelihood của mô hình Tobit.

4.4. Thảo luận kết quả

Quy mô ngân hàng (Size) là yếu tố có ý nghĩa thống kê mạnh nhất và nhất quán nhất qua Pooled OLS ($\beta = +9,31$; $p < 0,01$) và Tobit ($\beta = +7,41$; $p < 0,01$). Cứ mỗi đơn vị tăng thêm trong logarit tổng tài sản, điểm ESG tăng trung bình 7–9 điểm. Kết quả này nhất quán với lập luận của Dremptic và cộng sự (2020) rằng ngân hàng lớn có năng lực tổ chức, nguồn nhân lực chuyên trách ESG và chịu áp lực danh tiếng lớn hơn từ nhà đầu tư tổ chức và cơ quan truyền thông. Ngoài ra, Fatemi và cộng sự (2018) lập luận rằng quy mô là yếu tố đại diện cho tầm nhìn dài hạn trong quản trị doanh nghiệp, từ đó thúc đẩy đầu tư ESG.

Tỷ lệ nợ xấu (NPL) có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê nhất quán qua cả ba mô hình bảng ($\beta \approx +111$ đến $+130$; $p < 0,05$). Kết quả này thoạt nhìn có vẻ phản trực giác, nhưng có thể được lý giải theo hai cơ chế: (i) *Regulatory scrutiny hypothesis* - ngân hàng chịu áp lực nợ xấu cao phải tăng cường minh bạch thông tin và các chương trình xã hội để duy trì tính hợp pháp trước cơ quan quản lý và công chúng (Sassen và cộng sự, 2016); (ii) *Window-*

dressing effect - trong điều kiện kết quả tài chính yếu, ban lãnh đạo có thể đẩy mạnh ESG như một kênh xây dựng hình ảnh thay thế (Lins và cộng sự, 2017).

Mức độ tập trung tín dụng (HHI_Loan) có tương quan âm với ESG trong mô hình Pooled OLS ($\beta = -67,46$; $p < 0,05$). Ngân hàng có danh mục tín dụng tập trung cao thường ít đa dạng hóa hoạt động, ít đối mặt với áp lực từ nhiều ngành kinh tế khác nhau, và do đó có ít động lực phát triển chiến lược ESG toàn diện. Tuy nhiên, hệ số này không có ý nghĩa trong mô hình FE và RE, cho thấy tác động chủ yếu phản ánh sự khác biệt *cắt ngang* giữa các ngân hàng hơn là sự thay đổi *theo thời gian* trong cùng một ngân hàng.

Các biến vĩ mô (GDP, INF) không có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình. Điều này phản ánh rằng quyết định đầu tư ESG của ngân hàng được dẫn dắt bởi đặc điểm tổ chức nội tại (quy mô, mô hình kinh doanh, cấu trúc sở hữu) hơn là phản ứng theo chu kỳ kinh tế - phù hợp với bằng chứng quốc tế (Friede và cộng sự, 2015). Tương tự, biến LDR và CIR không đạt ý nghĩa thống kê ổn định, gợi ý rằng hiệu quả vận hành ngắn hạn không phải là động lực chính của ESG.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này phân tích các yếu tố quyết định điểm ESG tại 28 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2015–2024 bằng kết hợp các mô hình Pooled OLS, Fixed Effects, Random Effects và Tobit. Ba phát hiện chính là: (i) quy mô ngân hàng là yếu tố dự báo ESG mạnh nhất và nhất quán nhất; (ii) tỷ lệ nợ xấu cao, đáng ngạc nhiên, lại tương quan dương với điểm ESG - ủng hộ giả thuyết giám sát quy định; và (iii) các yếu tố vĩ mô không có ý nghĩa, xác nhận bản chất đặc trưng tổ chức của chiến lược ESG.

Về hàm ý chính sách, kết quả cho thấy NHNN nên thiết kế các yêu cầu công bố ESG phân tầng theo quy mô ngân hàng, thay vì áp dụng chuẩn mực đồng nhất cho toàn hệ thống. Các ngân hàng nhỏ cần lộ trình và hỗ trợ kỹ thuật để đáp ứng tiêu chuẩn ESG cơ bản. Đồng thời, sự hiện diện của nhóm ngân hàng có nợ xấu cao nhưng điểm ESG khá cũng đặt ra câu hỏi về tính thực chất của báo cáo ESG (*greenwashing*), cần có cơ chế kiểm toán và xác nhận độc lập.

Nghiên cứu có một số hạn chế cần lưu ý: nguồn dữ liệu điểm ESG có thể chưa phản ánh đầy đủ tất cả các hoạt động bền vững của ngân hàng do thiếu chuẩn mực công bố thống nhất tại Việt Nam; mô hình chưa kiểm soát các biến quản trị nội bộ như cơ cấu hội đồng quản trị và chính sách lương thưởng điều hành. Các hướng nghiên cứu tương lai có thể mở rộng sang phân tích tác động ngược (ESG ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống) và áp dụng phương pháp GMM động để xử lý vấn đề nội sinh./.

Tài liệu tham khảo

- Amemiya, T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of Econometrics*, 24(1–2), 3–61. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(84\)90074-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(84)90074-5)
- Baltagi, B. H. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data* (5th ed.). John Wiley & Sons.
- Buallay, A. (2019). Is sustainability reporting (ESG) associated with performance? Evidence from the European banking sector. *Management of Environmental Quality*, 30(1), 98–115. <https://doi.org/10.1108/MEQ-12-2017-0149>
- Cornett, M. M., Erhemjamts, O., & Tehranian, H. (2016). Greed or good deeds: An examination of the relation between corporate social responsibility and the financial

- performance of U.S. commercial banks around the financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 70, 137–159. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.04.024>
5. Dremptic, S., Klein, C., & Zwergel, B. (2020). The influence of firm size on the ESG score: Corporate sustainability ratings under review. *Journal of Business Ethics*, 167(2), 333–360. <https://doi.org/10.1007/s10551-019-04164-1>
 6. Eccles, R. G., Ioannou, I., & Serafeim, G. (2014). The impact of corporate sustainability on organizational processes and performance. *Management Science*, 60(11), 2835–2857. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.1984>
 7. Fatemi, A., Glaum, M., & Kaiser, S. (2018). ESG performance and firm value: The moderating role of disclosure. *Global Finance Journal*, 38, 45–64. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2017.03.001>
 8. Friede, G., Busch, T., & Bassen, A. (2015). ESG and financial performance: Aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), 182–190. <https://doi.org/10.1080/20430795.2015.1118917>
 9. Garcia, A. S., Mendes-Da-Silva, W., & Orsato, R. J. (2017). Sensitive industries produce better ESG performance: Evidence from emerging markets. *Journal of Cleaner Production*, 150, 135–147. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.02.180>
 10. Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
 11. Lins, K. V., Servaes, H., & Tamayo, A. (2017). Social capital, trust, and firm performance: The value of corporate social responsibility during the financial crisis. *Journal of Finance*, 72(4), 1785–1824. <https://doi.org/10.1111/jofi.12505>
 12. Pham, H. S. T., & Tran, H. T. (2020). CSR disclosure and firm performance: The mediating role of corporate reputation and moderating role of CEO integrity. *Journal of Business Research*, 120, 127–136. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2020.08.002>
 13. Sassen, R., Hinze, A. K., & Hardeck, I. (2016). Impact of ESG factors on firm risk in Europe. *Journal of Business Economics*, 86(8), 867–904. <https://doi.org/10.1007/s11573-016-0819-3>
 14. Shakil, M. H., Mahmood, N., Tasnia, M., & Munim, Z. H. (2019). Do environmental, social and governance performance affect the financial performance of banks? A cross-country study of emerging market banks. *Management of Environmental Quality*, 30(6), 1331–1344. <https://doi.org/10.1108/MEQ-08-2018-0155>

Factors Affecting ESG Scores in Vietnamese Commercial Banks

Nguyen Hoang Hai; Ho Linh Trang

This article examines the determinants of ESG (Environmental, Social, and Governance) scores in 28 Vietnamese commercial banks in the period of 2015–2024, based on 265 unbalanced panel observations. The study employs three panel data estimation methods—Pooled OLS, Fixed Effects (FE), and Random Effects (RE)—combined with the Tobit model to address the issue of left-censored data at zero. The findings indicate that bank size and the non-performing loan ratio are the two most statistically significant and consistent factors influencing ESG scores. In addition, portfolio diversification is found to have a negative relationship with ESG performance. The study provides empirical evidence for policymakers and bank managers in promoting sustainable finance and enhancing ESG practices in emerging markets.

Keywords: commercial banks, ESG, panel data, regression models, sustainable finance.