

ẢNH HƯỞNG CỦA ĐA DẠNG HÓA THU NHẬP ĐẾN THANH KHOẢN CỦA NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI: BẰNG CHỨNG TỪ CÁC QUỐC GIA ASEAN-5

LÊ VIỆT PHƯƠNG

Thuế cơ sở 14 Thành phố Hồ Chí Minh

Tax Office No. 14, Ho Chi Minh City

Email: phuongviet82@gmail.com

Ngày nhận bài: 17/8/2026

Ngày sửa bài: 6/9/2026

Ngày duyệt đăng bài: 18/9/2026

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích ảnh hưởng của đa dạng hóa thu nhập đến thanh khoản của các ngân hàng thương mại tại ASEAN-5, gồm: Việt Nam, Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan. Dữ liệu bảng không cân bằng gồm 490 quan sát của 52 ngân hàng trong giai đoạn 2011-2025 được phân tích bằng phương pháp System GMM, với thanh khoản được đo lường theo 2 cách: có và không, bao gồm hoạt động ngoại bảng... Kết quả cho thấy, đa dạng hóa thu nhập và quy mô ngân hàng có ảnh hưởng cùng chiều đến thanh khoản ở cả 2 mô hình, trong khi tăng trưởng tài sản và lạm phát có ảnh hưởng ngược chiều. Tỷ trọng cho vay cho kết quả chưa nhất quán giữa 2 thước đo thanh khoản, còn tăng trưởng GDP chỉ có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê ở 1 mô hình.

Từ khóa: đa dạng hóa thu nhập, thanh khoản ngân hàng, System GMM, ASEAN-5, ngân hàng thương mại

The impact of income diversification on commercial bank liquidity: Evidence from ASEAN-5 countries

Abstract:

This study examines the impact of income diversification on the liquidity of commercial banks in the ASEAN-5 countries, comprising Vietnam, Indonesia, Malaysia, the Philippines, and Thailand. An unbalanced panel dataset of 490 observations from 52 banks over the 2011 - 2025 period is analyzed using the System Generalized Method of Moments (System GMM). Bank liquidity is measured using two alternative measures, including and excluding off-balance-sheet activities. The results show that income diversification and bank size have positive effects on liquidity under both measures, whereas asset growth and inflation have negative effects. The effect of the loan ratio is inconsistent across the two liquidity measures, while GDP growth has a statistically significant effect in only one model.

Keywords: income diversification, bank liquidity, System GMM, ASEAN-5, commercial banks

1. Đặt vấn đề

Các nghiên cứu về tác động của đa dạng hóa đối với hoạt động ngân hàng chưa đưa ra kết quả thống nhất. Acharya et al. (2006) cho thấy, đa dạng hóa không nhất thiết cải thiện kết quả hoạt động của các ngân hàng tại Ý, trong khi Rossi et al. (2009) ghi nhận những lợi ích của đa dạng hóa tại Áo và Hayden et al. (2007) cung cấp bằng chứng ủng hộ chiến lược chuyên môn hóa tại Đức. Tại các thị trường mới nổi, kết quả nghiên cứu của Lee et al. (2014), Nguyen et al. (2012) và Moudud-Ul-Huq et al. (2018) cũng cho thấy những khác biệt về tác động của đa dạng hóa ngân hàng. Đặc biệt, bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của đa dạng hóa thu nhập đến thanh khoản ngân hàng tại ASEAN-5 còn hạn chế. Xuất phát từ khoảng trống này, nghiên cứu phân tích ảnh hưởng của đa dạng hóa thu nhập đến thanh khoản của các ngân hàng thương mại tại ASEAN-5 trong giai đoạn 2011-2025 bằng phương pháp System GMM.

2. Cơ sở lý thuyết, các nghiên cứu liên quan và giả thuyết

2.1. Các nghiên cứu liên quan

Tabak et al. (2011) sử dụng dữ liệu hàng tháng của 96 ngân hàng Brazil giai đoạn 2003-2009, nhận thấy tập trung danh mục cho vay giúp tăng lợi suất và giảm rủi ro vỡ nợ. Kết quả này hàm ý chuyên môn hóa có thể mang lại lợi ích khi thông tin bất cân xứng và năng lực quản trị rủi ro còn hạn chế. Tại các thị trường phát triển, Köhler (2015) và Rossi et al. (2009) cung cấp bằng chứng mô hình kinh doanh đa dạng hóa thu nhập hoặc danh mục cho vay có thể cải thiện hiệu quả và giảm rủi ro của ngân hàng.

2.2. Khoảng trống nghiên cứu

Các nghiên cứu nêu trên chủ yếu tập trung vào lợi nhuận, rủi ro và hiệu quả. Bằng chứng về tác động của đa dạng hóa thu nhập đến thanh khoản ngân hàng, đặc biệt trong bối cảnh ASEAN-5 và với dữ liệu đến năm 2025, còn hạn chế. Bài viết bổ sung vào khoảng trống này bằng cách (i) xem xét 2 thước đo thanh khoản; (ii) mở rộng phạm vi sang 5 quốc gia ASEAN; và (iii) áp dụng System GMM để kiểm soát tính động của thanh khoản và nội sinh tiềm ẩn.

2.3. Giả thuyết nghiên cứu

H1: Đa dạng hóa thu nhập tác động tích cực đến thanh khoản, vì nguồn thu ngoài lãi ổn định dòng tiền và giảm phụ thuộc tín dụng (Moudud-Ul-Huq et al., 2018; Köhler, 2015).

H2: Quy mô ngân hàng tác động tích cực, nhờ lợi thế thương hiệu, khách hàng và nguồn vốn (Köhler, 2015; Rossi et al., 2009).

H3: Tỷ trọng cho vay tác động tiêu cực, do giảm tài sản thanh khoản và tăng rủi ro kỳ hạn (Acharya và Naqvi, 2012).

H4: Tăng trưởng tài sản tác động tiêu cực, vì gây áp lực nguồn vốn và chênh lệch kỳ hạn (Köhler, 2015).

H5: Tăng trưởng kinh tế tác động tích cực, nhờ hỗ trợ huy động vốn. (Acharya và Naqvi, 2012).

H6: Lạm phát tác động tiêu cực, do tăng chi phí vốn và bất định. (Rossi và cộng sự, 2009).

3. Dữ liệu, phương pháp và mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu gồm 52 ngân hàng thương mại ASEAN-5 (Việt Nam, Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan) giai đoạn 2011-2025. Do thiếu quan sát vì một số ngân hàng chưa niêm yết hoặc chưa công bố báo cáo tài chính ở các năm đầu, sáp nhập, hoặc thiếu dữ liệu, dữ liệu bảng không cân bằng với 490 quan sát (tối

đa 780). Dữ liệu ngân hàng lấy từ báo cáo tài chính đã kiểm toán của các ngân hàng / cơ sở dữ liệu Fitch Connect; dữ liệu vĩ mô lấy từ Ngân hàng Thế giới.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình có biến phụ thuộc trễ nên là dữ liệu bảng động, các biến còn có thể nội sinh. Vì vậy bài dùng System GMM (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998) với giá trị trễ làm công cụ. Mô hình được đánh giá qua kiểm định AR(1), AR(2) và Hansen.

3.3. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết, các giả thuyết H1-H6 ở mục 2.3 và các nghiên cứu trước, tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu mối quan hệ giữa đa dạng hóa thu nhập và thanh khoản ngân hàng, với các biến kiểm soát là đặc trưng ngân hàng và biến vĩ mô:

Mô hình 1:

$$LC1_{it} = \beta_0 \cdot LC1_{i,t-1} + \beta_1 \cdot DIV_REV_{it} + \beta_2 \cdot L_A_{it} + \beta_3 \cdot SIZE_{it} + \beta_4 \cdot ASSET_GRO_{it} + \beta_5 \cdot GDP_GRO_{jt} + \beta_6 \cdot INF_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Mô hình 2:

$$LC2_{it} = \beta_0 \cdot LC2_{i,t-1} + \beta_1 \cdot DIV_REV_{it} + \beta_2 \cdot L_A_{it} + \beta_3 \cdot SIZE_{it} + \beta_4 \cdot ASSET_GRO_{it} + \beta_5 \cdot GDP_GRO_{jt} + \beta_6 \cdot INF_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Trong đó i là ngân hàng, t là năm, j là quốc gia; μ_i là hiệu ứng riêng của ngân hàng; ε_{it} là sai số.

Bảng 1. Mô tả các biến trong mô hình

Biến	Tên đầy đủ	Cách đo lường (đơn vị)	Nguồn	Kỳ vọng dấu
LC1	Thanh khoản 1	Tạo thanh khoản theo phương pháp phân loại danh mục, gồm cả hoạt động ngoại bảng, chia cho tổng tài sản	Báo cáo tài chính	Biến phụ thuộc
LC2	Thanh khoản 2	Như LC1 nhưng loại trừ hoạt động ngoại bảng, chia cho tổng tài sản	Báo cáo tài chính	Biến phụ thuộc
DIV_REV	Đa dạng hóa thu nhập	$1 - [(Thu\ nhập\ ngoài\ lãi / Tổng\ thu\ nhập\ hoạt\ động)^2 + (Thu\ nhập\ từ\ lãi / Tổng\ thu\ nhập\ hoạt\ động)^2]$	Báo cáo tài chính	+ (H1)
SIZE	Quy mô ngân hàng	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	Báo cáo tài chính	+ (H2)
L_A	Tỷ trọng cho vay	Dư nợ cho vay / Tổng tài sản (%)	Báo cáo tài chính	- (H3)
ASSET_GRO	Tăng trưởng tài sản	$(Tổng\ tài\ sản_t - Tổng\ tài\ sản_{t-1}) / Tổng\ tài\ sản_{t-1}$	Báo cáo tài chính	- (H4)
GDP_GRO	Tăng trưởng GDP	$(GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_{t-1} \times 100$ (%)	Ngân hàng Thế giới	+ (H5)
INF	Lạm phát	$(CPI_t - CPI_{t-1}) / CPI_{t-1} \times 100$ (%)	Ngân hàng Thế giới	- (H6)

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả và tương quan

Bảng 2. Thống kê mô tả

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
LC1	490	34,34	26,97	-2,24	185,38
LC2	490	24,93	16,05	-2,25	68,83
DIV_REV	490	0,84	0,10	0,62	1,22
SIZE	490	3,05	0,95	0,03	7,23
L_A	490	4,19	0,56	2,63	5,33
ASSET_GRO	490	0,05	0,08	-0,18	0,51
GDP_GRO	490	4,52	3,06	-9,57	8,46
INF	490	4,01	3,67	-1,14	23,12

(Nguồn: tác giả tính toán)

Bảng 3. Ma trận hệ số tương quan

	LC1	LC2	DIV_REV	L_A	SIZE	ASSET_GRO	GDP_GRO	INF
LC1	1,00							
LC2	0,78	1,00						
DIV_REV	-0,49	-0,51	1,00					
L_A	-0,06	-0,02	0,04	1,00				
SIZE	0,75	0,80	-0,57	-0,11	1,00			
ASSET_GRO	-0,12	-0,14	0,08	-0,07	-0,14	1,00		
GDP_GRO	-0,13	-0,13	0,09	0,05	-0,20	0,15	1,00	
INF	-0,26	-0,26	0,25	0,02	-0,35	0,02	0,37	1,00

(Nguồn: tác giả tính toán)

Ma trận tương quan cho thấy, SIZE tương quan mạnh với cả LC1 (0,75) và LC2 (0,80), còn DIV_REV tương quan âm với thanh khoản (-0,49 và -0,51) và âm với SIZE (-0,57). Không có cặp biến giải thích nào có hệ số tương quan vượt 0,6, nên chưa có dấu hiệu đa cộng tuyến nghiêm trọng giữa các biến độc lập. Tương quan đơn biến mang dấu âm của DIV_REV trái với kết quả GMM, và cần được diễn giải thận trọng vì chưa kiểm soát các biến còn lại.

4.2. Kiểm định nội sinh và lựa chọn phương pháp

Bảng 4. Kết quả kiểm định biến nội sinh của 2 mô hình

Biến	Durbin p-value	Wu-Hausman p-value	Kết luận
Mô hình 1			
DIV_REV	0,3368	0,3416	Không nội sinh

L_A	0,2284	0,2329	Không nội sinh
SIZE	0,4766	0,4811	Không nội sinh
ASSET_GRO	0,8625	0,8666	Không nội sinh
GDP_GRO	0,0205	0,0215	Nội sinh
INF	0,3667	0,3715	Không nội sinh
Mô hình 2			
DIV_REV	0,6176	0,6213	Không nội sinh
L_A	0,1070	0,1103	Không nội sinh
SIZE	0,2204	0,2249	Không nội sinh
ASSET_GRO	0,1652	0,1692	Không nội sinh
GDP_GRO	0,6328	0,6364	Không nội sinh
INF	0,3369	0,3418	Không nội sinh

(Nguồn: tác giả tính toán; mức ý nghĩa 5%)

Kết quả Bảng 4 cho thấy, ở Mô hình 1 chỉ GDP_GRO có dấu hiệu nội sinh ($p < 0,05$), các biến còn lại và toàn bộ Mô hình 2 không bác bỏ giả thuyết ngoại sinh. Tuy nhiên, kiểm định nội sinh chỉ đánh giá từng biến giải thích và không xử lý được vấn đề của biến phụ thuộc trễ. Do cả 2 mô hình đều có biến thanh khoản trễ làm biến giải thích, ước lượng OLS/FEM/REM cho kết quả chệch và không nhất quán, nên System GMM được lựa chọn làm phương pháp chính; kết quả của Pooled OLS, FEM, REM chỉ dùng để đối chiếu.

4.3. Kết quả hồi quy

Bảng 5. Kết quả phân tích hồi quy hai mô hình

Biến	LC1 Pooled OLS	LC1 FEM	LC1 REM	LC1 SGMM	LC2 Pooled OLS	LC2 FEM	LC2 REM	LC2 SGMM
L.LC1	0,808***	0,719***	0,808***	0,684***				
	(31,67)	(22,76)	(31,67)	(140,44)				
L.LC2					0,915***	0,915***	0,776***	0,476***
					(47,28)	(47,28)	(26,62)	(10,12)
DIV_REV	-3,166	-7,774	-3,166	17,910*	-1,950	-1,950	-7,579	20,400***
	(-0,55)	(-0,62)	(-0,55)	(2,39)	(-0,86)	(-0,86)	(-1,57)	(3,46)
L_A	0,0139	0,0439	0,0139	-0,0334	0,0150	0,0150	0,0406*	0,124*
	(0,50)	(0,86)	(0,50)	(-0,81)	(1,35)	(1,35)	(2,08)	(2,43)
SIZE	6,470***	4,875	6,470***	5,279***	2,351***	2,351***	4,315**	12,000***
	(4,74)	(1,49)	(4,74)	(5,43)	(3,95)	(3,95)	(2,95)	(9,38)

ASSET_ GRO	-1,254	-5,397	-1,254	-7,116***	4,341	4,341	1,314	-5,557***
	(-0,18)	(-0,76)	(-0,18)	(-7,72)	(1,60)	(1,60)	(0,48)	(-5,80)
GDP_ GRO	0,0867	-0,0125	0,0867	-0,0141	0,190**	0,190**	0,153*	0,156***
	(0,54)	(-0,08)	(0,54)	(-0,65)	(3,01)	(3,01)	(2,41)	(12,54)
INF	0,0251	-0,209	0,0251	-0,260***	-0,029	-0,029	-0,141*	-0,241***
	(0,18)	(-1,21)	(0,18)	(-6,78)	(-0,53)	(-0,53)	(-2,14)	(-10,76)
Hằng số	-17,470*	-2,414	-17,470*		-5,862	-5,862	-5,351	
	(-2,05)	(-0,14)	(-2,05)		(-1,71)	(-1,71)	(-0,77)	
Kiểm định AR(1)				-1,76				-2,19
p-value AR(1)				0,079				0,029
Kiểm định AR(2)				0,89				0,08
p-value AR(2)				0,373				0,937
Hansen test				27,59				32,13
p-value Hansen				0,923				1,000
Biến công cụ GMM				L.LC1, L.GDP_ GRO				L.LC2

(Nguồn: tác giả tính toán). Ghi chú: Giá trị thống kê t (Pooled OLS, FEM, REM) hoặc z (SGMM) trong ngoặc đơn; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$ (kiểm định hai phía, tương ứng giá trị t/z). Pooled OLS: hồi quy gộp; FEM: tác động cố định; REM: tác động ngẫu nhiên; SGMM: System GMM.

Về kiểm định GMM. AR(1) có ý nghĩa khi p-value nhỏ hơn 0,05, vì sai phân bậc nhất của sai số vốn tương quan bậc một theo cấu tạo; AR(2) cần p-value lớn hơn 0,05 để không bác bỏ giả thuyết không có tự tương quan bậc hai. Kết quả AR(2) của hai mô hình ($p = 0,373$ và $0,937$) thỏa điều kiện này. AR(1) của Mô hình 2 có ý nghĩa ($p = 0,029$), nhưng của Mô hình 1 ($p = 0,079$) chỉ có ý nghĩa ở mức 10%. Kiểm định Hansen không bác bỏ tính hợp lệ của công cụ ($p = 0,923$ và $1,000$). Tuy nhiên, p-value Hansen bằng 1,000 ở Mô hình 2 và số công cụ (133 và 84) lớn hơn số nhóm (12 và 35) là dấu hiệu điển hình của hiện tượng nhân rộng công cụ làm kiểm định Hansen mất sức mạnh (Roodman, 2009). Vì vậy, kết quả cần được kiểm tra độ vững bằng cách thu hẹp bộ công cụ (giới hạn độ trễ, collapse) và báo cáo lại số công cụ nhỏ hơn số nhóm.

Về hệ số biến trễ. Theo Bond (2001), hệ số biến trễ từ System GMM cần nằm giữa ước lượng của FEM (chệch xuống) và Pooled OLS (chệch lên). Ở Mô hình 1, hệ số GMM (0,684) thấp hơn FEM (0,719), còn ở Mô hình 2, hệ số GMM (0,476) thấp hơn nhiều so với FEM (0,915). Đây là điểm cần giải thích thêm hoặc điều chỉnh bộ công cụ.

Bảng 6. Tổng hợp kết quả hồi quy System GMM so với kỳ vọng

Biến	Giả thuyết	Kỳ vọng	Kết quả LC1	Kết quả LC2	Kết luận
DIV_REV	H1	+	+ ($p < 0,05$)	+ ($p < 0,001$)	Ủng hộ
SIZE	H2	+	+ ($p < 0,001$)	+ ($p < 0,001$)	Ủng hộ
L_A	H3	-	- (không ý nghĩa)	+ ($p < 0,05$)	Không ủng hộ
ASSET_GRO	H4	-	- ($p < 0,001$)	- ($p < 0,001$)	Ủng hộ
GDP_GRO	H5	+	- (không ý nghĩa)	+ ($p < 0,001$)	Ủng hộ một phần (LC2)
INF	H6	-	- ($p < 0,001$)	- ($p < 0,001$)	Ủng hộ

(Nguồn: tác giả tổng hợp từ Bảng 5). Biến trễ $L.LC1$ và $L.LC2$ có hệ số dương, có ý nghĩa thống kê, cho thấy thanh khoản có tính bền vững theo thời gian.

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Đa dạng hóa thu nhập (DIV_REV) có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình ($p < 0,05$ với LC1; $p < 0,001$ với LC2), ủng hộ H1. Kết quả phù hợp với lập luận nguồn thu ngoài lãi giúp ngân hàng bớt phụ thuộc tín dụng (Moudud-UI-Huq et al., 2018). Tuy nhiên, tương quan đơn giản giữa DIV_REV và thanh khoản mang dấu âm, nên dấu dương chỉ xuất hiện sau khi kiểm soát các biến khác.

Quy mô ngân hàng (SIZE) tác động dương (H2) và tăng trưởng tài sản (ASSET_GRO) tác động âm (H4), cùng có ý nghĩa ở cả 2 mô hình. Tỷ trọng cho vay (L_A) không ổn định: không có ý nghĩa ở LC1 và dương ở LC2, nên H3 chưa được ủng hộ.

Tăng trưởng GDP chỉ có ý nghĩa ở LC2, nên H5 được ủng hộ một phần. Lạm phát tác động âm ở cả 2 mô hình, ủng hộ H6. Các cơ chế như niềm tin người gửi tiền hay dịch chuyển kênh đầu tư chưa được kiểm định trực tiếp, chỉ là gợi ý diễn giải.

5. Kết luận và hàm ý

Với 490 quan sát của 52 ngân hàng ASEAN-5 giai đoạn 2011-2025, System GMM cho thấy, đa dạng hóa thu nhập và quy mô ngân hàng có quan hệ cùng chiều với thanh khoản, còn tăng trưởng tài sản và lạm phát có quan hệ ngược chiều. Bài bổ sung bằng chứng về thanh khoản cho nhóm nghiên cứu đa dạng hóa ngân hàng tại ASEAN-5.

Ngân hàng nên mở rộng nguồn thu ngoài lãi theo hướng có liên quan đến năng lực cốt lõi, đầu tư công nghệ và nhân lực, đồng thời kiểm soát tăng trưởng tài sản, cơ cấu tín dụng và rủi ro thanh khoản. Cơ quan quản lý cần giữ ổn định vĩ mô.

Hạn chế gồm mẫu không cân bằng, số công cụ GMM lớn so với số nhóm và chỉ một thước đo đa dạng hóa. Hướng tiếp theo: thước đo tạo thanh khoản theo Berger và Bouwman (2009), kiểm tra độ vững và phân tích theo quốc gia ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

- Acharya, V. V., Hasan, I., & Saunders, A. (2006). Should banks be diversified? Evidence from individual bank loan portfolios. *Journal of Business*, 79(3), 1355-1412.
- Acharya, V. V., & Naqvi, H. (2012). The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle. *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349-366. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.014>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2009). Bank liquidity creation. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3779-3837.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bond, S. R. (2001). *Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice*. Institute for Fiscal Studies, Working Paper 09/02.
- Hayden, E., Porath, D., & Westernhagen, N. V. (2007). Does diversification improve the performance of German banks? Evidence from individual bank loan portfolios. *Journal of Financial Services Research*, 32(3), 123-140.
- Köhler, M. (2015). Which banks are more risky? The impact of business models on bank stability. *Journal of Financial Stability*, 16, 195-212. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2014.02.005>
- Lee, C.-C., Yang, S.-J., & Chang, C.-H. (2014). Non-interest income, profitability, and risk in banking industry: A cross-country analysis. *North American Journal of Economics and Finance*, 27, 48-67.
- Moudud-Ul-Huq, S., Ashraf, B. N., Das Gupta, A., & Zheng, C. (2018). Does bank diversification heterogeneously affect performance and risk-taking in ASEAN emerging economies? *Research in International Business and Finance*, 46, 342-362. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.04.007>
- Nguyen, M., Skully, M., & Perera, S. (2012). Bank market power and revenue diversification: Evidence from selected ASEAN countries. *Journal of Asian Economics*, 23(6), 688-700.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Rossi, S. P. S., Schwaiger, M. S., & Winkler, G. (2009). How loan portfolio diversification affects risk, efficiency and capitalization: A managerial behavior model for Austrian banks. *Journal of Banking & Finance*, 33(12), 2218-2226. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.05.022>
- Stewart, C., Matousek, R., & Nguyen, T. N. (2016). Efficiency in the Vietnamese banking system: A DEA double bootstrap approach. *Research in International Business and Finance*, 36, 96-111. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.09.006>
- Tabak, B. M., Fazio, D. M., & Cajueiro, D. O. (2011). The effects of loan portfolio concentration on Brazilian banks' return and risk. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 3065-3076.
- Vo, X. V. (2018). Bank lending behavior in emerging markets. *Finance Research Letters*, 27, 129-134. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.02.011>