KHOẢNG CÁCH TĂNG TRƯỞNG TÍN DỤNG - HUY ĐỘNG VÀ ĐIỀU CHỈNH VỐN LIÊN NGÂN HÀNG TẠI VIỆT NAM

NGUYỄN XUÂN LINH

Email: xuanlinh2309@gmail.com

Ngày nhận bài: 14/8/2026

Ngày sửa bài: 4/9/2026

Ngày duyệt đăng bài: 15/9/2026

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích mối liên hệ giữa khoảng cách tăng trưởng tín dụng - huy động (Credit-Deposit Growth Gap - CDG) và sự điều chỉnh mức phụ thuộc vốn liên ngân hàng của 20 ngân hàng thương mại niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2015-2025. Với 220 quan sát ngân hàng năm, nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu ứng cố định 2 chiều và sai số chuẩn phân cụm theo ngân hàng. Kết quả cho thấy, CDG có mối liên hệ dương, có ý nghĩa thống kê với thay đổi tỷ lệ nợ liên ngân hàng trên tổng tài sản. Mối liên hệ này duy trì qua các kiểm định và có dấu hiệu bất đối xứng, thể hiện rõ hơn khi tăng trưởng huy động vượt tăng trưởng tín dụng. Kết quả cho thấy CDG có thể bổ sung cho các chỉ báo trong quản trị tài sản - nợ và giám sát rủi ro nguồn vốn.

Từ khóa: *ngân hàng thương mại, tăng trưởng tín dụng, tăng trưởng huy động, vốn liên ngân hàng, quản trị nguồn vốn*

Credit - deposit growth gap and interbank funding adjustment in Vietnam

Abstract:

This study examines the relationship between the Credit - Deposit Growth Gap (CDG) and adjustments in dependence on interbank funding among 20 listed commercial banks in Vietnam during the 2015 - 2025 period. Using 220 bank-year observations, the study applies a two-way fixed-effects model with bank-clustered standard errors. The findings show that CDG is positively and statistically significantly associated with changes in the ratio of interbank liabilities to total assets. This relationship remains robust across alternative specifications and exhibits signs of asymmetry, being more pronounced during periods when deposit growth exceeds credit growth. The results suggest that CDG can complement conventional indicators used in asset - liability management and funding-risk surveillance.

Keywords: *commercial banks, credit growth, deposit growth, interbank funding, funding management*

1. Đặt vấn đề

Ngân hàng thương mại thực hiện chức năng trung gian tài chính bằng cách huy động nguồn vốn, chủ yếu có kỳ hạn ngắn hơn, để tài trợ cho các tài sản và khoản tín dụng có kỳ hạn dài hơn. Cấu trúc này tạo ra thanh khoản cho nền kinh tế nhưng đồng thời làm phát sinh rủi ro kỳ hạn và rủi ro nguồn vốn (Diamond & Dybvig, 1983; Berger & Bouwman, 2009). Trong quản trị tài sản - nợ (Asset-Liability Management - ALM), tốc độ mở rộng tín dụng vì vậy không thể tách rời khả năng hình thành nguồn vốn ổn định.

Các chỉ tiêu như tỷ lệ dư nợ trên tiền gửi (Loan-to-Deposit Ratio - LDR), tỷ lệ bao phủ thanh khoản và các giới hạn kỳ hạn phản ánh trạng thái bảng cân đối tại một thời điểm. Tuy nhiên, LDR có thể thay đổi chậm trong khi tốc độ tăng tín dụng và tiền gửi đã phân kỳ đáng kể. Khoảng cách tăng trưởng tín dụng - huy động (CDG), được xác định bằng tăng trưởng cho vay khách hàng trừ tăng trưởng tiền gửi khách hàng, cung cấp một góc nhìn động về sự mất cân đối nguồn vốn. CDG dương hàm ý tín dụng mở rộng nhanh hơn tiền gửi; CDG âm phản ánh huy động tăng nhanh hơn tín dụng.

Tại Việt Nam, sự chênh lệch giữa tăng trưởng tín dụng và huy động đặt ra yêu cầu ngày càng lớn đối với quản trị nguồn vốn của các ngân hàng thương mại. Năm 2025, trong mẫu 20 ngân hàng của nghiên cứu, tổng dư nợ cho vay khách hàng tăng khoảng 20,00% trong khi tổng tiền gửi khách hàng tăng khoảng 15,34%, tạo khoảng cách tổng hợp 4,67 điểm phần trăm. Sang năm 2026, Thông tư số 25/2026/TT-NHNN điều chỉnh một số giới hạn an toàn, trong đó nâng tỷ lệ tối đa nguồn vốn ngắn hạn được sử dụng để cho vay trung, dài hạn từ 30% lên 40%. Việc nới dư địa chuyển hóa kỳ hạn không loại bỏ yêu cầu quản trị chặt chẽ cấu trúc nguồn vốn, nhất là khi tín dụng và tiền gửi tăng không đồng bộ (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2026).

Nghiên cứu về thanh khoản ngân hàng Việt Nam chủ yếu sử dụng LDR, tài sản thanh khoản, vốn, quy mô, lợi nhuận và các biến vĩ mô (Tran et al., 2019; Nguyen et al., 2022; Huong & Yen, 2024; Pham & Nguyen, 2025). Nghiên cứu này chuyển trọng tâm từ mức thanh khoản sang sự điều chỉnh nguồn vốn: liệu chênh lệch tốc độ tăng tín dụng và tiền gửi có đi cùng thay đổi mức phụ thuộc vào vốn liên ngân hàng hay không. Đóng góp chính là lượng hóa CDG ở cấp ngân hàng, liên kết CDG với thay đổi tỷ lệ nợ liên ngân hàng trên tổng tài sản (ΔIBFR), sử dụng dữ liệu đến năm 2025 và kiểm tra khả năng phản ứng bất đối xứng quanh CDG = 0.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Trung gian tài chính, thanh khoản và nguồn vốn

Diamond và Dybvig (1983) chỉ ra tính dễ tổn thương thanh khoản phát sinh khi ngân hàng tài trợ tài sản dài hạn bằng nghĩa vụ có khả năng rút trong thời hạn ngắn. Diamond (1984) bổ sung vai trò giám sát được ủy quyền, giải thích vì sao ngân hàng có lợi thế trong cấp tín dụng nhưng đồng thời phải duy trì cấu trúc nguồn vốn đủ ổn định. Berger và Bouwman (2009) mở rộng cách tiếp cận bằng khái niệm tạo thanh khoản: ngân hàng tạo thanh khoản khi tài trợ tài sản kém thanh khoản bằng các nguồn vốn có tính thanh khoản cao hơn.

Tiền gửi khách hàng thường là nguồn tài trợ cốt lõi. Khi tín dụng tăng nhanh hơn tiền gửi, ngân hàng có thể cạnh tranh huy động với chi phí biên cao hơn, sử dụng giấy tờ có giá, vay liên ngân hàng hoặc sử dụng bộ đệm tài sản thanh khoản. Nguồn vốn bán buôn vì vậy có thể đóng vai trò bổ sung trong quá trình

mở rộng bảng cân đối, nhưng mức độ phụ thuộc cao cũng làm cấu trúc nguồn vốn nhạy cảm hơn với điều kiện thị trường (Cornett et al., 2011; Kladakis et al., 2022).

2.2. CDG và điều chỉnh vốn liên ngân hàng

Khác với LDR là tỷ số giữa 2 số dư, CDG đo hướng vận động tương đối của tín dụng và tiền gửi. Với gL là tăng trưởng cho vay khách hàng và gD là tăng trưởng tiền gửi khách hàng, CDG = gL - gD. CDG tăng cho thấy nhu cầu tài trợ cho tín dụng tăng tương đối so với nguồn tiền gửi. Nếu vốn liên ngân hàng là một kênh điều chỉnh linh hoạt, CDG cao hơn được kỳ vọng đi cùng mức tăng lớn hơn của tỷ lệ nợ liên ngân hàng trên tổng tài sản. Từ đó, nghiên cứu đặt giả thuyết H1: CDG có mối liên hệ cùng chiều với ΔIBFR sau khi kiểm soát dị biệt ngân hàng và cú sốc chung theo năm.

Phản ứng có thể không đối xứng. Khi CDG âm, tăng trưởng tiền gửi vượt tín dụng tạo nguồn vốn dư thừa tương đối và ngân hàng có thể giảm vay liên ngân hàng khá trực tiếp. Khi CDG dương, ngân hàng có nhiều lựa chọn thay thế ngoài liên ngân hàng, nên phản ứng có thể phân tán. Giả thuyết H2 cho thấy, mối liên hệ giữa CDG và ΔIBFR khác nhau giữa vùng CDG âm và CDG dương.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và biến nghiên cứu

Mẫu gồm 20 ngân hàng thương mại niêm yết: ABB, ACB, BID, CTG, EIB, HDB, LPB, MBB, MSB, NAB, NVB, OCB, SHB, SSB, STB, TCB, TPB, VCB, VIB và VPB. Giai đoạn nghiên cứu 2015-2025 tạo 220 quan sát ngân hàng năm; số dư năm 2014 chỉ dùng làm cơ sở tính tăng trưởng và ΔIBFR năm 2015. Dữ liệu được tổng hợp từ chuỗi báo cáo tài chính lịch sử; các biến tăng trưởng và tỷ lệ được tác giả tính lại từ số dư báo cáo thay vì sử dụng trực tiếp tỷ lệ tăng trưởng có sẵn (VietFina, 2026).

Bảng 1. Định nghĩa biến nghiên cứu

Biến	Đo lường	Ý nghĩa
ΔIBFR	IBFR(t) - IBFR(t-1)	Thay đổi mức phụ thuộc vốn liên ngân hàng
CDG	Tăng trưởng Loans - tăng trưởng Deposits	Biến giải thích chính; điểm phần trăm
CAPITAL	Equity/Total Assets x 100	Bộ đệm vốn
ROA	Return on Assets (%)	Khả năng sinh lời
SIZE	ln(Total Assets)	Quy mô ngân hàng
LOAN_ASSETS	Loans/Total Assets x 100	Cường độ tài sản tín dụng

Nguồn: Tác giả xây dựng từ dữ liệu báo cáo tài chính.

3.2. Mô hình thực nghiệm

Mô hình chính sử dụng hiệu ứng cố định 2 chiều (two-way fixed effects - TWFE), kiểm soát các đặc điểm bất biến theo ngân hàng và các cú sốc chung theo năm. Sai số chuẩn được phân cụm theo ngân hàng để cho phép phương sai thay đổi và tương quan chuỗi trong từng ngân hàng.

Mô hình có dạng:

$\Delta IBFR_{i,t} = \alpha + \beta CDG_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$

Trong đó, X gồm CAPITAL, ROA, SIZE và LOAN_ASSETS; μ_i và λ_t lần lượt là hiệu ứng cố định ngân hàng và năm. Hệ số β là tham số trọng tâm. Độ bền được đánh giá bằng pooled OLS, TWFE không biến kiểm soát, winsorize 1%-99%, loại các ngân hàng có quan sát cực đoan, thay đổi giai đoạn mẫu và leave-one-bank-out. Để kiểm tra H2, CDG được tách thành CDG+ = max(CDG,0) và CDG- = min(CDG,0), sau đó kiểm định chênh lệch 2 hệ số bằng Wald/F test. Thiết kế quan sát này cho phép xác định mối liên hệ có điều kiện, không được diễn giải như quan hệ nhân quả.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2. Thống kê mô tả (N = 220)

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Median	Max
Tăng trưởng tín dụng	20,25	9,86	-11,32	18,58	65,25
Tăng trưởng huy động	16,00	12,36	-10,49	14,07	82,70
CDG	4,25	10,97	-41,68	4,42	36,15
IBFR	15,04	7,82	0,78	13,82	38,99
ΔIBFR	-0,04	5,10	-19,12	0,01	21,58
CAPITAL	8,38	2,81	4,06	7,80	17,10
ROA	1,12	0,80	-4,30	1,00	3,20

Đơn vị: %. Riêng CDG và ΔIBFR là điểm phần trăm. Nguồn: Tính toán của tác giả.

Tăng trưởng tín dụng bình quân đạt 20,25%/năm, cao hơn tăng trưởng tiền gửi 16,00%, tạo CDG bình quân 4,25 điểm phần trăm. Độ lệch chuẩn CDG 10,97 điểm phần trăm và khoảng biến thiên từ -41,68 đến 36,15 cho thấy mức phân kỳ đáng kể giữa các ngân hàng và thời kỳ. IBFR bình quân là 15,04% tổng tài sản, trong khi ΔIBFR bình quân gần bằng 0 nhưng có biên dao động rộng, phù hợp với vai trò của thị trường liên ngân hàng như một kênh điều chỉnh nguồn vốn linh hoạt.

4.2. Kết quả mô hình cơ sở

Bảng 3. Kết quả hồi quy chính

Biến/Mô hình	Pooled	TWFE	TWFE + biến kiểm soát
CDG	0,0961*** (0,0311)	0,1055** (0,0421)	0,1309*** (0,0451)
CAPITAL			-0,3792 (0,2653)
ROA			-0,1694 (0,5010)

SIZE			3,1503 (3,0105)
LOAN_ASSETS			-0,3224*** (0,0887)
N	220	220	220
R^2	0,043	0,265	0,341

*Ghi chú: Sai số chuẩn phân cụm theo ngân hàng trong ngoặc. ** p<0,05; *** p<0,01.*

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Hệ số CDG dương trong cả 3 đặc tả. Ở mô hình đầy đủ, β = 0,1309, sai số chuẩn 0,0451 và p = 0,0091. H1 do đó được ủng hộ. Về độ lớn kinh tế, CDG cao hơn 10 điểm phần trăm đi cùng ΔIBFR cao hơn khoảng 1,31 điểm phần trăm, khi các yếu tố khác trong mô hình không đổi. Một độ lệch chuẩn của CDG (10,97 điểm phần trăm) tương ứng khoảng 1,44 điểm phần trăm ΔIBFR. Kết quả cho thấy, khoảng cách tăng trưởng có nội dung thông tin vượt ra ngoài việc quan sát riêng tăng trưởng tín dụng hoặc tiền gửi.

Trong nhóm kiểm soát, LOAN_ASSETS có hệ số âm -0,3224 và có ý nghĩa thống kê, trong khi CAPITAL, ROA và SIZE không có ý nghĩa ở các mức thông thường. Điều này chỉ phản ánh mối liên hệ với thay đổi IBFR hàng năm trong đặc tả hiện tại, không hàm ý vốn, lợi nhuận hay quy mô không quan trọng đối với thanh khoản ngân hàng nói chung.

4.3. Kiểm định độ bền và bất đối xứng

Bảng 4. Kiểm định độ bền của hệ số CDG

Đặc tả	N	β(CDG)	SE	p-value
Winsor 1%-99%	220	0,1307	0,0447	0,0087
Loại NAB 2025	219	0,1207	0,0406	0,0079
Loại toàn bộ NAB	209	0,1054	0,0417	0,0210
Loại toàn bộ NVB	209	0,1507	0,0436	0,0028
Loại NAB và NVB	198	0,1255	0,0396	0,0056
Chỉ 2015-2024	200	0,0993	0,0398	0,0219
Chỉ 2020-2025	120	0,2421	0,0634	0,0012

Ghi chú: Các mô hình dùng TWFE và cùng tập biến kiểm soát, trừ khi mô tả khác.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả bền vững trước xử lý ngoại lệ và thay đổi mẫu. Sau winsorize 1%-99%, hệ số gần như không đổi. Khi loại NAB, NVB hoặc cả 2, hệ số vẫn dương và có ý nghĩa. Với giai đoạn 2015-2024, β = 0,0993 (p = 0,0219), cho thấy kết quả không phụ thuộc riêng năm 2025. Trong giai đoạn 2020-2025, hệ số tăng lên 0,2421 (p = 0,0012), gợi ý mối liên hệ mạnh hơn trong các năm gần đây. Kiểm định leave-one-bank-out cho hệ số dương trong toàn bộ 20/20 lần ước lượng, dao động khoảng 0,105-0,151 và đều có p<0,05.

Bảng 5. Kiểm định phản ứng bất đối xứng

Thành phần CDG	Hệ số	SE	p-value
CDG dương (CDG+)	0,0253	0,0837	0,7659
CDG âm (CDG-)	0,2596	0,0650	0,0008

Ghi chú: TWFE đầy đủ. Kiểm định chênh lệch 2 hệ số: F = 3,827; p = 0,0653.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Mô hình bất đối xứng cho thấy hệ số ở vùng CDG âm là 0,2596 và có ý nghĩa cao, trong khi hệ số ở vùng CDG dương nhỏ và không có ý nghĩa. Vì CDG âm hơn đồng nghĩa tiền gửi tăng nhanh hơn tín dụng, kết quả hàm ý khi thặng dư huy động tương đối lớn hơn, ngân hàng có xu hướng giảm phụ thuộc vốn liên ngân hàng rõ hơn. Ngược lại, thiếu hụt tương đối của tiền gửi không dẫn tới mức tăng vốn liên ngân hàng tương xứng, có thể do ngân hàng sử dụng giấy tờ có giá, vốn chủ sở hữu, tài sản thanh khoản hoặc điều chỉnh tăng trưởng tín dụng. Kiểm định chênh lệch 2 hệ số có p = 0,0653: bằng chứng về bất đối xứng mang tính gợi ý ở mức 10%, chưa đủ để kết luận ở mức 5%.

4.4. Thảo luận kết quả

Kết quả bổ sung cho nghiên cứu thanh khoản ngân hàng Việt Nam theo hướng động. Các nghiên cứu trước tập trung giải thích mức thanh khoản hoặc LDR bằng đặc điểm ngân hàng và biến vĩ mô (Tran et al., 2019; Huong & Yen, 2024; Pham & Nguyen, 2025). Nghiên cứu này cho thấy chênh lệch tốc độ tăng giữa tín dụng và tiền gửi có liên hệ với cách ngân hàng điều chỉnh một thành phần nguồn vốn trên bảng cân đối. Điều này cũng phù hợp với bằng chứng quốc tế nguồn vốn bán buôn có thể bổ sung cho tiền gửi khi bảng cân đối mở rộng (Kladakis et al., 2022).

Tuy nhiên, bất đối xứng là điểm cần nhấn mạnh. Ở vùng CDG âm, tiền gửi tăng nhanh hơn tín dụng tạo điều kiện trực tiếp để giảm vay liên ngân hàng. Ở vùng CDG dương, ngân hàng có nhiều công cụ tài trợ và điều chỉnh hơn, khiến mối liên hệ riêng giữa CDG dương và vốn liên ngân hàng yếu đi. Vì vậy, CDG không nên được xem là thước đo rủi ro thanh khoản độc lập hay một quy tắc dự báo cơ học, mà là chỉ báo động bổ sung cho LDR, tỷ lệ bao phủ thanh khoản, tỷ lệ nguồn vốn ổn định, chênh lệch kỳ hạn và mức tập trung nguồn vốn.

5. Kết luận và hàm ý

Từ 220 quan sát của 20 ngân hàng thương mại niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2015–2025, nghiên cứu ghi nhận mối liên hệ cùng chiều và ổn định giữa CDG và sự thay đổi mức độ phụ thuộc vào vốn liên ngân hàng. Mô hình TWFE đầy đủ cho $\beta = 0,1309$ ($p = 0,0091$); kết quả duy trì qua nhiều kiểm định độ bền. Phân tích bất đối xứng cho thấy quan hệ tuyến tính chủ yếu được dẫn dắt bởi các thời kỳ CDG âm, mặc dù chênh lệch 2 hệ số chỉ đạt mức ý nghĩa 10%. Do thiết kế dữ liệu quan sát, các kết quả được diễn giải là mối liên hệ có điều kiện, không phải bằng chứng nhân quả.

Đối với ngân hàng thương mại, CDG nên được tích hợp vào hệ thống cảnh báo sớm của ALCO cùng các chỉ báo trạng thái. Kế hoạch tăng trưởng tín dụng cần gắn với kịch bản tăng tiền gửi ổn định, phát hành giấy tờ có giá, giới hạn nguồn vốn bán buôn và bộ đệm tài sản thanh khoản. Đối với

cơ quan quản lý, phân phối CDG ở cấp ngân hàng, kết hợp với tăng trưởng nguồn vốn bán buôn và diễn biến lãi suất liên ngân hàng, có thể cung cấp tín hiệu sớm về áp lực nguồn vốn trước khi các tỷ lệ trạng thái thay đổi mạnh.

Nghiên cứu có ba hạn chế. Thứ nhất, mẫu chỉ gồm 20 ngân hàng niêm yết. Thứ hai, nợ liên ngân hàng chỉ là một trong nhiều kênh tài trợ thay thế; dữ liệu đồng nhất về giấy tờ có giá, kỳ hạn nguồn vốn, LCR và NSFR chưa được tích hợp. Thứ ba, nghiên cứu chưa có chiến lược nhận dạng nhân quả. Nghiên cứu tiếp theo có thể sử dụng dữ liệu quý, mở rộng thước đo funding gap và áp dụng các thiết kế kinh tế lượng phù hợp để kiểm tra động học và quan hệ nhân quả ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2026). Thông tư số 25/2026/TT-NHNN ngày 22/6/2026 sửa đổi, bổ sung một số điều của Thông tư số 22/2019/TT-NHNN.

VietFina (2026). Dữ liệu báo cáo tài chính lịch sử của các ngân hàng thương mại Việt Nam. https://vietfina.com/.

Allen, F. & Santomero, A. M. (1997). The theory of financial intermediation. Journal of Banking & Finance, 21(11-12), 1461-1485. https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00032-0.

Berger, A. N. & Bouwman, C. H. S. (2009). Bank liquidity creation. The Review of Financial Studies, 22(9), 3779-3837. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn104.

Cornett, M. M., McNutt, J. J., Strahan, P. E. & Tehranian, H. (2011). Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. Journal of Financial Economics, 101(2), 297-312. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.001.

Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. Journal of Political Economy, 91(3), 401-419.

Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. The Review of Economic Studies, 51(3), 393-414. https://doi.org/10.2307/2297430.

Kladakis, G., Chen, L. & Bellos, S. K. (2022). Wholesale funding and liquidity creation. Review of Quantitative Finance and Accounting, 59, 1501-1524. https://doi.org/10.1007/s11156-022-01081-9.

Le Hoang Vinh, Le Thi Thanh Huong (2026). Bank size and financial intermediation operations in Vietnam: A focus on the deposit-loan nexus in the banking sector. Journal of Finance - Marketing Research, 4(4ene), 130-143. https://doi.org/10.52932/jfmr.v4i4ene.1199.

Nguyen Thi Hai Yen & Nguyen Thanh Liem (2022). Funding liquidity, bank capital, and lending growth in a developing country. Cogent Economics & Finance, 10(1), 2122958. https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2122958.

Nguyen Thi Huong & Dang Thi Hai Yen (2024). Determinants of liquidity risk in Vietnamese commercial banks. Vietnam Journal of Agricultural Sciences, 7(1), 2076-2084. https://doi.org/10.31817/vjas.2024.7.1.06.

Nguyen Tri Minh, Tran Ngoc Tho, Nguyen Huu Tuan (2022). Liquidity risk, macroprudential regulation and bank performance: Empirical evidence from Vietnamese commercial banks. Journal of International Economics and Management, 22(2), 1-24. https://doi.org/10.38203/jiem.022.2.0045.

Pham Thi Anh Thu, Nguyen Hong Van (2025). Determinants of liquidity of commercial banks in Vietnam. Journal of Development and Integration, 80, 1-9. https://doi.org/10.61602/jdi.2025.80.01.

Tran Thi Thanh Tu, Nguyen Thi Yen, Nguyen Thi Hong Thuy, Tran Long (2019). The determinants of liquidity risk of commercial banks in Vietnam. Banks and Bank Systems, 14(1), 94-110. https://doi.org/10.21511/bbs.14(1).2019.09.