



Tác động bất đối xứng của chất lượng thể chế đến tạo thanh khoản của ngân hàng: Bằng chứng thực nghiệm từ các nền kinh tế mới nổi đang phát triển châu Á

NGUYỄN KIM CHI ^{*}, ^a, VÕ XUÂN VINH ^b

^a Trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh

^b Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 31/07/2025 Ngày nhận lại: 16/01/2026 Duyệt đăng: 19/01/2026 Mã phân loại JEL: G21; G28; O43. Từ khóa: Tạo thanh khoản; Chất lượng thể chế; Tác động bất đối xứng; Quốc gia mới nổi châu Á. Keywords: Liquidity creation; Institutional quality; Asymmetric impact; Emerging Asian economies.	Nghiên cứu này xem xét tác động bất đối xứng của chất lượng thể chế đối với tạo thanh khoản của các ngân hàng tại các quốc gia mới nổi khu vực châu Á. Sử dụng mô hình hồi quy phân vị bảng với dữ liệu bảng không cân bằng tại 15 quốc gia trong giai đoạn 2010–2023, kết quả cho thấy mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và tạo thanh khoản mang tính bất đối xứng. Cụ thể, chất lượng thể chế có tác động tiêu cực đến tạo thanh khoản ngân hàng tại các phân vị thấp nhưng chuyển sang tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê tại các phân vị cao hơn. Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu sử dụng các thước đo thay thế cho cả chất lượng thể chế và tạo thanh khoản. Sự nhất quán về kết quả nghiên cứu khẳng định độ tin cậy của kết luận. Phân tích chênh lệch giữa các phân vị cũng làm rõ hơn tính phi tuyến trong mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và tạo thanh khoản. Kết quả nghiên cứu hàm ý khi xây dựng và thực hiện chính sách cải cách thể chế, các nhà hoạch định tại các quốc gia mới nổi cần xem xét kỹ đặc điểm và khả năng thích ứng của từng nhóm ngân hàng, nhất là trong bối cảnh hệ thống tài chính chưa phát triển đồng đều. Abstract This study examines the asymmetric impact of institutional quality on banks' liquidity creation in emerging Asian countries. Using a panel quantile regression model with unbalanced data for 15 countries over

^{*} Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Trần Lê Thùy Duyên.

Email: chinguyen.922202120073@st.ueh.edu.vn (Nguyễn Kim Chi); vinhvx@ueh.edu.vn (Võ Xuân Vinh).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Kim Chi, & Võ Xuân Vinh. (2025). Tác động bất đối xứng của chất lượng thể chế đến tạo thanh khoản của ngân hàng: Bằng chứng thực nghiệm từ các nền kinh tế mới nổi đang phát triển châu Á. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(11), 103-120, <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.11.07>

the period 2010–2023, the results indicate that the relationship between institutional quality and liquidity creation is asymmetric. Specifically, institutional quality has a negative impact at lower quantiles but turns positive and statistically significant at higher quantiles. To test the robustness of the results, the study uses alternative measures of both institutional quality and liquidity creation. The consistency of the results confirms the reliability of the conclusions. The analysis of differences between quantiles further clarifies the nonlinearity in the relationship between institutional quality and liquidity creation. The research results imply that when developing and implementing institutional reform policies, policymakers in emerging countries need to carefully consider the characteristics and adaptability of each banking group, especially in the context of an unevenly developed financial system.

1. Giới thiệu

Tạo thanh khoản (Liquidity Creation – LC) là một trong những chức năng cốt lõi của ngân hàng thương mại. Cơ chế LC truyền thống là ngân hàng cung cấp các tài sản kém thanh khoản (như tín dụng dài hạn) được huy động bằng các nguồn vốn thanh khoản cao (như tiền gửi) (Bryant, 1980; Diamond & Dybvig, 1983). Ngoài ra, các cam kết tín dụng ngoại bảng cũng là một kênh LC hiệu quả (Kashyap và cộng sự, 2002). Chính nhờ chức năng này, LC ngân hàng cung cấp nguồn thanh khoản chính cho khu vực kinh tế tư nhân, bởi vậy, nó cũng chính là động lực tăng trưởng kinh tế cho một quốc gia (Smith, 1976). Qua đó, ngân hàng không chỉ giữ vai trò trung gian tài chính mà còn hỗ trợ phân bổ vốn hiệu quả, ổn định chuỗi tín dụng và góp phần vào tăng trưởng kinh tế (Berger & Sedunov, 2017). Trong các nền kinh tế đang phát triển, nơi thị trường tài chính còn hạn chế, nguồn vốn chủ yếu phụ thuộc vào ngân hàng, vai trò LC càng trở nên thiết yếu. LC đã trở thành một yếu tố trung tâm trong việc đảm bảo ổn định tài chính, nhất là sau khủng hoảng tài chính toàn cầu và trong bối cảnh đại dịch COVID-19. Những thay đổi chính sách như Basel III cho thấy rõ ảnh hưởng của quy định đến cách ngân hàng tạo ra thanh khoản cho nền kinh tế.

Trong bối cảnh đó, chất lượng thể chế (Institutional Quality – IQ) đang được quan tâm như một yếu tố tác động và điều tiết then chốt đối với các hoạt động tài chính, trong đó có LC ngân hàng. Sự cấp thiết của việc xem xét yếu tố này càng được củng cố bởi những phát hiện mới nhất trong giới học thuật. Giải Nobel Kinh tế năm 2024 đã được trao cho các công trình làm sáng tỏ vai trò của thể chế trong việc định hình kết quả kinh tế, nhấn mạnh rằng các yếu tố như: tính minh bạch pháp lý, hiệu quả quản trị công, và ổn định chính sách có ảnh hưởng sâu rộng đến tăng trưởng và phúc lợi xã hội. Những phát hiện này không chỉ xác lập giá trị học thuật của biến số thể chế, mà còn gợi mở hướng đi cho các nghiên cứu thực chứng hiện đại trong lĩnh vực tài chính - ngân hàng, trong đó có nghiên cứu này.

Trong những năm gần đây, một số nghiên cứu đã bắt đầu xem xét mối liên hệ giữa IQ và LC (Baradwaj và cộng sự, 2016; Bawuah, 2024; Elmahjoub và cộng sự, 2025). Mặc dù còn hạn chế về số lượng, các nghiên cứu này đã đặt nền móng cho việc xem xét mối quan hệ giữa IQ và LC. Tiêu biểu, nghiên cứu của Baradwaj và cộng sự (2016) là một trong số ít nghiên cứu phân tích mối quan

hệ trực tiếp giữa IQ và LC, kết quả cho thấy rằng IQ và áp dụng chính sách kiểm soát vốn hợp lý là những yếu tố then chốt trong việc thúc đẩy hoạt động LC. Trái với phát hiện này, nghiên cứu của Bawuah (2024) cho thấy IQ có tác động tiêu cực đến LC. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Elmahjoub và cộng sự (2025) là bước tiến mới khi xem xét mối quan hệ IQ - LC dưới góc nhìn phi tuyến bằng mô hình ngưỡng. Các chỉ số thể chế như: kiểm soát tham nhũng, chất lượng quy định, hay hiệu quả chính phủ tác động tích cực đến LC khi dưới ngưỡng nhất định, nhưng lại gây hiệu ứng tiêu cực nếu vượt ngưỡng. Kết luận này đặt nghi vấn về tính tuyến tính trong mối quan hệ IQ - LC, đồng thời khẳng định vai trò hai mặt của thể chế trong việc định hình hành vi ngân hàng. Tuy nhiên, cách tiếp cận mô hình ngưỡng của nghiên cứu này vẫn giả định rằng toàn bộ ngân hàng trong hệ thống phản ứng giống nhau khi vượt qua ngưỡng nhất định, và không cho phép đánh giá sự thay đổi hành vi theo mức độ LC khác nhau giữa các ngân hàng. Từ những kết quả không nhất quán này, có thể tồn tại sự không đồng nhất trong mối quan hệ giữa IQ và LC, tùy thuộc vào năng lực nội tại và vị thế thị trường của từng ngân hàng. Theo lý thuyết thể chế hiện đại, IQ không chỉ tác động trực tiếp đến hành vi ngân hàng, mà còn đóng vai trò như một yếu tố điều kiện hóa, nghĩa là ảnh hưởng của nó phụ thuộc vào khả năng hấp thụ, thích ứng và phản ứng của từng tổ chức tài chính (Acemoglu và cộng sự, 2014; Cohen & Levinthal, 1990). Các ngân hàng có năng lực quản trị yếu hoặc vốn mỏng có thể bị “quá tải thể chế” khi đối mặt với các yêu cầu thể chế ngày càng khắt khe, từ đó phản ứng tiêu cực bằng cách co cụm hoạt động, hạn chế cấp tín dụng và giảm LC. Trong khi đó, các ngân hàng có nội lực mạnh lại coi cải cách thể chế là cơ hội để mở rộng thị phần, nâng cao uy tín và tăng cường hoạt động trung gian tài chính.

Từ góc độ lý thuyết và thực nghiệm đặt ra nghi vấn nghiên cứu quan trọng: Liệu tác động của thể chế có đồng nhất trên toàn hệ thống ngân hàng hay không, hay sẽ thay đổi theo mức độ LC của từng ngân hàng? Để làm sáng tỏ câu hỏi trên, nghiên cứu này lựa chọn phương pháp hồi quy phân vị nhằm đánh giá tác động dị biệt của IQ đến LC ở các mức phân vị khác nhau. Khác với các phương pháp hồi quy truyền thống (OLS, GMM) vốn chỉ phản ánh tác động trung bình, hồi quy phân vị cho phép phân tích sâu sắc sự thay đổi trong tác động của IQ ở từng nhóm ngân hàng, từ nhóm có LC thấp (Q10) đến cao (Q90), đồng thời kiểm soát được vấn đề ngoại lệ và phi chuẩn phân phối trong dữ liệu ngân hàng (Koenker, 2004).

Mặc dù các nghiên cứu trước đã góp phần chứng minh rằng IQ là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến LC ngân hàng, tuy nhiên, vẫn tồn tại một số khoảng trống mà nghiên cứu này sẽ tập trung khai thác. *Thứ nhất*, các nghiên cứu hiện hữu phần lớn tập trung vào các quốc gia phát triển, khu vực châu Phi cận Sahara hay khu vực Trung Đông và Bắc Phi (MENA) mà chưa có các đánh giá chuyên sâu về mối quan hệ này đặt trong bối cảnh các quốc gia mới nổi ở châu Á – khu vực đang có tốc độ tăng trưởng kinh tế cao, cải cách thể chế mạnh mẽ và hội nhập tài chính ngày càng sâu rộng. Tuy nhiên, giữa các quốc gia vẫn tồn tại sự khác biệt đáng kể về IQ, mức độ can thiệp chính sách và hiệu quả thực thi pháp luật. Đồng thời, các ngân hàng tại khu vực này cũng có mức độ phát triển không đồng đều, từ các ngân hàng quốc doanh lớn đến các ngân hàng địa phương nhỏ lẻ, dẫn đến sự đa dạng trong hành vi LC. Chính những đặc điểm này khiến châu Á mới nổi trở thành một môi trường lý tưởng để phân tích sự dị biệt trong phản ứng của ngân hàng trước thay đổi về thể chế, qua đó, không chỉ bổ sung về mặt thực nghiệm, đưa ra góc nhìn mới về mối quan hệ giữa IQ và LC, mà còn mang lại các gợi ý chính sách thực tiễn cho việc hoạch định thể chế tài chính phù hợp với đặc điểm cấu trúc ngành ngân hàng từng nước. *Thứ hai*, về phương pháp luận, các nghiên cứu trước tiếp cận bằng mô hình tuyến tính hoặc mô hình ngưỡng, vốn không cho phép kiểm tra sự không đồng nhất trong hành vi LC

theo từng nhóm ngân hàng. Nghiên cứu này sử dụng phương pháp hồi quy phân vị bằng nhằm phân tích sự dị biệt trong tác động của IQ đến LC tại các phân vị khác nhau. Trong bối cảnh các nền kinh tế châu Á mới nổi đang trong quá trình cải cách thể chế sâu rộng, nghiên cứu này kỳ vọng sẽ đưa ra những bằng chứng thực nghiệm có giá trị cho các nhà hoạch định chính sách và giới nghiên cứu trong lĩnh vực tài chính - ngân hàng.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. *Mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và tạo thanh khoản*

Thể chế được xem là nền tảng vận hành của mọi hệ thống xã hội, bao gồm cả các quy tắc chính thức và phi chính thức điều phối hành vi, cùng với bộ máy thực thi đi kèm. Theo North (1990), thể chế đóng vai trò cốt lõi trong việc giảm thiểu sự không chắc chắn trong môi trường giao dịch và giảm chi phí giao dịch, từ đó tạo điều kiện thuận lợi cho các hoạt động kinh tế, đặc biệt là hoạt động trung gian tài chính của ngân hàng. Trong nhiều thập kỷ qua, các thể chế như: hệ thống luật pháp, cơ chế chia sẻ thông tin, chính sách công minh bạch và cơ sở pháp lý bảo vệ quyền chủ nợ đã được xây dựng nhằm củng cố vai trò của ngân hàng trong nền kinh tế. DiMaggio và Powell (2000) nhấn mạnh rằng lý thuyết thể chế cung cấp góc nhìn hiểu rõ hơn các mối tương tác phức tạp giữa cấu trúc kinh tế, xã hội, và chính trị. Khi hoạt động thể chế hiệu quả, hệ thống tài chính trở nên ổn định hơn, ngân hàng giảm được chi phí rủi ro, LC được cải thiện. IQ có thể được đánh giá thông qua nhiều khía cạnh như: hiệu quả chính phủ, kiểm soát tham nhũng, ổn định chính trị, pháp quyền, chất lượng điều tiết, và quyền biểu đạt (Kaufmann & Kraay, 2024; Kaufmann và cộng sự, 2011). Những yếu tố này không chỉ giúp hình thành môi trường kinh doanh minh bạch, công bằng mà còn ảnh hưởng trực tiếp đến hành vi cho vay, quản lý rủi ro và phân bổ tín dụng của ngân hàng. Tuy nhiên, trong khi vai trò của thể chế trong phát triển kinh tế đã được khẳng định rộng rãi, thì tác động cụ thể của IQ đến LC vẫn chưa được nghiên cứu đầy đủ, đặc biệt là trong bối cảnh các quốc gia mới nổi ở châu Á.

Mối liên hệ giữa IQ và LC ngày càng thu hút sự quan tâm khi nhiều học giả cho rằng thể chế không chỉ tạo khung pháp lý mà còn điều tiết cách ngân hàng xử lý rủi ro, ra quyết định tín dụng và quản lý tài sản (Bermpei và cộng sự, 2018; Gani & Rasul, 2020; Ha & Nguyen, 2023; Kapounek, 2017; Nguyen, 2023; Nguyen và cộng sự, 2021; Uddin và cộng sự, 2020). Tuy nhiên, số lượng nghiên cứu mối quan hệ giữa IQ và LC còn tương đối hạn chế. Baradwaj và cộng sự (2016) là một trong những nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa IQ và LC. Kết quả cho thấy IQ cao kết hợp với kiểm soát vốn hợp lý thúc đẩy LC. Tuy nhiên, phần lớn dữ liệu thuộc các quốc gia phát triển, trong khi tỷ lệ ngân hàng đến từ các nền kinh tế mới nổi là nhỏ, dẫn đến hạn chế về khả năng khái quát. Nghiên cứu gần đây của Elmahjoub và cộng sự (2025) sử dụng mô hình ngưỡng cho thấy mối quan hệ IQ và LC không đồng nhất. Cụ thể, khi chỉ số thể chế nằm dưới một mức ngưỡng nhất định, tác động là tích cực; tuy nhiên, nếu vượt quá ngưỡng đó, thể chế quá nghiêm ngặt có thể gây cản trở hoạt động linh hoạt của ngân hàng, từ đó làm suy giảm LC. Tuy nhiên, các nghiên cứu hiện hữu hầu hết áp dụng phương pháp tuyến tính trung bình, giả định rằng tác động của IQ lên LC là đồng nhất trên toàn bộ ngân hàng. Điều này bỏ qua khả năng tồn tại sự không đồng nhất trong phản ứng của ngân hàng, đặc biệt khi xem xét các nhóm có mức LC khác nhau. Cao và cộng sự (2023) cho thấy rằng ảnh hưởng của quyền lực thị trường đến LC tại Trung Quốc có sự thay đổi mạnh giữa các phân vị, tích cực ở

mức trung bình, nhưng tiêu cực ở mức cao. Điều này gợi mở rằng mối quan hệ IQ - LC cũng có thể dị biệt theo từng nhóm ngân hàng.

2.2. *Phát triển giả thuyết*

Trong khuôn khổ lý thuyết thể chế truyền thống, môi trường thể chế chất lượng cao thể hiện qua sự minh bạch pháp lý, hiệu quả quản trị công và ổn định chính sách, sẽ góp phần giảm thiểu chi phí giao dịch, rủi ro đạo đức và thông tin bất cân xứng (North, 1990). Điều này tạo điều kiện để ngân hàng mở rộng hoạt động tín dụng và gia tăng LC cho nền kinh tế. Ngược lại, trong môi trường thể chế yếu, ngân hàng đối mặt với sự bất định cao hơn về pháp lý và thực thi chính sách, dẫn đến xu hướng thu hẹp cung tín dụng nhằm phòng ngừa rủi ro mất vốn.

Tuy nhiên, thể chế không chỉ có tác động tuyến tính mà còn có thể gây ra phản ứng khác biệt tùy thuộc vào khả năng hấp thụ thể chế của tổ chức (Acemoglu và cộng sự, 2014; Cohen & Levinthal, 1990; Rodrik và cộng sự, 2004). Theo quan điểm này, những cải cách thể chế cũng có thể gây áp lực lên các tổ chức tài chính yếu kém, dẫn đến hiện tượng “quá tải thể chế” khi môi trường pháp lý trở nên khắt khe và đòi hỏi cao hơn. Trong những trường hợp này, ngân hàng có xu hướng thu hẹp hoạt động cho vay để giảm thiểu rủi ro tuân thủ, từ đó làm suy giảm LC. Trái lại, các ngân hàng có năng lực cao thường tận dụng được môi trường thể chế cải thiện như một cơ hội chiến lược để mở rộng thị phần, tăng cường tín nhiệm và nâng cao hiệu quả vận hành, từ đó thúc đẩy LC. Do đó, tác động của IQ đến LC không hoàn toàn đồng nhất, mà có thể mang tính bất đối xứng.

Bằng chứng thực nghiệm từ một số nghiên cứu trước đây cũng chỉ ra mối quan hệ IQ - LC không đồng nhất và mang hiệu ứng phi tuyến (Elmahjoub và cộng sự, 2025). Theo đó, nghiên cứu đưa ra giả thuyết như sau:

Giả thuyết H₁: IQ có tác động bất đối xứng đến LC của ngân hàng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. *Dữ liệu nghiên cứu*

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bao gồm 525 ngân hàng tại 15 quốc gia châu Á đang phát triển, được xác định theo phân loại khu vực “Emerging and Developing Asia” trong báo cáo World Economic Outlook của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2025). Mặc dù nhóm quốc gia ban đầu bao gồm 30 nước, tuy nhiên, một số quốc gia không công bố dữ liệu hoặc dữ liệu không đủ tiêu chuẩn nên đã loại trừ nhằm đảm bảo tính đại diện và độ tin cậy của bộ dữ liệu. Ngoài ra, để duy trì tính đồng nhất trong phân tích, nghiên cứu giới hạn mẫu chỉ bao gồm ngân hàng thương mại, loại bỏ các tổ chức tài chính phi ngân hàng và ngân hàng Hồi giáo. Bộ dữ liệu cuối cùng bao gồm 6.168 quan sát trong giai đoạn 2010–2023.

IQ được đo lường thông qua bộ chỉ số Worldwide Governance Indicators (WGI) do Ngân hàng Thế giới công bố. Dữ liệu kinh tế vĩ mô cấp quốc gia được thu thập từ cơ sở dữ liệu của IMF.

Để nâng cao chất lượng xử lý dữ liệu, nghiên cứu thực hiện một số bước làm sạch kỹ thuật: loại bỏ các ngân hàng có dữ liệu thiếu liên tục dưới ba năm, kiểm soát các giá trị dị biệt, qua đó giảm thiểu ảnh hưởng của ngoại lệ đến kết quả mô hình.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định mối quan hệ giữa IQ và LC của ngân hàng, nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy phân vị (Quantile Regression) nhằm phân tích tác động của IQ tại các mức phân vị khác nhau của phân phối điều kiện của LC. Phương pháp này cho phép hệ số ước lượng của IQ thay đổi theo từng phân vị, qua đó phản ánh rõ tính không đồng nhất và khả năng tồn tại các hiệu ứng phi tuyến trong hành vi tạo thanh khoản của ngân hàng (Koenker & Bassett, 1978).

Mô hình nghiên cứu như sau:

$$Q\tau(LC_{it}|X_{it}) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)IQ_{it} + \sum_k \gamma_k(\tau)Control_{kit} + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, $Q\tau(LC_{it}|X_{it})$ biểu thị phân vị điều kiện τ (10%, 25%, 50%, 75%, 90%) của biến phụ thuộc LC; IQ_{it} biểu thị chất lượng thể chế; $Control_{kit}$ là các biến kiểm soát. Mô tả chi tiết về các biến được sử dụng trong mô hình được trình bày trong Bảng 1.

Bảng 1.

Mô tả các biến

Biến	Giải thích biến	Nguồn
LC	Tạo thanh khoản ngân hàng (FLC: tạo thanh khoản bao gồm hoạt động trong và ngoài bảng cân đối kế toán; NFLC: tạo thanh khoản chỉ gồm hoạt động trong bảng cân đối kế toán)	BankFocus
IQ	Chất lượng thể chế (IQPCA: chỉ số thể chế tổng hợp bằng PCA từ sáu thành phần WGI; IQMEAN: chỉ số chất lượng thể chế trung bình từ sáu thành phần WGI)	WGI
LERNER	Cạnh tranh ngân hàng	BankFocus
SIZE	Logarit tự nhiên tổng tài sản	BankFocus
CAPITAL	Quy mô vốn	BankFocus
ROA	Khả năng sinh lời	BankFocus
LOAN	Tăng trưởng tín dụng	BankFocus
LIA	Tỷ trọng nợ	BankFocus
UNE	Tỷ lệ thất nghiệp	IMF
INF	Tỷ lệ lạm phát	IMF
GDP	Tăng trưởng GDP	IMF
COVID	Biến giả, 1 nếu quan sát diễn ra trong giai đoạn đại dịch COVID-19 (2020–2023), 0 nếu ngoài giai đoạn.	

3.3. Đo lường các biến

3.3.1. Chất lượng thể chế

Nghiên cứu này đo lường IQ thông qua bộ chỉ số Quản trị Toàn cầu (Worldwide Governance Indicators – WGI) do Ngân hàng Thế giới xây dựng. Bộ chỉ số WGI bao gồm 6 thành phần chính, cụ thể: (1) tiếng nói và trách nhiệm giải trình (Voice and Accountability), (2) ổn định chính trị và không có bạo lực (Political Stability and Absence of Violence), (3) hiệu quả chính phủ (Government Effectiveness), (4) chất lượng quản lý (Regulatory Quality), (5) thượng tôn pháp luật (Rule of Law), và (6) kiểm soát tham nhũng (Control of Corruption). Các chỉ số này được biểu diễn trên thang điểm từ -2,5 (thể hiện chất lượng quản trị thấp) đến +2,5 (thể hiện chất lượng quản trị cao), trong đó, các giá trị cao hơn phản ánh IQ tốt hơn.

Khác với một số nghiên cứu trước áp dụng phương pháp tính giá trị trung bình các thành phần WGI để đo lường IQ (Herrera-Echeverri và cộng sự, 2014; Nguyen và cộng sự, 2021; Zhang, 2016), nghiên cứu này áp dụng phương pháp phân tích thành phần chính (Principal Component Analysis – PCA) để xây dựng chỉ số tổng hợp. Phương pháp này cũng đã được sử dụng để đo lường IQ trong một số nghiên cứu gần đây (Elfeituri, 2022; Kebede và cộng sự, 2021). PCA được sử dụng nhằm tổng hợp biến thiên chung của 6 thành phần chất lượng thể chế trong bộ chỉ số WGI thành một chỉ số duy nhất. Cách tiếp cận này giúp đơn giản hóa dữ liệu, hạn chế sự trùng lặp thông tin giữa các tiêu chí đánh giá, đồng thời giảm thiểu các vấn đề đa cộng tuyến và quá tham số hóa khi đưa đồng thời tất cả các chỉ số thể chế vào mô hình hồi quy (Abdi & Williams, 2010). Kết quả cho thấy thành phần chính thứ nhất giải thích 55,47% phương sai của các biến gốc; các kiểm định KMO (0,619) và Bartlett ($p < 0,01$) xác nhận dữ liệu phù hợp để áp dụng PCA.

Tuy nhiên, để kiểm định tính vững của mô hình, nghiên cứu vẫn sử dụng phương pháp tính giá trị trung bình các thành phần WGI để đo lường IQ và đưa ra các kết quả đáng tin cậy.

3.3.2. Tạo thanh khoản ngân hàng

Nghiên cứu sử dụng phương pháp đo lường LC dựa trên phương pháp được Berger và Bouwman (2009) phát triển, kế thừa nghiên cứu của Deep và Schaefer (2004). Phương pháp này tập trung vào ba bước cơ bản để tính toán LC. *Bước đầu tiên*, tài sản và nợ của ngân hàng được phân loại dựa trên đặc điểm về tính thanh khoản (bao gồm thanh khoản cao, trung bình, và thấp). *Bước thứ hai*, trọng số thanh khoản được gán cho từng nhóm tài sản và nợ tương ứng với ba mức độ thanh khoản trên. *Bước cuối cùng*, LC được tính toán thông qua tổng trọng số đã được xác định của các loại tài sản và nợ chia cho tổng tài sản của ngân hàng.

Công thức đo lường LC như sau:

$$LC = \frac{0,5 \times ILA + 0 \times SemiA - 0,5 \times LiA + 0,5 \times LiL + 0 \times SemiL - 0,5 \times ILL}{Q} \quad (2)$$

Trong đó, *ILA* là tài sản kém thanh khoản; *SemiA* là tài sản bán thanh khoản; *LiA* là tài sản thanh khoản; *LiL* là nguồn vốn thanh khoản; *SemiL* là nguồn vốn bán thanh khoản; *ILL* là nguồn vốn kém thanh khoản; và *Q* là tổng tài sản của ngân hàng.

Nghiên cứu áp dụng phương pháp này để tính toán chỉ số đo lường LC bao gồm các hoạt động trong và ngoài bảng cân đối kế toán của ngân hàng (Fat Liquidity Creation – FLC). Ngoài ra, trong phần kiểm định tính vững, nhóm tác giả cũng sử dụng chỉ số LC của ngân hàng chỉ gồm các hoạt động trong bảng cân đối kế toán (Non-Fat Liquidity Creation – NFLC). Việc sử dụng hai chỉ số đo

lượng riêng biệt này giúp nghiên cứu đánh giá được đầy đủ và chính xác hơn vai trò LC của ngân hàng trong thực tiễn (Nguyễn và cộng sự, 2023).

3.3.3. Cạnh tranh ngân hàng

Nghiên cứu sử dụng chỉ số Lerner đo lường cạnh tranh ngân hàng. Chỉ số này đo lường khả năng kiểm soát giá cả của mỗi ngân hàng bằng cách tính toán chênh lệch giữa giá và chi phí cận biên trên giá, thể hiện khả năng định giá trên thị trường (Lerner, 1934). Ưu điểm của chỉ số Lerner là tính đơn giản, dễ áp dụng và đánh giá được sức mạnh thị trường của từng ngân hàng thông qua các dữ liệu tài chính cơ bản. Công thức tính chỉ số Lerner như sau:

$$\text{Lerner}_{it} = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}} \quad (3)$$

Trong đó, P_{it} là giá trung bình của sản phẩm đầu ra của ngân hàng, xác định bởi tổng thu nhập chia cho tổng tài sản; chi phí cận biên (MC_{it}) được tính toán từ hàm chi phí tổng (Translog) của ngân hàng, sử dụng mô hình hiệu ứng cố định (FEM) để ước lượng.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến được sử dụng trong nghiên cứu này. Nhằm phân tích tác động phi tuyến tiềm năng của IQ đến LC, các thống kê được trình bày theo các chỉ tiêu mô tả cơ bản, bao gồm giá trị nhỏ nhất, trung bình, lớn nhất, các phân vị thứ 25, 50 và 75.

Bảng 2.

Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Phân vị thứ 25	Trung vị	Phân vị thứ 75	Giá trị lớn nhất
FLC	6.168	0,2588	0,1954	-0,9916	0,1681	0,2761	0,3679	0,9900
NFLC	6.168	0,1834	0,1709	-0,9916	0,1119	0,2119	0,2868	0,8277
IQPCA	6.168	0,0000	1,8243	-7,7007	-0,8018	0,3837	1,0630	5,2933
LERNER	5.949	0,1544	0,2024	-0,8861	0,0787	0,1831	0,2791	0,5080
SIZE	6.168	15,3532	2,3094	6,8376	13,8808	15,5149	16,9593	22,5570
CAPITAL	6.168	0,1239	0,0955	0,0032	0,0732	0,0949	0,1384	0,9877
ROA	6.168	0,0095	0,0141	-0,5423	0,0053	0,0090	0,0138	0,1039
LOAN	5.781	0,1217	0,2559	-1,7904	0,0260	0,1112	0,1937	7,1542
LIA	6.168	0,0117	0,0430	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,6828
UNE	6.168	0,0281	0,0267	0,0000	0,0000	0,0233	0,0520	0,1335
INF	6.168	0,0400	0,0373	-0,0260	0,0200	0,0322	0,0548	0,4521
GDP	6.168	0,0530	0,0302	-0,1704	0,0441	0,0595	0,0702	0,2002
COVID	6.168	0,3405	0,4739	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	1,0000

Ghi chú: ký hiệu biến được mô tả tại Bảng 1.

4.2. Các kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy phân vị bảng

Kết quả trình bày trong Bảng 3 cho thấy rằng tác động của IQ đến LC có sự thay đổi đáng kể cả về dấu và độ lớn tại các phân vị khác nhau, từ đó cung cấp bằng chứng thực nghiệm mạnh mẽ về tính không đồng nhất và phi tuyến của mối quan hệ IQ - LC. Cụ thể, tại phân vị thấp (Q10 và Q25), IQPCA có hệ số âm, cho thấy rằng đối với các ngân hàng có mức LC thấp, cải thiện về thể chế lại có xu hướng làm giảm LC. Từ góc độ lý thuyết, kết quả này phù hợp với khái niệm “khả năng hấp thụ thể chế” của Cohen và Levinthal (1990), và được mở rộng trong khung lý thuyết của Acemoglu và cộng sự (2014), khi cho rằng hiệu quả của thể chế phụ thuộc vào năng lực nội tại của tổ chức. Ở nhóm ngân hàng có mức LC thấp, việc nâng cao yêu cầu pháp lý, kiểm soát rủi ro và chuẩn mực thể chế có thể tạo ra gánh nặng tuân thủ, khiến các ngân hàng co cụm hoạt động tín dụng. Điều này làm suy giảm vai trò trung gian tài chính và ảnh hưởng tiêu cực đến LC. Các tổ chức có khả năng thích nghi cao có thể “hấp thụ” được các cải cách và chuyển hóa thành lợi thế cạnh tranh trong thị trường tài chính.

Từ góc độ thực nghiệm, đây cũng chính là kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Bawuah (2024). Ở phân vị trung vị (Q50), tác động tiêu cực của IQ vẫn tồn tại nhưng giảm mạnh về mức độ (-0,0086), phản ánh rằng ngân hàng với mức LC trung bình bắt đầu cho thấy khả năng thích nghi tốt hơn với môi trường thể chế. Đáng chú ý, ở các phân vị cao (Q75 và Q90), hệ số IQPCA chuyển sang dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy rằng khi ngân hàng đạt đến năng lực LC đủ cao, cải thiện thể chế trở thành yếu tố hỗ trợ tích cực trong việc duy trì và mở rộng hoạt động LC. Điều này không mâu thuẫn với các nghiên cứu sử dụng mô hình ngưỡng như Elmahjoub và cộng sự (2025), do hồi quy phân vị tập trung vào tính không đồng nhất của tác động theo mức độ LC, trong khi mô hình ngưỡng xem xét sự thay đổi tác động khi biến thể chế vượt qua một giá trị tới hạn cụ thể. Mối quan hệ tích cực giữa IQ và LC cũng đã được khẳng định trong nghiên cứu của Baradwaj và cộng sự (2016). Tóm lại, kết quả từ hồi quy phân vị cho thấy rằng mối quan hệ giữa IQ và LC không chỉ khác biệt giữa các nhóm ngân hàng mà còn có thể đảo chiều, phụ thuộc vào mức độ LC của các ngân hàng.

Bảng 3.

Chất lượng thể chế và tạo thanh khoản: kết quả hồi quy phân vị

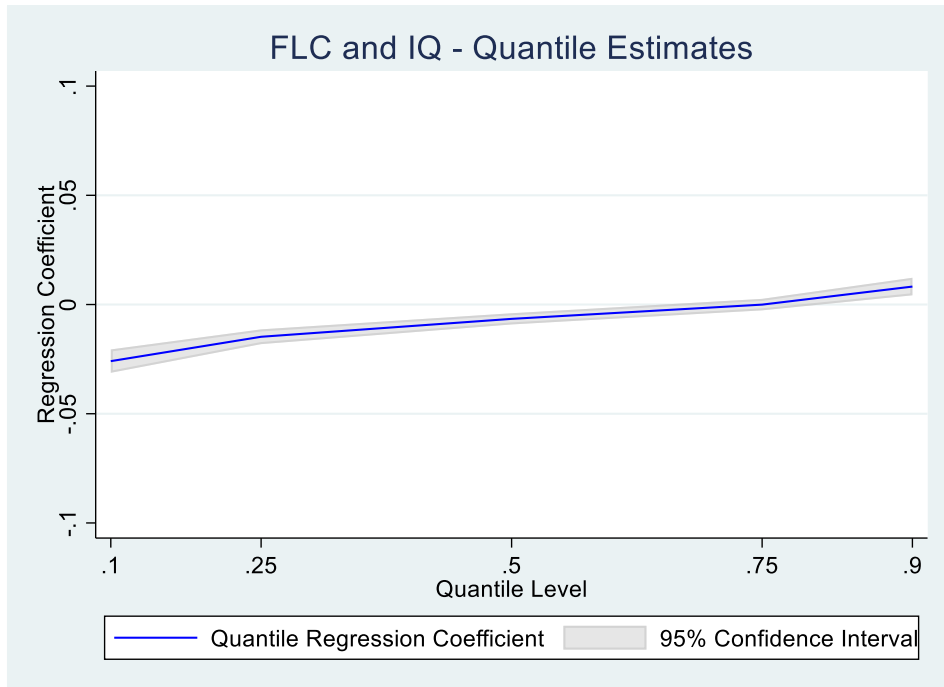
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Biến	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
IQPCA	-0,0443*** (0,0048)	-0,0325*** (0,0028)	-0,0086*** (0,0030)	0,0067*** (0,0024)	0,0182*** (0,0029)
LERNER	0,1300*** (0,0180)	0,1186*** (0,0139)	0,0037 (0,0240)	-0,0543** (0,0242)	-0,0960** (0,0387)
SIZE	0,0071*** (0,0027)	0,0067*** (0,0020)	0,0039*** (0,0011)	0,0039*** (0,0015)	0,0061** (0,0024)
CAPITAL	-1,0996*** (0,0532)	-0,9509*** (0,0736)	-0,6967*** (0,0484)	-0,3856*** (0,0654)	-0,1345 (0,0942)
ROA	-0,9292***	-0,1626	1,5001***	2,2048***	2,2700***

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	(0,3064)	(0,3317)	(0,4100)	(0,4445)	(0,7742)
LOAN	0,0019	-0,0075	-0,0282	-0,0374**	-0,0416**
	(0,0232)	(0,0165)	(0,0205)	(0,0185)	(0,0169)
LIA	0,0572	-0,0705	-0,0298	0,1170	0,3594***
	(0,1015)	(0,0777)	(0,0910)	(0,1036)	(0,1251)
UNE	0,7635***	0,6619***	0,3716***	-0,1424	-1,0219***
	(0,2527)	(0,1482)	(0,1267)	(0,1282)	(0,1976)
INF	0,0367	0,0634	0,3488**	0,4007***	0,4092**
	(0,0659)	(0,1058)	(0,1514)	(0,1453)	(0,1973)
GDP	-0,4960***	-0,3631***	-0,4386***	-0,5607***	-0,6352***
	(0,1622)	(0,1041)	(0,0975)	(0,1233)	(0,1847)
COVID	0,0435***	0,0253***	-0,0020	-0,0107*	-0,0226**
	(0,0101)	(0,0067)	(0,0066)	(0,0062)	(0,0103)
Hàng số	0,0585	0,1457***	0,2815***	0,3632***	0,4346***
	(0,0471)	(0,0375)	(0,0255)	(0,0265)	(0,0385)

Ghi chú: Số quan sát: 5.578;

Ký hiệu biến được mô tả tại Bảng 1;

***, **, và * lần lượt có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, và 10%.



Hình 1. Ước tính hồi quy phân vị IQ đối với LC

Ghi chú: Trục hoành biểu thị các mức phân vị của FLC; trục tung biểu thị hệ số IQ ước tính tương ứng tại mỗi phân vị; đường liền thể hiện hệ số hồi quy phân vị; vùng bao quanh mờ phía trên và dưới biểu thị khoảng tin cậy 95%.

Hồi quy phân vị chênh lệch

Để làm rõ hơn tính chất không đồng nhất trong mối quan hệ giữa IQ và LC, nghiên cứu tiếp tục áp dụng phương pháp hồi quy phân vị chênh lệch. Phương pháp này cho phép kiểm định trực tiếp xem liệu sự thay đổi hệ số ước lượng của IQPCA giữa các phân vị có mang ý nghĩa thống kê hay không. Khác với hồi quy phân vị đơn thuần, vốn chỉ ước lượng hệ số tại các điểm cụ thể trong phân phối điều kiện của biến phụ thuộc, hồi quy phân vị chênh lệch tiến hành so sánh có kiểm định giữa các hệ số của cùng một biến tại các cặp phân vị. Phương pháp này phù hợp trong việc phát hiện sự thay đổi hệ số giữa các nhóm quan sát có đặc điểm khác biệt (Jiang và cộng sự, 2014).

Trong nghiên cứu này, ước lượng chênh lệch hệ số IQPCA giữa các cặp phân vị $Q(25/50)$, $Q(25/75)$, $Q(25/90)$, $Q(50/75)$, $Q(50/90)$, và $Q(75/90)$ kèm theo sai số chuẩn được tính bằng phương pháp Bootstrapping với 500 lần lặp lại. Kết quả cho thấy tất cả các chênh lệch hệ số này đều có ý nghĩa thống kê cao, đặc biệt đối với các cặp so sánh với Q25. Điều này cho thấy sự gia tăng rõ rệt trong tác động của IQ khi ngân hàng chuyển từ nhóm LC thấp sang nhóm LC cao. Qua đó, cung cấp bằng chứng cho lập luận rằng chính sách thể chế không tạo ra hiệu ứng đồng nhất đối với LC, mà mang tính phân hóa theo mức độ LC của từng ngân hàng.

Bảng 4.

Kết quả hồi quy phân vị chênh lệch

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Biến	Q(25/50)	Q(25/75)	Q(25/90)	Q(50/75)	Q(50/90)	Q(75/90)
IQPCA	0,0239*** (0,0027)	0,0392*** (0,0030)	0,0507*** (0,0037)	0,0153*** (0,0025)	0,0268*** (0,0034)	0,0115*** (0,0025)
LERNER	-0,1150*** (0,0196)	-0,1729*** (0,0260)	-0,2146*** (0,0357)	-0,0579*** (0,0203)	-0,0997*** (0,0324)	-0,0417 (0,0260)
SIZE	-0,0028 (0,0018)	-0,0029 (0,0023)	-0,0007 (0,0029)	-0,0001 (0,0015)	0,0022 (0,0022)	0,0022 (0,0019)
CAPITAL	0,2542*** (0,0594)	0,5653*** (0,0847)	0,8164*** (0,1081)	0,3111*** (0,0564)	0,5621*** (0,0878)	0,2510*** (0,0759)
ROA	1,6627*** (0,3046)	2,3674*** (0,4199)	2,4326*** (0,6805)	0,7047** (0,2867)	0,7700 (0,5580)	0,0652 (0,4375)
LOAN	-0,0207 (0,0160)	-0,0299 (0,0203)	-0,0341 (0,0221)	-0,0092 (0,0149)	-0,0134 (0,0185)	-0,0042 (0,0150)
LIA	0,0407 (0,0723)	0,1876* (0,1054)	0,4299*** (0,1305)	0,1469 (0,0920)	0,3892*** (0,1247)	0,2424** (0,1171)
UNE	-0,2902** (0,1264)	-0,8043*** (0,1675)	-1,6838*** (0,2254)	-0,5140*** (0,1281)	-1,3936*** (0,1993)	-0,8795*** (0,1610)
INF	0,2854** (0,1165)	0,3373** (0,1511)	0,3458 (0,2123)	0,0519 (0,1279)	0,0604 (0,2072)	0,0085 (0,1676)
GDP	-0,0755 (0,0946)	-0,1976 (0,1342)	-0,2721 (0,1749)	-0,1221 (0,1108)	-0,1965 (0,1634)	-0,0745 (0,1414)
COVID	-0,0273*** (0,0059)	-0,0360*** (0,0073)	-0,0479*** (0,0103)	-0,0087 (0,0057)	-0,0205** (0,0097)	-0,0119 (0,0080)

Ghi chú: Số quan sát: 5.578;

Ký hiệu biến được mô tả tại Bảng 1;

***, **, và * lần lượt có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, và 10%.

4.3. Kiểm định tính vững

Kiểm định tính vững bằng phương pháp đo lường tạo thành khoản thay thế

Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu thay thế biến phụ thuộc FLC bằng chỉ số NFLC. Kết quả hồi quy phân vị với NFLC tiếp tục cho thấy xu hướng bất đối xứng. Biến IQPCA mang dấu

âm từ Q10 đến Q90, với hệ số giảm từ -0,0417 tại Q10 xuống -0,0063 tại Q90. Điều này cho thấy tác động tiêu cực của IQ giảm dần ở các ngân hàng có mức LC cao hơn. Mặc dù trong mô hình chính, IQPCA chuyển từ tác động âm sang dương ở các phân vị cao, kết quả với NFLC cho thấy sự không đồng nhất về cường độ tác động vẫn tồn tại theo phân phối của LC. Điều này khẳng định rằng mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và tạo thanh khoản là bất đối xứng, đồng thời củng cố tính vững của các kết luận nghiên cứu khi thay đổi cách đo lường LC.

Bảng 5.

Kết quả kiểm định tính vững bằng phương pháp đo lường tạo thanh khoản thay thế

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Biến	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
IQPCA	-0,0417*** (0,0031)	-0,0358*** (0,0022)	-0,0179*** (0,0021)	-0,0087*** (0,0014)	-0,0063*** (0,0017)
LERNER	0,1562*** (0,0217)	0,1606*** (0,0121)	0,1492*** (0,0136)	0,1233*** (0,0139)	0,1359*** (0,0214)
SIZE	-0,0006 (0,0030)	-0,0030* (0,0018)	-0,0052*** (0,0011)	-0,0096*** (0,0009)	-0,0143*** (0,0016)
CAPITAL	-1,1583*** (0,0429)	-1,0947*** (0,0473)	-0,8301*** (0,0397)	-0,7816*** (0,0438)	-0,7261*** (0,0541)
ROA	-0,7368** (0,3345)	-0,3980** (0,1856)	0,0797 (0,2242)	0,6795*** (0,2332)	0,7125** (0,2782)
LOAN	0,0132 (0,0205)	0,0081 (0,0198)	-0,0075 (0,0144)	0,0012 (0,0160)	0,0103 (0,0189)
LIA	0,0536 (0,1109)	-0,0640 (0,0626)	-0,0314 (0,0784)	0,1369** (0,0602)	0,1259* (0,0681)
UNE	1,0638*** (0,1963)	1,0379*** (0,1365)	0,8377*** (0,1036)	0,9170*** (0,0825)	0,8048*** (0,1211)
INF	-0,1387 (0,0867)	-0,0585 (0,0809)	0,1625 (0,1254)	0,1319 (0,1239)	0,0786 (0,1957)
GDP	-0,5181*** (0,1383)	-0,2263** (0,1079)	-0,4210*** (0,0917)	-0,3894*** (0,0707)	-0,4356*** (0,1053)
COVID	0,0376*** (0,0097)	0,0348*** (0,0054)	0,0067 (0,0045)	0,0031 (0,0038)	-0,0050 (0,0053)
Hàng số	0,1388*** (0,0495)	0,2382*** (0,0327)	0,3484*** (0,0233)	0,4793*** (0,0203)	0,6161*** (0,0322)
Số quan sát	5.578	5.578	5.578	5.578	5.578

Ghi chú: Ký hiệu biến được mô tả tại Bảng 1;

***, **, và * lần lượt có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, và 10%.

Kiểm định tính vững bằng phương pháp đo lường chất lượng thể chế thay thế

Để tiếp tục kiểm định tính vững của kết quả, nghiên cứu thay thế biến IQ chính (IQPCA) bằng chỉ số thay thế IQMEAN, được tính bằng trung bình cộng của 6 trụ cột trong bộ chỉ số WGI của Ngân hàng Thế giới.

Kết quả hồi quy phân vị với IQMEAN (Bảng 6) cho thấy: tại phân vị Q10, hệ số âm và không có ý nghĩa thống kê; từ Q25 trở đi, hệ số chuyển sang dương và tăng dần theo các phân vị. Điều này cho thấy tác động tích cực của thể chế rõ rệt hơn ở các ngân hàng có mức LC cao hơn. Kết quả này cũng có tính ổn định của phát hiện chính, đồng thời phản ánh tác động bất đối xứng của IQ, chỉ những ngân hàng có năng lực LC cao mới tận dụng được hiệu quả môi trường thể chế thuận lợi.

Bảng 6.

Kết quả kiểm định tính vững bằng phương pháp đo lường chất lượng thể chế thay thế

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Biến	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
IQMEAN	-0,0402 (0,0270)	0,0541*** (0,0198)	0,0901*** (0,0110)	0,1115*** (0,0133)	0,1693*** (0,0239)
LERNER	0,1457*** (0,0241)	0,0818*** (0,0169)	0,0072 (0,0190)	-0,0558** (0,0232)	-0,0760** (0,0343)
SIZE	-0,0078*** (0,0029)	-0,0034 (0,0021)	-0,0006 (0,0012)	0,0035*** (0,0012)	0,0078*** (0,0024)
CAPITAL	-1,2045*** (0,0391)	-1,0553*** (0,0731)	-0,7453*** (0,0453)	-0,4524*** (0,0559)	-0,1815* (0,1020)
ROA	-0,4779 (0,3769)	0,6646** (0,3343)	1,6424*** (0,3310)	2,1700*** (0,3557)	2,1372*** (0,7452)
LOAN	0,0286 (0,0255)	0,0063 (0,0138)	-0,0130 (0,0169)	-0,0253* (0,0143)	-0,0368** (0,0180)
LIA	0,1202 (0,1555)	-0,0150 (0,0780)	0,0078 (0,1047)	0,1564 (0,1100)	0,4418*** (0,1173)
UNE	-0,1951 (0,2371)	-0,4566*** (0,1329)	-0,1998* (0,1176)	-0,5360*** (0,1507)	-1,5741*** (0,2186)
INF	0,2239*** (0,0834)	0,4815*** (0,1488)	0,5713*** (0,1471)	0,5565*** (0,1458)	0,4660** (0,1930)
GDP	-0,5899*** (0,1464)	-0,3097** (0,1220)	-0,3748*** (0,0931)	-0,5732*** (0,1251)	-0,5869*** (0,1919)
COVID	0,0420***	0,0242***	-0,0071	-0,0134***	-0,0174*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	(0,0117)	(0,0069)	(0,0053)	(0,0050)	(0,0091)
Hằng số	0,2949***	0,3479***	0,3947***	0,4225***	0,4802***
	(0,0468)	(0,0436)	(0,0251)	(0,0257)	(0,0467)
Số quan sát	5.578	5.578	5.578	5.578	5.578

Ghi chú: ký hiệu biến được mô tả tại Bảng 1;

***, **, và * lần lượt có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, và 10%.

5. Kết luận

Nghiên cứu này tập trung làm rõ mối quan hệ giữa IQ và LC tại các quốc gia mới nổi khu vực châu Á. Bằng cách sử dụng mô hình hồi quy phân vị, kết quả cho thấy mối quan hệ này mang tính phi tuyến và không đồng nhất theo phân phối điều kiện của LC. IQ có thể tác động tiêu cực tới LC tại các ngân hàng thuộc nhóm phân vị thấp, trong khi lại mang đến tác động tích cực rõ rệt đối với các ngân hàng ở phân vị cao.

Phân tích hồi quy phân vị chênh lệch nhằm kiểm định sự khác biệt có ý nghĩa thống kê giữa các hệ số ước lượng tại các phân vị khác nhau. Kết quả cho thấy sự khác biệt này là đáng kể, từ đó củng cố bằng chứng cho lập luận về tính không đồng nhất trong tác động của thể chế. Hơn nữa, các kiểm định tính bền vững được thực hiện bằng cách thay đổi thước đo của cả biến phụ thuộc (LC) và biến giải thích chính (IQ), tiếp tục khẳng định xu hướng kết quả và tính ổn định của các phát hiện.

Kết quả này cũng ngụ ý rằng cải cách thể chế sẽ không mang lại hiệu ứng đồng đều cho toàn bộ hệ thống ngân hàng. Thay vào đó, các ngân hàng có mức LC khác nhau sẽ phản ứng khác nhau trước cùng một điều kiện thể chế. Từ đó, các chính sách cải cách cần được thiết kế linh hoạt và có tính phân tầng, nhằm hỗ trợ phù hợp với mức độ sẵn sàng và năng lực nội tại của từng nhóm ngân hàng. Các ngân hàng yếu hơn có thể đối mặt với chi phí tuân thủ và điều chỉnh cao hơn, làm suy giảm LC trong ngắn hạn. Do đó, các cải cách thể chế cần đi kèm với chính sách hỗ trợ tăng cường năng lực nội tại của các ngân hàng, đặc biệt là nhóm nhỏ và chưa hiệu quả.

Trong phạm vi nghiên cứu này, bài báo tập trung vào các ngân hàng thương mại để đảm bảo tính đồng nhất, tuy nhiên, các nghiên cứu tương lai có thể mở rộng bằng cách phân tích theo nhóm sở hữu hoặc xem xét thêm các loại hình ngân hàng khác nhằm làm rõ hơn sự khác biệt trong hành vi tạo thanh khoản của ngân hàng hoặc sử dụng các phương pháp khác để xác định các mô hình phản ứng vi mô trong bối cảnh thể chế thay đổi.

Tài liệu tham khảo

- Abdi, H., & Williams, L. J. (2010). Principal component analysis. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 2(4), 433-459. <https://doi.org/10.1002/wics.101>
- Acemoglu, D., Gallego, F. A., & Robinson, J. A. (2014). Institutions, human capital, and development. *Annual Review of Economics*, 6, 875-912. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-041119>

- Baradwaj, B. G., Shao, Y., & Dewally, M. (2016). Institutions, capital control, and liquidity creation. *Journal of Financial Economic Policy*, 8(3), 396-422. <https://doi.org/10.1108/JFEP-11-2015-0073>
- Bawuah, I. (2024). Bank capital and liquidity creation in Sub-Saharan Africa: the role of quality institutions. *African Journal of Economic and Management Studies*, 15(3), 458-482. <https://doi.org/10.1108/AJEMS-01-2023-0036>
- 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>
- Berger, A. N., & Sedunov, J. (2017). Bank liquidity creation and real economic output. *Journal of Banking & Finance*, 81, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.04.005>
- Bermpei, T., Kalyvas, A., & Nguyen, T. C. (2018). Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies. *International Review of Financial Analysis*, 59, 255-275. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.06.002>
- Bryant, J. (1980). A model of reserves, bank runs, and deposit insurance. *Journal of Banking & Finance*, 4(4), 335-344. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(80\)90012-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(80)90012-6)
- Cao, Q., Li, J., & Zhang, H. (2023). Asymmetric effects of bank market power on liquid creation: a panel quantile regression approach. *Applied Economics*, 55(23), 2660-2675. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2103509>
- Cohen, W. M., & Levinthal, D. A. (1990). Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation. *Administrative Science Quarterly*, 35(1), 128-152.
- Deep, A., & Schaefer, G. K. (2004). Are banks liquidity transformers? Deep, A., & Schaefer, G. (2004). Are banks liquidity transformers? *Working Paper Series No. RWP04-022*, Harvard University.
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419. doi: 10.1086/261155
- DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (2000). The iron cage revisited institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. In J. A. C. Baum & F. Dobbin (Eds.), *Economics Meets Sociology in Strategic Management* (Vol. 17, pp. 143-166). Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/10.1016/S0742-3322\(2000\)17](https://doi.org/10.1016/S0742-3322(2000)17)
- Elfeituri, H. (2022). Banking stability, institutional quality, market concentration, competition and political conflict in MENA. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 76, 101476. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101476>
- Elmahjoub, S., Zaiane, S., & Bahloul, S. (2025). The nonlinear relationship between institutional quality and bank liquidity creation: evidence from a panel threshold model. *Managerial Finance*, 50(8) 1257-1274. <https://doi.org/10.1108/MF-07-2024-0547>
- Gani, A., & Rasul, T. (2020). The institutional quality effect on credits provided by the banks. *International Advances in Economic Research*, 26, 249-258. doi: 10.1007/s11294-020-09794-0

- Ha, D., & Nguyen, Y. (2023). Institutional quality's influence on financial inclusion' impact on bank stability. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2190212. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2190212>
- Herrera-Echeverri, H., Haar, J., & Estévez-Bretón, J. B. (2014). Foreign direct investment, institutional quality, economic freedom and entrepreneurship in emerging markets. *Journal of Business Research*, 67(9), 1921-1932. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.11.020>
- IMF. (2025). *World Economic Outlook Database, April 2025: Gross domestic product, constant prices (annual percent change)*. International Monetary Fund. Retrieved from https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2025/april/weo-report?a=1&c=110,200,505,903,603,&s=NGDP_RPCH,&sy=2020&ey=2026
- Jiang, L., Bondell, H. D., & Wang, H. J. (2014). Interquantile shrinkage and variable selection in quantile regression. *Computational Statistics & Data Analysis*, 69, 208-219. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2013.08.006>
- Kapounek, S. (2017). The impact of institutional quality on bank lending activity: evidence from Bayesian Model Averaging. *Finance a Uver-Czech Journal of Economics and Finance*, 67(5), 372-395.
- Kashyap, A. K., Rajan, R., & Stein, J. C. (2002). Banks as liquidity providers: An explanation for the coexistence of lending and deposit-taking. *The Journal of Finance*, 57(1), 33-73. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00415>
- Kaufmann, D., & Kraay, A. (2024). The worldwide governance indicators: methodology and 2024 update. *Policy Research Working Paper; 10952*. World Bank. Retrieved from <https://hdl.handle.net/10986/42373>
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220-246.
- Kebede, J., Selvanathan, S., & Naranpanawa, A. (2021). Foreign bank presence, institutional quality, and financial inclusion: Evidence from Africa. *Economic Modelling*, 102, 105572. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105572>
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74-89. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006>
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1), 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Lerner, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157-175. <http://dx.doi.org/10.2307/2967480>
- Nguyen, H. T. (2023). Does institutional quality reduce the impact of market concentration on bank stability? Evidence of developing countries. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2244769. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2244769>
- Nguyen, P. C., Christophe, S., Su, D. T., & Felicia Hui, L. C. (2021). Institutional quality and risk in the banking system. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 26(51), 22-40. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-01-2020-0012>

- Nguyen, T. T. H., Phan, G. Q., Wong, W. K., & Moslehpour, M. (2023). The influence of market power on liquidity creation of commercial banks in Vietnam. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 30(3), 166-186. <https://doi.org/10.1108/JABES-06-2021-0076>
- North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678>
- Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, 9(2), 131-165.
- Smith, A. (1976). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Oxford University Press.
- Uddin, A., Chowdhury, M. A. F., Sajib, S. D., & Masih, M. (2020). Revisiting the impact of institutional quality on post-GFC bank risk-taking: Evidence from emerging countries. *Emerging Markets Review*, 42, 100659. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2019.100659>
- Zhang, S. (2016). Institutional arrangements and debt financing. *Research in International Business and Finance*, 36, 362-372. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.10.006>