

CHẤT LƯỢNG DỒN TÍCH, TÍN DỤNG THƯƠNG MẠI VÀ TÍN DỤNG NGÂN HÀNG: TRƯỜNG HỢP CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT VIỆT NAM

Nguyễn Thanh Liêm

Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

Email: liemnt@uel.edu.vn

Mã bài: JED-2803

Ngày nhận: 29/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 22/03/2026

Ngày duyệt đăng: 25/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2803

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét tác động của chất lượng dồn tích đến mức tín dụng thương mại của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2010–2024. Tác giả đo lường chất lượng dồn tích bằng mô hình Dechow–Dichev mở rộng bởi McNichols (2002). Kết quả cho thấy mức dồn tích tùy nghi cao, hay chất lượng dồn tích thấp, dẫn đến doanh nghiệp nhận ít tín dụng thương mại hơn. Các phương pháp kiểm tra độ vững với biến phụ thuộc thay thế và các mô hình khác đều có kết quả nhất quán, giúp nhấn mạnh vai trò của chất lượng dồn tích như một yếu tố quan trọng trong việc tiếp cận tài trợ thương mại từ nhà cung cấp tại thị trường mới nổi. Ngoài ra, trong bối cảnh Việt Nam, có bằng chứng cho thấy chất lượng dồn tích còn ảnh hưởng đến sự lựa chọn thay thế giữa hai loại nợ ngắn hạn là nợ ngân hàng và tín dụng thương mại.

Từ khóa: Chất lượng dồn tích, tín dụng thương mại, khoản phải trả thương mại, Việt Nam.

JEL Codes: G30, G32.

Accruals quality, trade payables and bank credit: Evidence of listed firms in Vietnam

Abstract

This study examines the role of accruals quality in determining trade credit for non-financial listed enterprises in Vietnam from 2010 to 2024. The author measures accruals quality using the Dechow–Dichev model as modified by McNichols (2002). The results indicate that high levels of discretionary accruals—or low accruals quality—lead to firms receiving less trade credit. Robustness checks using alternative dependent variables and various models yield consistent results, highlighting the role of accruals quality as a crucial factor in accessing trade financing from suppliers in an emerging market. Furthermore, in the Vietnamese context, accruals quality also affects the substitution choice between the two types of short-term debt: bank loans and trade credit.

Keywords: Accruals quality, Trade credit, Trade payables, Vietnam

JEL Codes: G30, G32

1. Giới thiệu

Trong lĩnh vực kế toán – tài chính doanh nghiệp, chất lượng dồn tích (*accruals quality* – AQ) được xem là một chỉ báo cốt lõi phản ánh độ tin cậy và tính hữu ích của thông tin kế toán. AQ thể hiện mức độ mà lợi nhuận kế toán phản ánh chính xác các lợi ích kinh tế, cũng như khả năng dự báo các dòng tiền trong tương lai (Francis & cộng sự, 2005; Dechow & Dichev, 2002). Nhờ vậy, AQ đóng vai trò như một thước đo tổng hợp về mức độ minh bạch và hiệu quả của hệ thống báo cáo tài chính. Khi AQ cao, rủi ro thông tin bất cân xứng giảm, giúp các nhà đầu tư, chủ nợ và nhà cung cấp đánh giá chính xác tiềm năng tài chính của doanh

nghiệp. Ngược lại, chất lượng dồn tích thấp dẫn đến chi phí vốn cao hơn, do các bên tài trợ yêu cầu phần bù rủi ro lớn hơn nhằm bù đắp cho sự thiếu tin cậy trong thông tin báo cáo (Bharath & cộng sự, 2008; Francis & cộng sự, 2005).

Trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam, AQ càng có ý nghĩa đặc biệt khi cơ chế minh bạch hóa thông tin và mức độ tuân thủ chuẩn mực kế toán vẫn còn hạn chế. Le & cộng sự (2021) cho thấy các doanh nghiệp niêm yết có AQ cao được hưởng mức chi phí nợ thấp hơn đáng kể so với nhóm doanh nghiệp có AQ thấp. Đáng chú ý, thành phần AQ tùy nghi (*discretionary AQ*), thể hiện mức độ can thiệp chủ quan của nhà quản lý vào quy trình ghi nhận kế toán, ảnh hưởng đáng kể tới việc định giá nợ. Những phát hiện này cho thấy chủ nợ tại thị trường Việt Nam, nơi hệ thống giám sát còn non trẻ, đặc biệt nhạy cảm với rủi ro thao túng lợi nhuận và hành vi cơ hội của doanh nghiệp (Eliwa & cộng sự, 2019; Le & cộng sự, 2021).

Khoản phải trả thương mại (KPTTM) đã và đang giữ vai trò là nguồn vốn ngắn hạn trọng yếu của doanh nghiệp Việt Nam. Trong điều kiện cấu trúc thị trường tài chính thiên về ngân hàng, với tỷ lệ tín dụng ngân hàng trên GDP cao hơn nhiều so với mức trung bình thế giới, tín dụng thương mại (TDTM) trở thành một kênh tài trợ thay thế phổ biến và linh hoạt ở Việt Nam (Luu & Nguyen, 2021). Theo Luu & Nguyen (2021), các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết giai đoạn 2011–2019 có khoản phải trả thương mại chiếm bình quân 11,5% tổng tài sản. Trong bối cảnh tiếp cận vốn ngân hàng còn một số giới hạn, khoản phải trả thương mại đóng vai trò vừa là công cụ hỗ trợ thanh khoản, vừa là yếu tố then chốt duy trì chuỗi cung ứng, giúp doanh nghiệp ổn định sản xuất kinh doanh trong giai đoạn kinh tế biến động.

Trên lý thuyết, mối quan hệ giữa vay ngân hàng và tín dụng thương mại có thể được giải thích qua lý thuyết “thứ tự ưu tiên nguồn vốn” (pecking order theory), trong đó doanh nghiệp sẽ ưu tiên nguồn vốn rẻ và khả dụng hơn như vay ngân hàng, rồi mới chuyển sang sử dụng tín dụng thương mại khi khả năng vay vốn chính thức bị hạn chế (Meltzer, 1960; Petersen & Rajan, 1997). Tuy nhiên, các bằng chứng thực nghiệm gần đây tại Việt Nam (Luu & Nguyen, 2021) cho thấy mối quan hệ giữa hai kênh vốn ngắn hạn này không tuyến tính. Cụ thể, tồn tại một mối quan hệ phi tuyến dạng “chữ U ngược”: ở mức vay ngân hàng thấp, hai kênh vốn có thể bổ sung cho nhau; trong khi ở mức cao, tín dụng ngân hàng (TDNH) dần thay thế khoản phải trả thương mại do chi phí của tín dụng thương mại thường cao hơn.

Cho đến nay, ở Việt Nam, nơi thông tin kế toán là nền tảng đưa ra quyết định tín dụng cho cả ngân hàng lẫn nhà cung cấp, AQ tốt có thể giúp giảm bất đối xứng thông tin, củng cố lòng tin từ hai nhóm chủ nợ (ngân hàng và nhà cung cấp) và tác động trực tiếp đến quy mô của các khoản phải trả thương mại mà doanh nghiệp có thể nhận được. Mặc dù vậy, hầu hết các công trình nghiên cứu trong và ngoài nước mới dừng lại ở việc xem xét mối quan hệ thay thế giữa tín dụng ngân hàng và tín dụng thương mại, hoặc tác động của AQ lên chi phí nợ hoặc khả năng tiếp cận từng loại tín dụng riêng biệt (Chen & cộng sự, 2017; Li & cộng sự, 2018; Palacin-Sánchez & cộng sự, 2022). Theo tìm hiểu của tác giả, chưa có nghiên cứu nào phân tích vai trò của AQ trong việc ảnh hưởng đến mối quan hệ của hai nguồn tài trợ này, dù đây là vấn đề có ý nghĩa lý thuyết lẫn thực tiễn quan trọng đối với các nền kinh tế mới nổi.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này hướng đến hai mục tiêu chính. Thứ nhất, nghiên cứu đánh giá tác động trực tiếp của chất lượng dồn tích đến quy mô khoản phải trả thương mại của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, nhằm làm rõ liệu AQ tốt có thực sự cải thiện khả năng tiếp cận tín dụng từ nhà cung cấp hay không. Vấn đề này vẫn chưa được chú trọng nghiên cứu dù nó mang nhiều ý nghĩa thực tiễn quan trọng cho cả doanh nghiệp cũng như các nhà hoạch định chính sách hướng tới khơi thông nguồn vốn cho các hoạt động kinh doanh. Thứ hai, tác giả xem xét vai trò điều tiết của AQ trong mối quan hệ đánh đổi giữa khoản phải trả thương mại và tín dụng ngân hàng ngắn hạn, qua đó phân tích cách chất lượng thông tin kế toán ảnh hưởng đến cấu trúc tài trợ ngắn hạn của doanh nghiệp. Bằng việc áp dụng mô hình Dechow & Dichev (2002) và McNichols (2002) để đo AQ trên bộ dữ liệu bảng của các doanh nghiệp niêm yết giai đoạn 2010–2024, nghiên cứu kỳ vọng đóng góp bằng chứng mới cho dòng nghiên cứu về chất lượng báo cáo tài chính và cấu trúc vốn ngắn hạn trong bối cảnh thị trường mới nổi, đồng thời đưa ra các hàm ý chính sách hữu ích nhằm nâng cao minh bạch tài chính và hiệu quả sử dụng vốn trong khu vực doanh nghiệp Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu có liên quan

2.1. Chất lượng dồn tích, bất cân xứng thông tin và tín dụng thương mại

AQ được xem là một chỉ báo quan trọng phản ánh độ tin cậy của thông tin kế toán và mức độ minh bạch của báo cáo tài chính. Theo Dechow & Dichev (2002) và Francis & cộng sự (2005), AQ cao thể hiện khả năng lợi nhuận kế toán phản ánh chính xác dòng tiền kinh tế cơ bản, từ đó giúp cải thiện khả năng dự báo dòng tiền trong tương lai. Ngược lại, AQ thấp, thường gắn với mức dồn tích tùy ý cao, có thể phản ánh hành vi quản trị lợi nhuận, làm suy giảm độ tin cậy của thông tin tài chính (Bharath & cộng sự, 2008).

Theo lý thuyết bất cân xứng thông tin (Akerlof, 1970), AQ đóng vai trò như một cơ chế giảm thiểu bất cân xứng thông tin giữa doanh nghiệp và chủ nợ. Khi chất lượng báo cáo tài chính cao, các bên cung cấp vốn có thể đánh giá chính xác hơn rủi ro tín dụng, qua đó giảm chi phí giám sát và chi phí vốn. Ngược lại, khi AQ thấp, thông tin tài chính trở nên kém tin cậy, làm gia tăng bất cân xứng thông tin và khiến các chủ nợ phải dựa vào các cơ chế thay thế hoặc áp dụng chính sách tín dụng thận trọng hơn.

Tín dụng thương mại (trade payables) chịu ảnh hưởng trực tiếp từ mức độ bất cân xứng thông tin. Theo Petersen & Rajan (1997) và Cunat (2007), nhà cung cấp có lợi thế về “thông tin mềm” nhờ mối quan hệ giao dịch thường xuyên với khách hàng, cho phép họ đánh giá rủi ro tín dụng dựa trên hành vi thanh toán và lịch sử giao dịch, thay vì chỉ dựa vào báo cáo tài chính. Điều này hàm ý rằng, trong một số trường hợp, doanh nghiệp có AQ thấp vẫn có thể tiếp cận tín dụng thương mại thông qua cơ chế giám sát trực tiếp của nhà cung cấp.

Tuy nhiên, lý thuyết tín hiệu lại đưa ra một dự đoán khác. AQ cao có thể được xem là một tín hiệu tích cực về chất lượng quản trị và mức độ minh bạch của doanh nghiệp, qua đó củng cố niềm tin của nhà cung cấp và khuyến khích họ cung cấp tín dụng với chi phí thấp hơn (Francis & cộng sự, 2005). Ngược lại, AQ thấp phát đi tín hiệu tiêu cực, khiến nhà cung cấp điều chỉnh hành vi theo hướng thận trọng, chẳng hạn như rút ngắn kỳ hạn thanh toán hoặc giảm hạn mức tín dụng.

Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy sự tồn tại song song của hai cơ chế này. Một số nghiên cứu cho thấy AQ thấp có liên quan đến mức tín dụng thương mại cao hơn, do nhà cung cấp đóng vai trò thay thế khi thông tin tài chính kém minh bạch (Cunat, 2007; Chen & cộng sự, 2017). Ngược lại, các nghiên cứu khác lại tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa AQ và tín dụng thương mại, cho thấy nhà cung cấp vẫn dựa đáng kể vào thông tin kế toán trong đánh giá rủi ro (Li & cộng sự, 2018; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022).

Trong các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam, nơi hệ thống thông tin và cơ chế thực thi còn hạn chế, tín hiệu từ báo cáo tài chính có thể đóng vai trò quan trọng hơn trong quyết định cấp tín dụng. Bằng chứng tại Việt Nam cho thấy AQ có mối quan hệ chặt chẽ với chi phí nợ, hàm ý rằng các chủ nợ nhạy cảm với chất lượng thông tin kế toán (Le & cộng sự, 2021).

Do đó, trong bối cảnh này, tác giả xây dựng giả thuyết H1 như sau:

H1: AQ có tương quan cùng chiều đến khoản phải trả của doanh nghiệp.

2.2. Chất lượng dồn tích và mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng

Bên cạnh tác động trực tiếp đến tín dụng thương mại, AQ còn có thể ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng. Theo lý thuyết trật tự phân hạng vốn (Meltzer, 1960; Myers & Majluf, 1984), doanh nghiệp có xu hướng ưu tiên các nguồn vốn có chi phí thấp và ít ràng buộc hơn, trong đó tín dụng ngân hàng thường được ưu tiên trước tín dụng thương mại. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy tín dụng thương mại có thể đóng vai trò như một kênh tài trợ thay thế khi doanh nghiệp gặp hạn chế trong tiếp cận vốn ngân hàng (Petersen & Rajan, 1997; Love & cộng sự, 2007). Mặt khác, trong một số trường hợp, hai nguồn vốn này có thể bổ sung lẫn nhau, đặc biệt khi doanh nghiệp cần duy trì thanh khoản trong bối cảnh biến động tài chính.

Các ngân hàng phụ thuộc nhiều vào thông tin tài chính chính thức, nên AQ cao giúp cải thiện khả năng đánh giá rủi ro và có thể dẫn đến việc mở rộng tín dụng (Bharath & cộng sự, 2008; Le & cộng sự, 2021). Ngược lại, khi AQ thấp, ngân hàng có thể thắt chặt điều kiện cho vay, buộc doanh nghiệp phải chuyển sang sử dụng tín dụng thương mại như một nguồn thay thế. Đối với nhà cung cấp, mặc dù họ có lợi thế về thông tin mềm, AQ vẫn đóng vai trò như một tín hiệu bổ sung trong việc đánh giá khách hàng (Chen & cộng sự, 2017; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, mức độ phụ thuộc của họ vào báo cáo tài chính có thể thấp hơn so với ngân hàng, dẫn đến sự khác biệt trong phản ứng đối với thay đổi của AQ.

Từ đó, AQ có thể ảnh hưởng không chỉ đến mức độ sử dụng từng loại tín dụng riêng lẻ, mà còn đến cách thức doanh nghiệp phân bổ giữa tín dụng ngân hàng và tín dụng thương mại. Về mặt lý thuyết, AQ cao có thể làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng ngân hàng và giảm nhu cầu sử dụng tín dụng thương mại, qua đó củng cố quan hệ thay thế giữa hai nguồn vốn. Ngược lại, AQ thấp có thể làm suy yếu khả năng vay ngân hàng và thúc đẩy vai trò của tín dụng thương mại như một kênh tài trợ thay thế. Do đó, vai trò điều tiết của AQ trong mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tín dụng thương mại vẫn là một vấn đề thực nghiệm cần được kiểm định. Tuy nhiên, mức độ và hướng tác động của cơ chế này phụ thuộc vào bối cảnh thể chế và đặc điểm của từng thị trường.

H2: Chất lượng dồn tích có tác động điều tiết trong mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình thực nghiệm

Để kiểm định tác động trực tiếp của chất lượng dồn tích (accruals quality – AQ) đến khoản phải trả thương mại, nghiên cứu đề xuất mô hình hồi quy dữ liệu bảng sau:

$$TCP_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Liquid_{it} + \beta_5 SaleGr_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

TCP là biến phụ thuộc đại diện cho Khoản phải trả thương mại/Phải trả nhà cung cấp;

AQ là biến đại diện cho chất lượng dồn tích;

Size (log tổng tài sản) phản ánh quy mô doanh nghiệp – các công ty lớn thường có sức mạnh đàm phán cao hơn với nhà cung cấp, dẫn đến khoản phải trả thương mại lớn hơn (Luu & Nguyen, 2021; Petersen & Rajan, 1997);

Lev (yếu tố đòn bẩy - tổng nợ/tổng tài sản): doanh nghiệp có thể kiểm soát rủi ro tài chính, vì doanh nghiệp có đòn bẩy cao có thể phụ thuộc nhiều hơn vào tín dụng thương mại thay thế vay ngân hàng (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022);

Liq (tài sản ngắn hạn/nợ ngắn hạn) đại diện cho yếu tố thanh khoản: doanh nghiệp có thanh khoản thấp thường kéo dài kỳ hạn thanh toán nhà cung cấp (Garcia-Teruel & Martinez-Solano, 2010);

SaleGr (tăng trưởng doanh thu): doanh nghiệp có tăng trưởng nhanh cần nhiều vốn mở rộng, thúc đẩy sử dụng khoản phải trả thương mại để tài trợ tăng trưởng (Luu & Nguyen, 2021);

ROA (lợi nhuận/tài sản) kiểm soát hiệu quả kinh doanh, vì doanh nghiệp sinh lời cao ít cần tín dụng thương mại (Chen & cộng sự, 2017).

Đo lường biến số chính

TCP: tỷ lệ khoản phải trả nhà cung cấp trên tổng tài sản (trade payables/total assets), thống nhất với các nghiên cứu về tín dụng thương mại (Luu & Nguyen, 2021; Chen & cộng sự, 2017).

AQ được đo lường sử dụng phương pháp Dechow-Dichev (2002) được tùy chỉnh bởi McNichols (2002), được chấp nhận rộng rãi trong tài chính. Trong đó, mô hình sau được áp dụng:

$$TACC_t/TAt-1 = a_0 + a_1(1/TAt-1) + b_1(\Delta SALES - \Delta REC)/TAt-1 + \gamma(PPE/TAt-1) + gROAt + industry dummies + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

TACC là tổng dồn tích, tính bằng: $TACC = [(\Delta CA - \Delta Cash) - (\Delta CL - \Delta STD)] - DEP$ (McNichols, 2002).

ΔCA là thay đổi của tài sản ngắn hạn, $\Delta Cash$ là thay đổi của tiền mặt, ΔCL là thay đổi nghĩa vụ ngắn hạn, ΔSTD là thay đổi của nợ ngắn hạn.

DEP là chi phí khấu hao trong kỳ.

$\Delta SALES$ và ΔREC thể hiện thay đổi trong doanh thu và khoản phải thu, PPE là tài sản cố định hữu hình.

ROA là khả năng sinh lời, tính bằng thu nhập ròng chia cho tổng tài sản.

ε_{it} là biến DACC, thể hiện chất lượng dồn tích. Theo cách tiếp cận của McNichols (2002), chất lượng dồn

tích được đo lường thông qua phần dư e_{it} từ mô hình hồi quy tổng dồn tích. Giá trị càng tăng của phần dư e_{it} thể hiện AQ giảm.

3.2. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu áp dụng ba mô hình ước lượng dữ liệu bảng để đảm bảo tính vững. Trước tiên, mô hình hồi quy OLS gộp, ảnh hưởng cố định - fixed effects (FE) - và ảnh hưởng ngẫu nhiên - random effects (RE) - được sử dụng. Tiếp theo, nghiên cứu cũng xem xét đến khả năng có tính động trong TCP, và do mô hình động, nghiên cứu sử dụng two-step System GMM (Blundell & Bond, 1998; Arellano & Bover, 1995; Roodman, 2009) – phương pháp tiên tiến xử lý nội sinh do có mối quan hệ hai chiều tiềm tàng giữa AQ và TCP và hiệu ứng quán tính (persistence) của khoản phải trả thương mại. System GMM kết hợp phương trình sai phân và phương trình gốc, sử dụng các biến làm trễ (lagged) làm công cụ nội sinh (instruments). Ngoài ra, System GMM sử dụng kiểm định AR(2) cho tự tương quan và Sargan/Hansen cho tính hợp lệ công cụ. Phương pháp ước lượng hai bước (two-step) hiệu quả hơn một bước (one-step) nhờ hiệu chỉnh sai số chuẩn cho phương sai thay đổi (Roodman, 2009).

3.3. Mẫu nghiên cứu

Mẫu bao gồm tất cả doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX, thu thập từ Thomson Refinitiv Datastream giai đoạn 2010–2024 (592 doanh nghiệp). Nghiên cứu loại bỏ quan sát thiếu dữ liệu, và các doanh nghiệp thuộc ngành tài chính. Giai đoạn 2010-2024 được lựa chọn làm giai đoạn nghiên cứu nhằm giảm khả năng ảnh hưởng của khủng hoảng nợ dưới chuẩn cũng như bao quát được giai đoạn khủng hoảng COVID-19, đảm bảo tính biến động đủ trong chuỗi thời gian (Le & cộng sự, 2021). Cuối cùng, tác giả sử dụng kỹ thuật winsorize, loại bỏ 1% trên dưới của tất cả các biến, để loại bỏ các giá trị ngoại lai.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 cung cấp giá trị thống kê mô tả cho các biến trong mô hình. TCP có giá trị trung bình là 0,1, nghĩa là khoảng 10% tổng tài sản, điều này cũng hàm ý khoảng 10% tài sản của doanh nghiệp là do công ty được nhận tài trợ từ đối tác thương mại. Nợ của công ty chiếm khoảng 47%, hay một phần hai tài sản được hình thành từ nguồn này. Nhìn chung, thanh khoản của các công ty khá tốt với chỉ số là 2,2 lần, trong khi tốc độ tăng trưởng doanh thu trung bình khá cao, lên đến khoảng 11% một năm. Cuối cùng, ROA ghi nhận giá trị trung bình là 8%, cho thấy khả năng sinh lời chưa thực sự cao của các doanh nghiệp trong mẫu.

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
tcp	6.699	0,098	0,084	0,001	0,415
dacc	6.699	0,000	0,132	-0,564	0,651
size	6.699	27,553	1,642	23,330	34,360
tang	6.699	0,194	0,181	0,000	0,800
lev	6.699	0,474	0,202	0,056	0,870
liquid	6.699	2,164	1,807	0,404	17,595
salegr	6.699	0,106	0,337	-0,641	2,091
roa	6.699	0,080	0,082	-0,284	0,593

Bảng 2 trình bày các hệ số tương quan cặp giữa các biến trong mô hình. Hệ số tương quan âm giữa TCP và DACC cho thấy khi DACC tăng – tức mức dồn tích tùy ý cao hơn, chất lượng dồn tích thấp hơn – thì tỷ lệ tín dụng thương mại giảm xuống. Nói cách khác, doanh nghiệp có chất lượng báo cáo tài chính cao hơn (DACC thấp) có xu hướng sử dụng nhiều tín dụng thương mại hơn, trong khi những doanh nghiệp thể hiện dấu hiệu quản trị lợi nhuận thông qua dồn tích tùy ý (DACC cao) thường nhận được ít tín dụng từ nhà cung cấp. Kết quả này hàm ý rằng nhà cung cấp phản ứng tiêu cực trước tín hiệu chất lượng báo cáo kém, nhất quán với lập luận của lý thuyết tín hiệu và các bằng chứng thực nghiệm cho thấy chất lượng thông tin kế toán ảnh hưởng đáng kể tới quyết định cấp tín dụng thương mại (Chen & cộng sự; 2017; PalacínSánchez & cộng sự, 2022; Le & cộng sự, 2021). Tiếp theo, doanh nghiệp có quy mô lớn, thanh khoản cao, có khả năng sinh lời tốt sẽ ít có nhu cầu sử dụng tín dụng thương mại, có thể do đây là nguồn vốn không rẻ so với đi vay ngân

hàng. Ngược lại, khi nợ phải trả tăng, doanh nghiệp có xu hướng chuyển sang sử dụng tín dụng thương mại. Phương pháp kiểm định nhân tử phóng đại phương sai (VIF test) cho thấy các hệ số đều dưới 4, thể hiện vấn đề đa cộng tuyến không đáng quan ngại cho kết quả hồi quy.

Bảng 2. Ma trận tương quan

	tcp	dacc	size	tang	lev	liquid	salegr	roa
tcp	1,0000							
dacc	-0,0351	1,0000						
size	-0,1373	0,0381	1,0000					
tang	-0,0925	-0,0513	0,0239	1,0000				
lev	0,3494	0,0524	0,3031	-0,0673	1,0000			
liquid	-0,3179	0,0758	-0,1725	-0,1654	-0,5992	1,0000		
salegr	0,0570	0,1189	0,0564	-0,0176	0,0924	-0,0605	1,0000	
roa	-0,1238	0,0000	-0,104	0,0713	-0,4383	0,2723	0,1097	1,0000

Kết quả hồi quy tại Bảng 3 cho thấy hệ số của DACC luôn âm và có ý nghĩa thống kê 1% trên tất cả các mô hình. Điều này khẳng định khi đòn tích tùy nghi gia tăng — phản ánh chất lượng đòn tích suy giảm — tỷ trọng khoản phải trả thương mại (TCP) trên tổng tài sản của doanh nghiệp có xu hướng giảm.

Phát hiện này phù hợp với lý thuyết tín hiệu, trong đó báo cáo tài chính chất lượng cao đóng vai trò là tín hiệu tích cực về minh bạch tài chính, giúp củng cố niềm tin của các nhà cung cấp. Ngược lại, việc quản trị lợi nhuận (thể hiện qua DACC cao) khiến nhà cung cấp trở nên thận trọng hơn, dẫn đến việc rút ngắn kỳ hạn thanh toán hoặc thu hẹp quy mô tín dụng. Dù nhà cung cấp có thông tin mềm, họ vẫn dựa vào chất lượng thông tin kế toán để phân loại rủi ro khách hàng (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022). Ở một thị trường mới nổi có chất lượng thể chế và môi trường thông tin còn nhiều hạn chế như Việt Nam (Le & cộng sự, 2021), vai trò của chất lượng báo cáo tài chính càng được khẳng định.

Bảng 3. Hồi quy mô hình tác động của DACC đến TCP

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	tcp	tcp	tcp	tcp	tcp
dacc	-0,0219*** [0,00698]	-0,0279*** [0,00459]	-0,0273*** [0,00458]	-0,0277*** [0,00457]	-0,0277*** [0,00457]
size	-0,0136*** [0,000581]	-0,0101*** [0,00126]	-0,0113*** [0,000999]	-0,0101*** [0,000996]	-0,0101*** [0,000996]
lev	0,146*** [0,00630]	0,124*** [0,00740]	0,131*** [0,00691]	0,130*** [0,00688]	0,130*** [0,00688]
liquid	-0,00740*** [0,000634]	-0,00306*** [0,000609]	-0,00349*** [0,000587]	-0,00336*** [0,000585]	-0,00336*** [0,000585]
salegr	0,00723*** [0,00276]	0,0141*** [0,00186]	0,0134*** [0,00185]	0,0137*** [0,00185]	0,0135*** [0,00186]
roa	0,0442*** [0,0125]	0,0232* [0,0119]	0,0232** [0,0115]	0,0226** [0,0114]	0,0224* [0,0115]
Industry dummies				YES	YES
gdpgr					0,0209 [0,0347]
Hàng số	0,416*** [0,0158]	0,320*** [0,0344]	0,351*** [0,0274]	0,317*** [0,0295]	0,315*** [0,0296]
Số quan sát	6.699	6.699	6.699	6.699	6.699

*Chú thích: Hệ số trong ngoặc vuông là sai số chuẩn. *, **, và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%. (1) OLS, (2) Fixed effects model, (3) Random effects model, (4) Random effects với Industry dummies, (5) Random effects với industry dummies và GDP growth (kiểm soát cho yếu tố chu kỳ kinh tế).*

Do có thể tồn tại mối quan hệ hai chiều giữa DACC và TCP, Bảng 4 cung cấp bằng chứng về tính vững của mối quan hệ âm giữa DACC và TCP. Khi sử dụng biến trễ một kỳ (L.dacc) và phương pháp System GMM để kiểm soát vấn đề nội sinh trong Bảng 4, hệ số DACC vẫn giữ nguyên dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Đáng chú ý, biến trễ L.tcp mang hệ số dương lớn, cho thấy các quan hệ tín dụng thương mại tại Việt Nam

có tính bền vững và quán tính cao theo thời gian. Do đó, việc sử dụng mô hình động là phù hợp, và các kiểm định tiêu chuẩn là AR2 và Hansen có p-value lớn hơn 0,05, cho thấy các ước lượng là phù hợp, đáng tin cậy cho các diễn giải thống kê (Blundell & Bond, 1998).

Việc kết quả nhất quán qua các mô hình động cho thấy ảnh hưởng của chất lượng dồn tích lên khoản phải trả không phải là hệ quả của sai lệch hồi quy mà là một mối quan hệ kinh tế bền vững. Điều này hàm ý rằng chất lượng về thông tin kế toán của doanh nghiệp có tác động đến khả năng huy động vốn từ chuỗi cung ứng.

Bảng 4. Hồi quy System GMM tác động của DACC đến TCP

	(1)	(2)	(3)	(4)
	tcp	tcp	tcp	tcp
L.tcp				0,440*** [0,0336]
L.dacc	-0,0118** [0,00474]	-0,0118** [0,00472]	-0,0120** [0,00472]	
dacc				-0,0180* [0,0100]
size	-0,00972*** [0,00144]	-0,0112*** [0,00109]	-0,00981*** [0,00108]	-0,00446*** [0,00102]
lev	0,113*** [0,00821]	0,121*** [0,00755]	0,121*** [0,00751]	0,0497*** [0,0145]
liquid	-0,00361*** [0,000693]	-0,00413*** [0,000659]	-0,00400*** [0,000656]	-0,00380*** [0,000982]
salegr	0,0159*** [0,00199]	0,0153*** [0,00198]	0,0156*** [0,00199]	0,0169*** [0,00360]
roa	0,0126 [0,0130]	0,0131 [0,0124]	0,0119 [0,0124]	0,0309 [0,0252]
gdpgr			-0,0136 [0,0345]	-0,00273 [0,0186]
ind dummies			YES	YES
Hàng số	0,318*** [0,0393]	0,354*** [0,0297]	0,318*** [0,0318]	0,156*** [0,0296]
Số quan sát	5.868	5.868	5.868	6.623
R-sq	0,09			
AR2 test p-value				0,070
Hansen test p-value				0,185
Số biến công cụ				230

*Chú thích: Số trong ngoặc là sai số chuẩn. *, ** và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%. Cột (1) hồi quy FEM với biến trễ của biến dacc; (2) hồi quy REM với biến trễ của biến dacc; (3) hồi quy REM với biến trễ dacc và kiểm soát cho vĩ mô và ngành; (4) System GMM*

Khi thay thế biến phụ thuộc bằng tỷ lệ khoản phải trả trên tổng nợ (tcp_liab), hệ số DACC vẫn âm và có ý nghĩa ở mức 1% (Bảng 5). Kết quả này khẳng định rằng khi báo cáo tài chính kém minh bạch, nhà cung cấp không chỉ giảm quy mô tín dụng tương đối so với tài sản mà còn thu hẹp vai trò của tín dụng thương mại trong cấu trúc nợ của doanh nghiệp, phù hợp với lý thuyết tín hiệu (PalacínSánchez & cộng sự, 2022).

Sự nhất quán này củng cố lập luận rằng nhà cung cấp dựa đáng kể vào thông tin kế toán để phân loại rủi ro khách hàng. Ngoài ra, hệ số âm của biến loan_asset gợi ý về một quan hệ thay thế rõ rệt giữa nợ ngân hàng và tín dụng thương mại trong cấu trúc tài trợ ngắn hạn tại Việt Nam.

Bảng 6 trình bày kết quả hồi quy về vai trò điều tiết của chất lượng dồn tích (DACC) đối với mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng (loan_asset, tỷ lệ giữa nợ vay ngân hàng ngắn hạn trên tổng tài sản) và tín dụng thương mại (cả mẫu và có phân mẫu theo quy mô, lãi suất vay). Hệ số của biến tương tác DACC*loan_asset mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% chỉ đối với nhóm doanh nghiệp có lãi suất vay thấp (Cột 4).

Theo lý thuyết tín hiệu, trong điều kiện bất cân xứng thông tin cao như tại thị trường Việt Nam, nơi hệ thống pháp lý bảo vệ chủ nợ không có bảo đảm (công ty bán hàng) còn hạn chế, chất lượng dồn tích đóng vai trò như một cơ chế bảo vệ. Khi chất lượng này suy giảm, mối liên kết tài trợ từ chuỗi cung ứng sẽ trở

Bảng 5. Hồi quy với biến phụ thuộc thay thế

	(1)	(2)	(3)	(4)
	tcp_liab	tcp_liab	tcp_liab	tcp_liab
dacc	-0,0580*** [0,0103]	-0,0566*** [0,0103]	-0,0566*** [0,0103]	-0,0574*** [0,0103]
size	-0,0237*** [0,00283]	-0,0259*** [0,00224]	-0,0259*** [0,00224]	-0,0235*** [0,00225]
lev	-0,203*** [0,0167]	-0,188*** [0,0155]	-0,188*** [0,0155]	-0,188*** [0,0155]
liquid	-0,00293** [0,00137]	-0,00381*** [0,00132]	-0,00382*** [0,00132]	-0,00354*** [0,00132]
salegr	0,0309*** [0,00418]	0,0297*** [0,00416]	0,0295*** [0,00418]	0,0300*** [0,00417]
roa	0,0137 [0,0267]	0,00805 [0,0258]	0,00769 [0,0258]	0,00603 [0,0258]
gdpgr			0,03 [0,0782]	0,0318 [0,0781]
ind dummies				YES
Hàng số	0,974*** [0,0773]	1,026*** [0,0613]	1,024*** [0,0616]	0,950*** [0,0669]
Số quan sát	6.699	6.699	6.699	6.699

Chú thích: (1) hồi quy FEM; (2) hồi quy REM; (3) hồi quy REM có kiểm soát cho chu kỳ kinh tế; (4) hồi quy REM có kiểm soát cho cả chu kỳ kinh tế và đặc điểm ngành. Số trong ngoặc là sai số chuẩn. *, ** và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%.

Bảng 6. Hồi quy với biến tương tác DACC*Loan ASSET

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Toàn bộ mẫu	Doanh nghiệp nhỏ	Doanh nghiệp lớn	Lãi suất vay thấp	Lãi suất vay cao
	tcp	tcp	tcp	tcp	tcp
dacc	-0,00263 [0,00638]	-0,00185 [0,00882]	-0,000487 [0,00875]	0,0104 [0,0103]	-0,0107 [0,00868]
loan_asset	-0,180*** [0,00881]	-0,256*** [0,0137]	-0,127*** [0,0112]	-0,164*** [0,0130]	-0,190*** [0,0122]
dacc*loan_asset	-0,0391 [0,0261]	-0,022 [0,0389]	-0,0546 [0,0333]	-0,0792** [0,0372]	-0,00606 [0,0453]
size	-0,00959*** [0,000975]	-0,00296 [0,00249]	-0,00933*** [0,00140]	-0,00850*** [0,00132]	-0,0116*** [0,00128]
lev	0,190*** [0,00730]	0,281*** [0,0114]	0,109*** [0,00913]	0,163*** [0,0107]	0,230*** [0,0100]
liquid	-0,00462*** [0,000571]	-0,00351*** [0,000759]	-0,00520*** [0,000865]	-0,00856*** [0,00116]	-0,00325*** [0,000699]
salegr	0,0111*** [0,00180]	0,0140*** [0,00290]	0,00938*** [0,00213]	0,0103*** [0,00260]	0,00938*** [0,00257]
roa	-0,00776 [0,0112]	-0,0320** [0,0154]	-0,00464 [0,0159]	-0,0066 [0,0189]	-0,00571 [0,0144]
gdpgr	0,047 [0,0336]	0,087 [0,0552]	0,00284 [0,0381]	0,0174 [0,0473]	0,0899* [0,0484]
ind dummies	YES	YES	YES	YES	YES
Hàng số	0,289*** [0,0291]	0,109 [0,0672]	0,304*** [0,0426]	0,277*** [0,0396]	0,330*** [0,0370]
Số quan sát	6.699	3.236	3.463	2.924	3.775

Chú thích: Số trong ngoặc là sai số chuẩn. *, ** và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%. (1) mô hình chạy trên toàn bộ mẫu; (2) mẫu cho doanh nghiệp có quy mô nhỏ hơn trung vị của ngành trong năm t; (3) mẫu cho doanh nghiệp có quy mô lớn hơn trung vị của ngành trong năm t; (4) mẫu cho doanh nghiệp có lãi suất vay thấp hơn trung vị ngành trong năm t; (5) mẫu cho doanh nghiệp có lãi suất vay cao hơn trung vị ngành trong năm t

nên dễ tổn thương hơn trước các áp lực từ nợ vay ngân hàng.

Khi các doanh nghiệp có lãi suất vay thấp xuất hiện sai số dồn tích lớn (DACC cao), nhà cung cấp sẽ nhìn nhận đây là một tín hiệu tiêu cực cực kỳ nghiêm trọng (McNichols, 2002). Ngược lại, đối với các doanh nghiệp nhỏ hoặc có chi phí vay cao, nghĩa là các doanh nghiệp khó tiếp cận vay vốn ngân hàng, mối quan hệ tín dụng thương mại thường dựa trên “thông tin mềm” (soft information), sự tin tưởng cá nhân hoặc các giao dịch ngắn hạn mang tính bắt buộc (Love & cộng sự, 2007). Ngược lại, đối với nhóm doanh nghiệp quy mô lớn (Cột 3), việc biến tương tác không có ý nghĩa gợi ý rằng vị thế thương lượng và các mối quan hệ cung ứng dài hạn có thể đã làm mờ đi vai trò điều tiết của thông tin kế toán.

5. Kết luận và hàm ý

Phân tích thực nghiệm cho thấy chất lượng dồn tích có vai trò quan trọng trong việc định hình khả năng tiếp cận và mức độ sử dụng tín dụng thương mại của doanh nghiệp Việt Nam. Cụ thể, dồn tích tùy ý cao – hàm ý chất lượng báo cáo tài chính thấp – gắn liền với tỷ trọng khoản phải trả thương mại thấp hơn, ngay cả khi kiểm soát các đặc điểm tài chính, hiệu ứng ngành, yếu tố vĩ mô và xử lý nội sinh bằng mô hình bảng động và làm trễ biến DACC. Ngoài ra, trong bối cảnh Việt Nam, Điểm đáng chú ý trong nghiên cứu này là vai trò điều tiết của chất lượng dồn tích đối với mối quan hệ giữa nợ ngân hàng và tín dụng thương mại. Kết quả phân nhóm cho thấy biến tương tác DACC*loan_asset chỉ có ý nghĩa thống kê âm đối với nhóm doanh nghiệp có lãi suất vay thấp (nhóm có tín nhiệm cao). Điều này hàm ý rằng đối với những doanh nghiệp vốn có uy tín tài chính, chất lượng dồn tích đóng vai trò như một công cụ bảo vệ uy tín cốt yếu. Khi lá chắn này suy giảm (DACC tăng), việc gia tăng nợ ngân hàng sẽ kích hoạt phản ứng cắt giảm tín dụng từ phía nhà cung cấp do lo ngại rủi ro bất cân xứng thông tin và thứ tự ưu tiên thanh toán. Ngược lại, đối với các doanh nghiệp nhỏ hoặc có chi phí vay cao, nhà cung cấp dường như dựa vào các cơ chế giám sát trực tiếp hơn là các tín hiệu từ báo cáo tài chính.

Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh rằng tại thị trường mới nổi như Việt Nam, chất lượng báo cáo tài chính không chỉ là cơ sở để tiếp cận vốn ngân hàng mà còn là lá chắn tín nhiệm thiết yếu để doanh nghiệp duy trì và mở rộng kênh tín dụng thương mại. Điều này tạo động lực tự thân cho các doanh nghiệp, đặc biệt là nhóm có tín nhiệm cao (lãi suất thấp), trong việc chủ động cải thiện tính minh bạch và chất lượng dồn tích nhằm tối ưu hóa cấu trúc vốn và giảm thiểu rủi ro bị nhà cung cấp cắt giảm hạn mức khi thay đổi nợ vay ngân hàng. Đối với các nhà hoạch định chính sách, phát hiện này cũng có nhu cầu cấp thiết về việc tiếp tục hoàn thiện chuẩn mực kế toán (hướng tới IFRS) và tăng cường cơ chế thực thi kỷ luật thị trường. Việc nâng cao độ tin cậy của thông tin tài chính không chỉ giúp giảm chi phí giao dịch và bất cân xứng thông tin mà còn thúc đẩy sự luân chuyển vốn hiệu quả trong chuỗi cung ứng, từ đó hỗ trợ sự phát triển bền vững của khu vực doanh nghiệp niêm yết.

Về hướng nghiên cứu tương lai, việc mở rộng phân tích sang các loại hình doanh nghiệp chưa niêm yết hoặc so sánh xuyên quốc gia giữa các thị trường mới nổi khác sẽ giúp đánh giá mức độ khái quát của kết quả hiện tại và làm rõ bối cảnh thể chế nào khiến tín hiệu về chất lượng báo cáo tài chính trở nên đặc biệt quan trọng đối với quyết định cấp tín dụng thương mại.

Tài liệu tham khảo

- Akerlof, G.A. (1970). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Bharath, S. T., Sunder, J., & Sunder, S. V. (2008). Accounting quality and debt contracting. *Review of Accounting Studies*, 13(2–3), 369–405. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.1.1>

-
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Chen, D., Liu, M., Ma, T., & Martin, X. (2017). Accounting quality and trade credit. *Accounting Horizons*, 31(1), 69–83. <https://doi.org/10.2308/acch-51711>
- Cunat, V. (2007). Trade credit: Suppliers as debt collectors and insurance providers. *Review of Financial Studies*, 20(2), 491–527. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl015>
- Dechow, P. M., & Dichev, I.D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 35–59. <https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.s-1.35>
- Eliwa, Y., Gregoriou, A., & Paterson, A. (2019). Accruals quality and the cost of debt in Europe. *International Journal of Accounting & Information Management*, 27(2), 333–351. <https://doi.org/10.1108/IJAIM-01-2018-0008>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295–327. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- Garcia Teruel, P.J., & Martinez Solano, P. (2010). Determinants of trade credit: A comparative study of European SMEs. *International Small Business Journal*, 28(3), 215–233. <https://doi.org/10.1177/0266242609360603>
- Le, H.T.T., Vo, X.V., & Vo, T.T. (2021). Accruals quality and the cost of debt: Evidence from Vietnam. *International Review of Financial Analysis*, 76, 101726. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101726>
- Li, X., Ng, J., & Saffar, W. (2018). Financial reporting and trade credit: Evidence from an information shock. *Contemporary Accounting Research*, 38(1), 96–128. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12611>
- Love, I., Preve, L.A., & Sarria Allende, V. (2007). Trade credit and bank credit: Evidence from recent financial crises. *Journal of Financial Economics*, 83(2), 453–469. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.11.002>
- Luu, L., & Nguyen, L. (2021). Short-term debt and trade credit: Evidence on a non-linear relationship. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1975412. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1975412>
- McNichols, M.F. (2002). Discussion of “The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors”. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 61–69.
- Meltzer, A.H. (1960). Mercantile credit, monetary policy, and size of firms. *Review of Economics and Statistics*, 42(4), 429–437. <https://doi.org/10.2307/1925692>
- Myers, S.C., & Majluf, N.S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Palacín-Sánchez, M.J., Canto Cuevas, F.J., & di Pietro, F. (2022). Examining the effects of the quality of financial reports on SME trade credit: An innovative approach. *International Review of Finance*, 22(4), 662–668. <https://doi.org/10.1111/irfi.12363>
- Petersen, M.A., & Rajan, R.G. (1997). Trade credit: Theories and evidence. *Review of Financial Studies*, 10(3), 661–691. <https://doi.org/10.1093/rfs/10.3.661>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>