

**NGHIÊN CỨU TÁC ĐỘNG CỦA QUẢN TRỊ LỢI NHUẬN
TỚI KHẢ NĂNG PHÁ SẢN CỦA CÁC DOANH NGHIỆP
NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM**

Nguyễn Đỗ Quyên¹

Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội, Việt Nam

Lê Ngọc Mai

Công ty Chứng khoán VPS, Hà Nội, Việt Nam

Ngày nhận: 23/02/2021; Ngày hoàn thành biên tập: 09/08/2021; Ngày duyệt đăng: 16/08/2021

Tóm tắt: Bài nghiên cứu kiểm định mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của các doanh nghiệp (DN) niêm yết tại Việt Nam. Chúng tôi sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng với 360 mẫu quan sát các công ty niêm yết phi tài chính tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy quản trị lợi nhuận có tác động ngược chiều với chỉ số Z của Altman. Điều này có nghĩa là nếu DN quản trị lợi nhuận càng nhiều thì khả năng phá sản càng cao. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu cũng hàm ý rằng nếu DN điều chỉnh lợi nhuận ở một mức độ vừa phải, phù hợp với tình hình hoạt động, sẽ đem lại những tác động tích cực tới hiệu quả hoạt động của DN và giúp DN đạt được những mục tiêu nhất định. Mặt khác, nếu DN điều chỉnh lợi nhuận quá nhiều và không phòng vệ rủi ro thì dễ dẫn tới khả năng phá sản của DN.

Từ khóa: Quản trị lợi nhuận, Khả năng phá sản của doanh nghiệp

**A RESEARCH ON THE IMPACT OF EARNINGS MANAGEMENT
ON THE PROBABILITY OF DEFAULT OF
VIETNAMESE LISTED FIRMS**

Abstract: This study examines the relationship between earnings management and the probability of default of listed firms in Vietnam. We employ quantitative research method with 360 firm-year observations of non-financial listed firms in Vietnam. The research findings show that earnings management has a negative relationship with Altman's Z score. This indicates that the more firms engage in earnings management, the higher probability of default. However, our findings also imply that proper earnings management would bring positive impacts on firm performance and help firms achieve certain goals. On the other hand, if firms are dependent on earnings management and do not hedge risk, it will possibly lead to a higher probability of default.

Keywords: Earnings Management, Firm Probability of Default

¹ Tác giả liên hệ, Email: quyendn@ftu.edu.vn

1. Đặt vấn đề

Khi DN phá sản, không chỉ chủ DN mà còn rất nhiều đối tượng khác như người lao động, các đối tác, các chủ nợ, chủ đầu tư và nhiều bên liên quan khác cũng phải chịu ảnh hưởng nặng nề. Đối với các chủ đầu tư và chủ nợ, DN bị phá sản đồng nghĩa với việc công ty ngừng hoạt động, mất cả vốn lẫn lãi, kéo theo sự mất cân đối về dòng tiền, thâm hụt tài chính và phụ thuộc lượng vốn ban đầu họ đầu tư vào DN đó. Có nhiều nguyên nhân dẫn đến nguy cơ phá sản DN, trong đó có quản trị lợi nhuận. Quản trị lợi nhuận phản ánh chiến thuật nhà quản trị sử dụng để hướng tới các mục tiêu như tăng lợi nhuận dự kiến của cổ phiếu các DN hay giảm thuế DN, từ đó, thổi phồng giá trị DN, tạo tính hấp dẫn hơn đối với nhà đầu tư và sẽ đạt được tính sinh lợi trong tương lai. Tuy nhiên, trong một số trường hợp, quản trị lợi nhuận lại được triển khai với mục đích tiêu cực như lừa gạt nhà đầu tư, gây tổn thất nặng về tài chính, thậm chí dẫn đến nguy cơ phá sản của DN. Chính vì vậy, việc nghiên cứu mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN là rất cần thiết, giúp DN hiểu rõ các nguy cơ tiềm ẩn nếu DN lạm dụng quản trị lợi nhuận.

Nghiên cứu của Wu & cộng sự (2018) cho thấy DN quản trị lợi nhuận càng nhiều thì khả năng phá sản của DN càng tăng. Nghiên cứu của Dafydd & Jongseo (2016) tại Hàn Quốc cho thấy việc quản trị lợi nhuận tại năm t-2 sẽ tác động tiêu cực tới khả năng phá sản vào năm t, còn quản trị lợi nhuận tại năm t-1 lại có quan hệ thuận chiều với khả năng phá sản ở năm t. Kết quả nghiên cứu của Wei & cộng sự (2009) tại Trung Quốc chỉ ra rằng hành vi quản trị lợi nhuận của các DN có thể làm xác suất vỡ nợ của họ tăng lên. Tuy nhiên, Irawati & cộng sự (2018) lại kết luận mối quan hệ ngược chiều giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN. Ở Việt Nam, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN cho những kết quả khác nhau. Võ & Hoàng (2013) tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa chỉ số Z và tỷ lệ quản trị lợi nhuận của DN, tức là khả năng phá sản giảm khi mức độ quản trị DN tăng. Tuy nhiên, Đinh & Nguyễn (2016) lại kết luận quản trị lợi nhuận tăng thực chất chỉ làm cho mô hình dự báo không còn tính chính xác và nâng cao đánh giá về tình hình tài chính của DN, chứ không phải thực sự làm giảm khả năng phá sản.

Do đó, mục tiêu của bài nghiên cứu nhằm kiểm định lại mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của các DN niêm yết ở Việt Nam, từ đó giúp các DN đánh giá được tác động của quản trị lợi nhuận đến khả năng phá sản của DN và cân nhắc kỹ hơn khi thực hiện quản trị lợi nhuận. Bài viết sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng. Các DN được lựa chọn trong mẫu nghiên cứu là nhóm DN phi tài chính được niêm yết trên cả hai sàn chứng khoán là Sàn Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) và Sàn Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) với điều kiện có đầy đủ dữ liệu để tính toán các biến số trong mô hình liên tục trong khoảng thời gian từ 2013-2018. Sau khi lọc số liệu, có 60 DN được lựa chọn với tổng số 360 quan sát. Dữ liệu được thu thập từ Fiinpro và được xử lý bằng phần mềm Stata 14.

Nghiên cứu được chia thành năm phần. Phần 1 là đặt vấn đề. Phần 2 giới thiệu tổng quan nghiên cứu về tác động của quản trị lợi nhuận đến khả năng phá sản của DN. Phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu và thu thập số liệu. Phần 4 phân tích kết quả nghiên cứu và Phần 5 kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu về tác động của quản trị lợi nhuận đến khả năng phá sản của doanh nghiệp

Quản trị lợi nhuận được các nhà quản trị sử dụng nhằm tác động đến kết quả hoạt động của DN được thể hiện trong báo cáo tài chính, tạo ra ấn tượng DN có doanh thu cao hoặc chi phí thấp. Nhà quản trị có nhiều mục đích để thực hiện quản trị lợi nhuận như thu nhiều lợi nhuận thông qua giao dịch trên thị trường vốn, hoặc để giảm thiểu chi phí trong việc phát hành cổ phiếu, mua bán sáp nhập. Hành vi quản trị lợi nhuận không được xem là vi phạm pháp luật, vì các nhà quản lý áp dụng những nguyên lý được chấp nhận trong kế toán nhằm hạch toán các khoản chi phí, lợi nhuận (Nguyễn & Trần, 2018). Các bút toán này vận dụng nguyên tắc dồn tích, hay các cách khác nhau trong quá trình khấu hao tài sản. Mặc dù không bị luật giới hạn, tuy nhiên, đây lại là hành vi gây ảnh hưởng nghiêm trọng đến lợi ích của phần lớn cổ đông và khi công ty gặp vấn đề về khả năng thanh toán, thường dẫn đến khoản thâm hụt lớn và nguy cơ phá sản DN.

Healy & Wahlen (1999) cho rằng quản trị lợi nhuận được nhà quản trị áp dụng khi điều chỉnh báo cáo tài chính và cấu trúc giao dịch để thay đổi số liệu trong báo cáo tài chính hoặc nhằm đánh lừa một số bên liên quan về tình hình hoạt động kinh doanh của công ty hoặc nhằm tác động đến kết quả các hợp đồng phụ thuộc vào số liệu báo cáo kế toán. Các DN có nhiều cách để thực hiện quản trị lợi nhuận, bao gồm bốn phương pháp chính: (1) Ước tính nợ và các khoản kế toán dồn tích có thể điều chỉnh; (2) Dự toán vượt mức các khoản dự phòng; (3) Ghi nhận doanh thu sớm hoặc muộn, hoặc ghi nhận doanh thu từ các đơn hàng có điều khoản hoàn trả nhằm phóng đại doanh thu trong một giai đoạn nhất định; và (4) Vi phạm các quy định về nguyên tắc báo cáo tài chính.

Nói đến quản trị lợi nhuận, hai trường phái chính thường được nhắc đến là: (i) Quản trị lợi nhuận thực tế (Real earnings management) và (ii) Quản trị lợi nhuận thông qua các biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh (Accrual earnings management). Trong đó, trường phái quản trị lợi nhuận thông qua các biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh là trường phái được đa số các nghiên cứu sử dụng. Trong bài nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng mô hình Jones hiệu chỉnh của Dechow & cộng sự (1995) để ước lượng biến quản trị lợi nhuận bởi mô hình này được sử dụng trong nhiều nghiên cứu và được cho là mô hình phù hợp nhất với thị trường Việt Nam (Nguyễn & Phạm, 2015).

2.1 Các nghiên cứu trên thế giới

Charitou & cộng sự (2007) thực hiện nghiên cứu trên 859 DN đã phá sản tại Hoa Kỳ trong khoảng thời gian từ năm 1986 đến năm 2004. Nhóm tác giả kiểm tra các

khoản dồn tích bất thường trong khoảng thời gian 1 năm và 2 năm trước khi DN đệ đơn xin phá sản. Kết quả nghiên cứu cho thấy các nhà quản lý của DN điều chỉnh giảm lợi nhuận trong khoảng thời gian trước 2 năm so với thời điểm phá sản và chuyển lợi nhuận tăng vào năm ngay trước năm phá sản. Kết quả cũng cho thấy ý kiến kiểm toán khiến DN thận trọng hơn trong việc quản lý thu nhập ở thời kỳ khó khăn tài chính và mức lương thưởng dựa trên kết quả kinh doanh của nhà quản trị cũng là yếu tố chủ chốt dẫn đến điều chỉnh lợi nhuận.

Ting & cộng sự (2009) đã tiến hành nghiên cứu để xem xét ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận đến rủi ro phá sản của các DN trên thị trường Trung Quốc với mẫu nghiên cứu là 471 DN trong vòng 5 năm từ 2001 đến 2005. Mô hình KMV-Merton (Merton, 1974) được sử dụng để đo lường xác suất phá sản của DN, còn biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh được tính toán bằng mô hình Jones hiệu chỉnh của Dechow & cộng sự (1995). Kết quả nghiên cứu cho thấy quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích và xác suất phá sản biến động cùng chiều và mối quan hệ này có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, mối quan hệ này chỉ được xác nhận với điều kiện các DN điều chỉnh tăng lợi nhuận. Điều này có nghĩa là xác suất phá sản của DN tăng khi DN quản trị lợi nhuận tăng nhiều hơn. Bên cạnh đó, các DN quản trị tăng lợi nhuận có xu hướng điều chỉnh nhiều hơn so với các DN quản trị giảm lợi nhuận. Nhóm tác giả khuyến nghị nhà đầu tư nên chọn các DN có mức độ quản trị lợi nhuận thấp, quy mô không quá nhỏ và chế độ đãi ngộ cho ban điều hành tốt để tránh rủi ro mất vốn.

Nghiên cứu của Geiszler (2014) sử dụng xếp hạng tín nhiệm của tổ chức S&P để phân loại các DN theo tình hình tài chính từ thấp đến cao vì đây là một tổ chức xếp hạng tín nhiệm đáng tin cậy và uy tín trong việc kiểm định mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích và nguy cơ mất khả năng thanh toán của DN. Quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích của DN được tính toán theo mô hình Jones hiệu chỉnh. Kết quả nghiên cứu cho thấy mức độ quản trị lợi nhuận của DN có mối quan hệ với đánh giá tín nhiệm mà DN nhận được. DN quản trị lợi nhuận thấp hơn sẽ nhận được mức xếp hạng thấp, tương đương với nguy cơ phá sản cao. Tuy nhiên, tác động của quản trị lợi nhuận lên xếp hạng tín dụng trong những năm từ 2008 trở đi đã giảm hơn so với thời kỳ trước đó. Khi hồi quy mô hình với số liệu từ năm 2010-2013, tác giả nhận thấy mối quan hệ giữa hai nhân tố này kém chặt chẽ hơn mẫu dữ liệu tổng thể từ 1999-2013 hay từ 1999-2007. Năm 2008 là thời điểm xảy ra cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu nên từ đó trở đi, các chuyên gia xếp hạng tín dụng đã cẩn trọng hơn và xem xét kỹ càng nhiều yếu tố khi xếp hạng một DN, trong đó có quản trị lợi nhuận.

Trên thị trường Ấn Độ, Agrawal & Chatterjee (2015) đã kiểm định mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của các DN bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất. Tác giả lựa chọn mẫu nghiên cứu là 150 DN trong giai đoạn 2009-2014. Nguy cơ phá sản được đo lường thông qua chỉ số Z của Altman (2000) và khoảng cách đến vỡ nợ của KMV-Merton (Merton, 1974). Kết quả nghiên cứu cho thấy các DN thực hiện quản trị lợi nhuận nhiều hơn lại có tình trạng tài chính

tốt hơn. Biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh đều có quan hệ nghịch chiều với rủi ro phá sản, tuy mô hình sử dụng biến phụ thuộc là chỉ số Z thì tác động của quản trị lợi nhuận nhỏ hơn so với mô hình sử dụng biến phụ thuộc là khoảng cách đến vỡ nợ và ý nghĩa thống kê của mối quan hệ này không cao.

Dafydd & Jongseo (2016) kiểm tra ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận đến xếp hạng nguy cơ phá sản trên mẫu nghiên cứu gồm 1481 quan sát là các DN Hàn Quốc từ năm 2002-2013. Bài nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy OLS đa biến để xem xét mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận trong năm t-1 và t-2 đến xếp hạng tín dụng của DN vào năm t. Biến phụ thuộc trong mô hình là chênh lệch điểm xếp hạng tín dụng giữa năm t và t-1, với các mức xếp hạng từ dưới B- đến AAA, tương đương với chỉ số từ 1 đến 17. Quản trị lợi nhuận được đo lường trên cơ sở dồn tích và thực tế. Cụ thể, quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích được tính toán thông qua mô hình Jones hiệu chỉnh của Dechow & cộng sự (1995) và Kothari & cộng sự (2005), còn quản trị lợi nhuận thực tế được tính toán nhờ mô hình của Cohen & Zarowin (2010). Kết quả nghiên cứu cho thấy quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích trong năm t-1 biến động ngược chiều với xếp hạng tín dụng DN vào năm t. Quản trị lợi nhuận thực tế ở năm t-1 không có mối quan hệ chặt chẽ với xếp hạng tín dụng năm sau đó, nhưng quản trị lợi nhuận thực tế năm t-2 thì lại có ảnh hưởng tích cực một cách rõ rệt đến xếp hạng tín dụng năm t. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết luận trước đó của Cohen & Zarowin (2010) rằng quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích ngày càng được xem xét kỹ lưỡng bởi các cơ quan xếp hạng tín dụng. Khi xếp hạng DN, cơ quan đánh giá chất lượng tín dụng sẽ tính toán mức độ quản trị lợi nhuận dồn tích để nâng hay hạ bậc xếp hạng. Một DN có mức quản trị lợi nhuận dồn tích cao được cho là có nguy cơ vỡ nợ cao hơn so với các DN khác. Tuy nhiên, quản trị lợi nhuận thực tế khó phát hiện hơn bởi DN đã thực sự điều chỉnh hoạt động, vì vậy có khả năng bị bỏ qua khi xếp hạng, dẫn đến mối quan hệ cùng chiều giữa hai nhân tố này.

Irawati & cộng sự (2018) lấy mẫu nghiên cứu là 22 DN phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Indonesia trong khoảng thời gian từ năm 2012 đến 2016 để xem xét tác động của quản trị lợi nhuận và chi phí đại diện tới khả năng phá sản. Nhóm tác giả lựa chọn chỉ số Z để đo lường khả năng phá sản của công ty. Biến quản trị lợi nhuận được thể hiện bởi giá trị kế toán dồn tích có thể điều chỉnh, được tính toán dựa trên cơ sở mô hình Jones hiệu chỉnh. Kết quả nghiên cứu cho thấy quản trị lợi nhuận không có tác động trực tiếp đến nguy cơ phá sản. Điều này có thể là do các DN khi vướng vào khó khăn tài chính sẽ có xu hướng quản trị lợi nhuận giảm để giảm thiểu thuế và các chi phí khác, nếu họ đã từng điều chỉnh lợi nhuận tăng trong quá khứ. Nhận xét này cũng phù hợp với kết quả kiểm định của Charitou & cộng sự (2007) về xu hướng quản trị lợi nhuận khi DN có khó khăn tài chính. Ngoài ra, Wu & cộng sự (2018) cho thấy các DN có tình trạng tài chính ổn định thì quản trị lợi nhuận không khiến DN đối diện với nguy cơ phá sản. Tuy nhiên, đối với DN có tình hình tài chính không ổn định, quản trị lợi nhuận sẽ khiến DN đối mặt với khả năng phá sản lớn hơn.

Tại một số thị trường khác như Iran, Ranjbar & Amanollahi (2018) lựa chọn chỉ số O của Ohlson để đánh giá nguy cơ phá sản của DN. Theo tác giả, một số nghiên cứu đi trước đã chỉ ra chỉ số O phù hợp để nghiên cứu tại thị trường Iran hơn chỉ số Z. Kết quả cho thấy quản trị lợi nhuận có quan hệ cùng chiều với khả năng phá sản. Trong khi đó, tại thị trường Jordan, Mohammad (2018) lấy mẫu quan sát là 58 trên tổng số 65 DN ở Jordan hoạt động trong lĩnh vực công nghiệp và kết luận quản trị lợi nhuận và chỉ số Z có mối quan hệ thuận chiều. Tác giả nhận xét rằng việc điều chỉnh tăng phần nào khiến DN được xếp hạng cao hơn, tuy nhiên mối quan hệ này không có ý nghĩa thống kê.

2.2 Các nghiên cứu ở Việt Nam

Tại Việt Nam, một số nghiên cứu cũng tập trung làm rõ mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN. Tuy nhiên, các nghiên cứu này áp dụng các cách đo lường quản trị lợi nhuận khác nhau và cũng cho thấy các kết quả nghiên cứu không đồng nhất. Võ & Hoàng (2013) nghiên cứu mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN trên mẫu gồm 85 công ty niêm yết liên tục từ năm 2007 đến 2011 trên HOSE. Nhóm tác giả thống kê 3 nhóm DN, bao gồm: nhóm có nguy cơ phá sản cao, nhóm có nguy cơ phá sản trung bình và nhóm chưa có nguy cơ phá sản. Thống kê cho thấy nhóm DN có nguy cơ phá sản cao lại có trung bình quản trị lợi nhuận thấp nhất, còn những công ty chưa có nguy cơ phá sản lại quản trị lợi nhuận nhiều nhất. Kết quả từ mô hình cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa chỉ số Z và tỷ lệ quản trị lợi nhuận của DN, tức là khả năng phá sản giảm khi mức độ quản trị DN tăng.

Nghiên cứu của Đinh & Nguyễn (2016) lựa chọn mẫu là 80 DN bị hủy niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong khoảng thời gian trong giai đoạn 2012-2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh và chỉ số Z có mối quan hệ thuận chiều và có ý nghĩa thống kê. Theo nhóm tác giả, quản trị lợi nhuận tăng thực chất chỉ làm cho mô hình dự báo bị đánh lừa và nâng cao đánh giá về tình hình tài chính của DN, chứ không phải thực sự làm giảm khả năng phá sản. Nếu DN quản trị lợi nhuận ở một mức độ vừa phải và hợp lý thì sẽ hấp dẫn được sự tin tưởng của nhà đầu tư.

Như vậy, có thể thấy các nghiên cứu trong và ngoài nước cho thấy kết quả nghiên cứu trái chiều về mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN. Một số nghiên cứu cho rằng quản trị lợi nhuận có tác động cùng chiều với khả năng phá sản của DN, trong khi đó một số nghiên cứu khác lại tìm thấy mối quan hệ ngược chiều. Do đó, cần có thêm các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và khả năng phá sản của DN. Đây cũng là khoảng trống nghiên cứu mà bài viết tập trung làm rõ.

3. Phương pháp nghiên cứu và mô hình thực nghiệm

3.1 Phương pháp nghiên cứu và thu thập số liệu

Bài viết sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng. Mẫu nghiên cứu được sử dụng trong bài viết bao gồm 60 DN phi tài chính với ngành nghề kinh doanh thuộc nhiều lĩnh vực khác nhau, được niêm yết trên cả HNX và HOSE, được lựa chọn trên tiêu chí được niêm yết liên tục và có đầy đủ dữ liệu để tính toán các biến số trong mô hình trong khoảng thời gian 6 năm từ 2013 đến 2018. Nguồn dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu là dữ liệu thứ cấp, được tổng hợp và thu thập từ Finpro. Dữ liệu nghiên cứu gồm 360 quan sát và thuộc loại dữ liệu bảng, được xử lý và chạy mô hình thông qua phần mềm Stata 14.

3.2 Xây dựng các biến

3.2.1 Biến phụ thuộc

Khả năng phá sản của DN là biến phụ thuộc trong mô hình, được đo lường thông qua chỉ số Z của Altman (2000). Đây là một phương pháp tính toán tuy đơn giản nhưng có độ tin cậy cao, được sử dụng phổ biến trên thế giới nói chung và tại Việt Nam nói riêng. Cách tính toán chỉ số Z là:

$$Z = 1,2 X_1 + 1,4 X_2 + 3,3 X_3 + 0,6 X_4 + X_5 \quad (1)$$

trong đó X_1 là Vốn lưu động (Tài sản ngắn hạn - Nợ ngắn hạn)/Tổng tài sản;

X_2 là Lợi nhuận chưa phân phối/Tổng tài sản;

X_3 là EBIT (Lợi nhuận trước lãi vay và thuế)/Tổng tài sản;

X_4 là (Giá thị trường của cổ phiếu*Số lượng cổ phiếu lưu hành)/Tổng nợ;

X_5 là hiệu quả sử dụng tài sản và được tính theo Doanh thu/Tổng tài sản.

Để đánh giá nguy cơ phá sản của DN, Altman đưa ra chỉ tiêu về chỉ số Z như sau:

- $Z > 2,99$: DN có tài chính lành mạnh
- $1,81 < Z \leq 2,99$: DN không có vấn đề trong ngắn hạn, tuy nhiên cần phải xem xét điều kiện tài chính một cách thận trọng
- $Z \leq 1,81$: DN có vấn đề nghiêm trọng về tài chính

Dựa vào kết luận mà Altman đưa ra về giá trị của chỉ số Z, ta có thể thấy chỉ số Z càng cao cho thấy DN càng có kết quả hoạt động tốt. Ngược lại, chỉ số $Z \leq 1,81$ đồng nghĩa với việc DN có nhiều nguy cơ phá sản.

3.2.2 Biến độc lập

Quản trị lợi nhuận

Quản trị lợi nhuận được đo lường dựa trên cơ sở dồn tích, tức là cách DN lợi dụng các phương pháp kế toán để dịch chuyển các khoản dồn tích nhằm thay đổi lợi

nhuận để hướng tới các mục tiêu đã đề ra trước đó (Nguyễn & Lê, 2016; Nguyễn & Trần, 2018). Trong bài nghiên cứu, các tác giả sử dụng mô hình Jones hiệu chỉnh của Dechow & cộng sự (1995) để tính toán giá trị này, bởi tính chính xác của nó đã được kiểm định và áp dụng trong nhiều nghiên cứu trước đây. Nguyễn & Nguyễn (2019) sau khi tiến hành kiểm định tính chính xác của một số mô hình đo lường chất lượng lợi nhuận ở Việt Nam, đã kết luận mô hình Jones hiệu chỉnh của Dechow & cộng sự (1995) là phù hợp nhất với thị trường Việt Nam.

Công thức tính biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh như sau:

$$DA_t = TA_t - NDA_t \quad (2)$$

trong đó DA_t là biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh tại năm t ; NDA_t là biến kế toán không thể điều chỉnh được tại năm t ; TA_t là tổng các biến kế toán dồn tích.

TA_t được xác định qua công thức:

$$TA_t = NI_t - OCF_t \quad (3)$$

trong đó NI_t là lợi nhuận sau thuế của DN tại năm t ; OCF_t là dòng tiền từ hoạt động kinh doanh của DN tại năm t .

Vì vậy, để xác định biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh được, ta cần tìm biến kế toán dồn tích không thể điều chỉnh được. Công thức được Dechow đưa ra như sau:

$$\frac{NDA_t}{A_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \quad (4)$$

Với $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ là các tham số được ước lượng từ mô hình sau:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Vậy biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh được như sau hay chính là phần dư trong mô hình ước lượng:

$$EM_t = \frac{DA_t}{A_{t-1}} = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} - \alpha_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} - \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \quad (6)$$

trong đó ΔREV_t là chênh lệch doanh thu giữa năm t và $t-1$ của DN;

ΔREC_t là chênh lệch khoản phải thu giữa năm t và $t-1$ của DN;

PPE_t là nguyên giá tài sản cố định hữu hình của năm t ;

A_{t-1} là trị giá tổng tài sản của DN cuối năm $t-1$.

Để tìm ra các hệ số $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ nhóm tác giả tiến hành tính toán các giá trị TA, PPE, REC, REV của từng DN trong khoảng thời gian 6 năm từ 2013 đến 2018. Những dữ liệu cần thiết của năm 2012 cũng được thu thập và tính toán cùng lúc. Sau đó, nhóm tác giả dùng Excel hồi quy cho từng DN để tìm ra phần dư tương ứng của mô hình ước lượng TA , hay cũng chính là biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh được.

3.2.3 Biến kiểm soát

Quy mô DN được xác định bằng cách lấy logarit cơ số e của doanh thu cuối năm của DN:

$$SIZE_t = \ln(REV_t) \quad (7)$$

trong đó $SIZE_t$ là quy mô DN tại năm t; REV_t là doanh thu của DN vào cuối năm t.

Tỷ lệ tăng trưởng tài sản được xác định bằng cách lấy hiệu số tài sản của năm hiện tại và năm liền trước, sau đó chia hiệu này cho tài sản năm trước:

$$GA_t = \frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} \quad (8)$$

trong đó GA_t là tăng trưởng tài sản của DN tại năm t;

A_t là tài sản của DN tại năm t;

A_{t-1} là tài sản của DN tại năm t-1.

Đòn bẩy tài chính được đo lường như sau:

$$LEV_t = \frac{D_t}{A_t} \quad (9)$$

trong đó LEV_t là hệ số đòn bẩy tài chính của DN tại năm t;

D_t là tổng nợ phải trả của DN tại năm t;

A_t là tổng tài sản của DN tại năm t.

Beta được tính bằng cách lấy hiệp phương sai của tỷ suất sinh lời của cổ phiếu và tỷ suất sinh lời của thị trường chia cho phương sai của tỷ suất sinh lời của thị trường. Công thức tính Beta như sau:

$$Beta_t = \frac{Covar(R_t, R_m)}{Var(R_m)} \quad (10)$$

trong đó $Beta_t$ là hệ số beta của DN tại năm t;

R_t là tỷ suất sinh lời của cổ phiếu tại năm t;

R_m là tỷ suất sinh lời của thị trường (tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN-INDEX).

ROA đóng vai trò là biến kiểm soát trong mô hình và được đo lường như sau:

$$ROA_t = \frac{NI_t}{A_t} \quad (11)$$

trong đó ROA_t là chỉ số ROA của DN tại năm t;

NI_t là lợi nhuận ròng của DN tại năm t;

A_t là tổng tài sản của DN cuối năm t.

3.3 Mô hình nghiên cứu

Các nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và nguy cơ phá sản trước đây như nghiên cứu của Zang (2012) hầu hết đều sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính (hồi quy hỗn hợp - Pooled OLS) và cho ra kết quả đáng tin cậy. Đặc biệt khi nghiên cứu tại thị trường Việt Nam, Đinh & Nguyễn (2016) đã kiểm tra và nhận thấy mô hình này phù hợp để đánh giá hơn so với mô hình tác động cố định và mô hình tác động tự nhiên.

Do đó, nhóm tác giả cũng sử dụng mô hình hồi quy như sau:

$$\text{LNZ} = \alpha_1 + \alpha_2 \text{EM}_{it} + \alpha_3 \text{SIZE}_{it} + \alpha_4 \text{LEV}_{it} + \alpha_5 \text{GA}_{it} + \alpha_6 \text{ROA}_{it} + \alpha_7 \text{BETA}_{it} + \varepsilon \quad (12)$$

trong đó Z được tính là $\ln(\text{Z-score})$;

EM là biến kế toán đòn tích có thể điều chỉnh;

SIZE được đo bằng $\ln(\text{Doanh thu})$;

LEV được đo bằng $\ln(\text{Tổng nợ}/\text{Tổng tài sản})$;

GA được đo bằng $(\text{Tài sản năm hiện tại} - \text{Tài sản năm trước})/\text{Tài sản năm trước}$;

ROA được đo bằng $\ln(\text{Lợi nhuận ròng}/\text{Tổng tài sản})$;

BETA là hệ số beta của cổ phiếu;

i là DN;

t là năm;

ε là sai số ngẫu nhiên.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1 Mô tả dữ liệu

Bảng 1 thống kê chi tiết dữ liệu các biến được sử dụng trong mô hình. Chỉ số Z có giá trị trung bình là 1,29; giá trị lớn nhất và nhỏ nhất lần lượt là 2,56 và -0,47. Độ lệch chuẩn của biến này là 0,82. Giá trị trung bình chỉ số Z của các DN trong mẫu lớn hơn logarit tự nhiên của 2,99 đồng nghĩa với việc tình hình tài chính của các DN này tương đối lành mạnh và ít xảy ra khả năng phá sản. Tuy nhiên, có một sự khác biệt lớn giữa giá trị chỉ số Z nhỏ nhất và lớn nhất nên vẫn có một số ít DN trong mẫu đang ở trong tình trạng đáng báo động. So sánh kết quả này với kết quả thống kê ở thị trường Indonesia của Irawati & cộng sự (2018) và thị trường Jordan của Mohammad (2018), ta thấy trung bình chỉ số Z ở các DN Việt Nam nhỉnh hơn, nhưng độ lệch chuẩn ở hai thị trường này lại khá thấp. Điều này chứng tỏ các DN ở Việt Nam có sự phân hóa rõ nét hơn về khả năng phá sản ở giữa các DN. Mức độ quản trị lợi nhuận trung bình là -0,0019 với giá trị nhỏ nhất là -0,12 và giá trị lớn nhất là 0,10. Trung bình quản trị lợi nhuận nhỏ hơn 0 cho thấy các DN ở Việt Nam có xu hướng quản trị lợi nhuận giảm. Rất có thể nhiều DN đã lựa chọn quản trị giảm lợi nhuận để từ đó giảm chi phí thuế. Mặc dù vậy, con số này khá nhỏ nên có thể nói xu hướng này chỉ nhỉnh hơn xu hướng quản trị tăng một chút.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình

Biến sử dụng	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
Z	360	1,29	0,82	-0,47	2,56
LEV	360	-1,08	0,62	-2,34	-0,24
EM	360	-0,00	0,05	-0,12	0,10
ROA	360	-2,89	1,36	-6,65	-1,26
BETA	360	0,38	0,38	-2,14	3,33
GA	360	0,07	0,15	-0,21	0,43
SIZE	360	27,20	1,63	22,69	31,59

Chú thích: Z là chỉ số Z tính theo mô hình của Altman, EM là biến kế toán đòn tích có thể điều chỉnh, SIZE là quy mô DN, LEV là đòn bẩy tài chính, GA là tốc độ tăng trưởng tài sản, ROA là lợi nhuận ròng trên tổng tài sản, BETA là hệ số beta của cổ phiếu.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 2 tóm tắt kết quả tương quan giữa các biến nghiên cứu. Có thể thấy, giữa quản trị lợi nhuận và chỉ số Z có một mối tương quan âm với giá trị -0,0138 và quan hệ này không có ý nghĩa thống kê. Rất có thể đối với mẫu dữ liệu các DN tại Việt Nam này, mức độ quản trị lợi nhuận không gây ảnh hưởng trực tiếp đến nguy cơ phá sản. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Irawati & cộng sự (2018). Hệ số tương quan giữa các biến nhỏ hơn 0,85; vì vậy, các biến không bị đa cộng tuyến với nhau và có thể đưa vào mô hình nghiên cứu.

Bảng 2. Hệ số tương quan giữa các biến sử dụng trong mô hình

	Z	LEV	EM	ROA	Beta	GA	SIZE
Z	1						
LEV	-0,6746***	1					
EM	-0,0138	0,0216	1				
ROA	0,7342***	-0,4354***	0,0707	1			
BETA	-0,0750	0,0385	0,0163	-0,0140	1		
GA	0,0279	0,1213**	0,0742	0,2671***	-0,0003	1	
SIZE	-0,0452	0,4065***	0,0122	0,0204	0,1546***	0,1711***	1

*Chú thích: *, **, *** lần lượt là các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Z là chỉ số Z tính theo mô hình của Altman, EM là biến kế toán đòn tích có thể điều chỉnh, SIZE là quy mô DN, LEV là đòn bẩy tài chính, GA là tốc độ tăng trưởng tài sản, ROA là lợi nhuận ròng trên tổng tài sản, BETA là hệ số beta của cổ phiếu.*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

4.2 Kết quả mô hình hồi quy Pooled OLS

Bảng 3 tóm tắt kết quả hồi quy của mô hình Pooled OLS. Kết quả mô hình cho thấy quản trị lợi nhuận có mối quan hệ ngược chiều với chỉ số Z với hệ số hồi quy là -0,5599. Tuy nhiên, mối quan hệ của hai biến này không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này vẫn phù hợp với một số nghiên cứu đi trước như Agrawal & Chatterjee (2015) và Mohammad (2018), khi cả hai tác giả này đều không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa chỉ số Z và biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh. Kết quả nghiên cứu cho thấy, các biến kiểm soát khác đều có ý nghĩa thống kê. Chỉ số Z và đòn bẩy tài chính có mối quan hệ ngược chiều với mức ý nghĩa thống kê 1%.

Chỉ số ROA có tác động cùng chiều đến chỉ số Z của các DN, với hệ số tương quan là 0,3237 ở mức ý nghĩa 1%. Trên thực tế, cùng một đồng tài sản như nhau, DN nào thu lại lợi nhuận cao hơn sẽ có cơ hội phát triển hơn trong tương lai. Chúng ta sẽ rất khó để tìm ra một DN có chỉ số ROA cao và ổn định qua các năm mà lại vướng vào tình trạng khó khăn tài chính ngay lập tức.

Bảng 3. Kết quả hồi quy Pooled OLS

Tên biến	Pooled OLS
EM	-0,5599 (0,4374)
LEV	-0,6565*** (0,0474)
ROA	0,3237*** (0,0204)
BETA	-0,0854** (0,0160)
GA	-0,4421** (0,1618)
SIZE	0,0862*** (0,0160)
C	-0,7690* (0,4779)
R ²	0,7260
Số quan sát	360

*Chú thích: *, **, *** lần lượt là các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Độ lệch chuẩn trong dấu ngoặc đơn, Z là chỉ số Z tính theo mô hình của Altman, EM là biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh, SIZE là quy mô DN, LEV là đòn bẩy tài chính, GA là tốc độ tăng trưởng tài sản, ROA là lợi nhuận ròng trên tổng tài sản, BETA là hệ số beta của cổ phiếu.*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Hệ số Beta có tương quan âm với chỉ số Z, hay nói cách khác, tỷ lệ thuận với khả năng phá sản. Một cổ phiếu có beta càng cao thì càng biến động theo xu hướng thị trường, dẫn đến mức rủi ro hệ thống cao. Kết quả nghiên cứu này hàm ý rằng beta cao về lâu dài có thể khiến nguy cơ phá sản của DN tăng.

Tỷ lệ tăng trưởng tài sản và nguy cơ phá sản của DN có mối quan hệ cùng chiều, bởi biến này có tương quan âm với chỉ số Z ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả này tương tự như kết quả mà nghiên cứu của Keenan & cộng sự (2004) đưa ra. Tăng trưởng tài sản ngược chiều với khả năng phá sản cho thấy sự gia tăng này đang chỉ là tăng “lượng”, chứ chưa phải tăng “chất”. Nếu xảy ra tình trạng như vậy, tài sản còn là gánh nặng khiến DN chịu thêm nhiều khó khăn về mặt tài chính.

Quy mô DN có quan hệ cùng chiều với chỉ số Z và có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 1%. Kết quả nghiên cứu khẳng định rằng các DN lớn, DN dẫn đầu thị trường sẽ ít gặp nguy cơ phá sản hơn các DN nhỏ.

Kết quả hồi quy mô hình dạng gộp Pooled OLS = 0,7260, nghĩa là sự thay đổi của các biến độc lập giải thích được 72,6% sự thay đổi của biến phụ thuộc. Mô hình có giá trị p-value = 0.0000, cho nên là phù hợp.

4.3 Kiểm định mô hình thực nghiệm và thảo luận kết quả nghiên cứu

Về đa cộng tuyến, nhóm tác giả sử dụng nhân tố phóng đại phương sai VIF để kiểm định. Kết quả cho thấy không có hệ số tương quan nào vượt quá 0,8. Bên cạnh đó, theo kết quả kiểm định VIF, ta thấy giá trị từng VIF và VIF trung bình đều nhỏ hơn 5. Do đó, nhóm tác giả kết luận mô hình không mắc lỗi đa cộng tuyến.

Về phương sai sai số thay đổi, kiểm định Breusch-Pagan/CookWeisberg được dùng để nhận biết xem mô hình bình phương nhỏ nhất Pooled OLS có mắc khuyết tật phương sai sai số thay đổi hay không. Kết quả cho thấy mô hình bị mắc khuyết tật phương sai sai số thay đổi. Để khắc phục khuyết tật này của mô hình, nhóm tác giả dùng ước lượng Huber-White sandwich để khắc phục lỗi phương sai sai số thay đổi và tóm tắt kết quả ở cột Robust pooled OLS ở Bảng 4.

Đối với lỗi tự tương quan, bài nghiên cứu sử dụng kiểm định Wooldridge (2002). Kết quả cho thấy mô hình mắc khuyết tật tự tương quan. Hồi quy Newey-West được sử dụng để khắc phục khuyết tật tự tương quan của mô hình.

Đối với khuyết tật bỏ sót biến hay không, bài nghiên cứu sử dụng kiểm định Ramsey áp dụng cho mô hình Pooled OLS. Kết quả kiểm định cho thấy mô hình không mắc khuyết tật bỏ sót biến.

4.4 Thảo luận kết quả nghiên cứu

Bảng 4 thể hiện kết quả hồi quy lần lượt của ba mô hình Pooled OLS, Robust Pooled OLS và Newey-West. Có thể thấy sau khi sửa lỗi tự tương quan sử dụng mô hình Newey-West, mối quan hệ ngược chiều giữa quản trị lợi nhuận và chỉ

số Z đã có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Như vậy, quản trị lợi nhuận có tác động ngược chiều tới chỉ số Z, hay nói cách khác, có tác động cùng chiều tới nguy cơ phá sản của các DN niêm yết tại Việt Nam mà nhóm tác giả đưa ra đã được thỏa mãn. Trước đây, trong nghiên cứu của mình, Charitou & cộng sự (2007) và Ting & cộng sự (2009) cũng nhận được kết quả tương tự khi xem xét mối quan hệ này. Có thể nói, DN càng thực hiện quản trị lợi nhuận mà không chú ý đến phòng vệ rủi ro, thì khả năng phá sản của DN càng lớn. Quản trị lợi nhuận ở một mức độ vừa phải sẽ tác động tích cực tới hiệu quả hoạt động của DN, nhưng cần phải sử dụng quản trị lợi nhuận một cách vừa phải và sao cho thật phù hợp với tình hình hiện tại của DN.

Bảng 4. Tổng hợp kết quả nghiên cứu sau khi khắc phục khuyết tật mô hình

Tên biến	Pooled OLS	Robust Pooled OLS	Newey-West
EM	-0,5599 (0,4374)	-0,5599 (0,4451)	-0,5599* (0,3588)
LEV	-0,6565*** (0,0474)	-0,6565*** (0,0494)	-0,6565*** (0,0591)
ROA	0,3237*** (0,0204)	0,3237*** (0,0256)	0,3237*** (0,0288)
BETA	-0,0854*** (0,0160)	-0,0854** (0,0375)	-0,0854** (0,0388)
GA	-0,4421*** (0,1618)	-0,4421** (0,1840)	-0,4421** (0,1953)
SIZE	0,0862*** (0,0160)	0,0862*** (0,0151)	0,0862*** (0,0185)
C	-0,7690* (0,4779)	-0,7690* (0,4446)	-0,7690* (0,5394)
R-squared	0,7260	0,7260	0,7321
Số quan sát	360	360	360

*Chú thích: *, **, *** lần lượt là các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Độ lệch chuẩn trong dấu ngoặc đơn, Z là chỉ số Z tính theo mô hình của Altman, EM là biến kế toán đòn tích có thể điều chỉnh, SIZE là quy mô DN, LEV là đòn bẩy tài chính, GA là tốc độ tăng trưởng tài sản, ROA là lợi nhuận ròng trên tổng tài sản, BETA là hệ số beta của cổ phiếu.*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Sau khi khắc phục khuyết tật phương sai sai số thay đổi và tự tương quan bằng mô hình Robust Pooled OLS và Newey-West, hệ số hồi quy của nhóm các biến kiểm soát không thay đổi mà chỉ có độ lệch chuẩn là khác đi. Trong số các biến kiểm soát, chỉ số ROA và quy mô DN là có hệ số dương với khả năng phá sản của

DN, còn các biến còn lại như đòn bẩy tài chính, tỷ lệ tăng trưởng tài sản, hệ số beta và quản trị lợi nhuận có hệ số tương quan âm với khả năng phá sản của DN với ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%. Như vậy có thể thấy, ROA càng cao thì khả năng DN phá sản càng thấp. Điều này hoàn toàn thỏa mãn cơ sở lý thuyết và kết quả các nghiên cứu đi trước như nghiên cứu của Yasuda & cộng sự (2004), Ting & cộng sự (2009). Tuy nhiên, khi xem xét nguy cơ phá sản của một DN, ta cần có đầy đủ thông tin về chỉ số ROA của nhiều năm trước đó. Tỷ số ROA cao là tốt, nhưng nếu chỉ dựa vào số liệu trong 1, 2 năm thì chưa thể kết luận về sức khỏe tài chính của công ty, bởi trong một vài trường hợp, ROA cao chỉ vì công ty quản trị tăng lợi nhuận hay giảm bớt lượng tài sản của mình.

Quy mô DN cũng biến động thuận chiều với chỉ số Z. Điều này cho thấy DN lớn luôn có chỗ đứng trên thị trường hơn, luôn chủ động lên kế hoạch và theo dõi định kỳ để hạn chế rủi ro... nên khả năng phá sản bất ngờ của họ rất thấp. Các DN càng nhỏ càng vướng phải mối lo phải cạnh tranh khốc liệt với các công ty khác trên thị trường để không bị đào thải, nên rủi ro dừng hoạt động của họ lớn hơn.

Kết quả tương quan âm giữa đòn bẩy tài chính và khả năng phá sản của DN cũng đồng nhất với nghiên cứu khác như Traczynski (2017), Cathcart & cộng sự (2018). Có thể thấy, một DN phụ thuộc quá nhiều vào tài trợ từ nguồn vốn vay sẽ chịu nhiều rủi ro khi lãi suất tăng, khi người cho vay đòi lại khoản vay trước hạn, hay khi hoạt động kinh doanh tài trợ bởi khoản vay không hiệu quả. Tuy nhiên, đòn bẩy tài chính cũng không phải quá rủi ro bởi nếu sử dụng ở một mức độ vừa phải thì nó sẽ giúp DN kiếm được nhiều lời hơn mà chỉ phải trả một lượng thuế vừa phải.

Mối quan hệ giữa tỷ lệ tăng trưởng tài sản và chỉ số Z là mối quan hệ ngược chiều với mức ý nghĩa thống kê là 5%. Thông thường các nhà phân tích cho rằng tài sản năm sau vượt trội so với năm trước là một dấu hiệu tích cực, tuy nhiên, một số nghiên cứu cho biết tỷ lệ tăng trưởng quá cao cũng là một dấu hiệu đáng ngờ. Khác với chỉ tiêu doanh thu, tăng trưởng tài sản cần phải được phân tích kỹ càng xem phần tăng đó ở đâu ra, hiệu quả sử dụng tài sản ra sao. Nếu DN cứ gia tăng tài sản nhưng khoản đầu tư này thua lỗ thì DN lại có nguy cơ vướng vào rủi ro tài chính.

Chỉ số Beta cũng có mối quan hệ ngược chiều với chỉ số Z, hay chính là cùng chiều với khả năng phá sản. Beta càng cao hơn 1 nghĩa là cổ phiếu càng biến động mạnh với tình hình thị trường và rủi ro hệ thống cao. Đối với một thị trường vận động bất ổn và chưa có quy luật cụ thể nào như thị trường chứng khoán Việt Nam, một cổ phiếu có Beta cao sẽ tiềm ẩn nhiều rủi ro khi nắm giữ.

5. Kết luận

Bài nghiên cứu được thực hiện nhằm kiểm định sự ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận đến nguy cơ phá sản của các DN tại Việt Nam. Mẫu nghiên cứu bao gồm 60 DN niêm yết liên tục trên cả HNX và HOSE trong giai đoạn 2013-2018, tổng cộng có 360 quan sát. Kết quả nghiên cứu cho thấy biến kế toán dồn tích có thể điều chỉnh, đại diện cho quản trị lợi nhuận có mối tương quan ngược chiều với nguy cơ phá sản của DN. Như vậy, có thể thấy, đối với DN, việc quản trị lợi nhuận chỉ có tác động tích cực trong một số kỳ kế toán nhất định, bởi những thông số được điều chỉnh sớm muộn cũng sẽ được phản ánh ở một kỳ kế toán khác. Nếu DN quá tập trung vào quản trị lợi nhuận mà không điều chỉnh được các khoản dồn tích cho hợp lý, trong tương lai DN sẽ phải đối mặt với nhiều rủi ro. Nếu muốn điều chỉnh tăng lợi nhuận trong một thời gian dài, tương ứng vào đó DN sẽ phải điều chỉnh giảm chi phí hay ghi nhận các khoản doanh thu không chính xác và khi các khoản này bị phản ánh vào một kỳ kế toán sau này, DN bỗng sẽ hụt lợi nhuận và tăng chi phí trầm trọng. Khi đó, các nhà đầu tư sẽ rút vốn, dẫn đến khả năng phá sản của DN càng cao hơn.

Bài viết còn một số hạn chế như kích cỡ mẫu nghiên cứu chỉ tập trung vào một số DN niêm yết và khoảng thời gian nghiên cứu, nên chưa có cách nhìn tổng quan về toàn bộ thị trường ở các thời điểm khác nhau. Bên cạnh đó, nghiên cứu mới đo lường quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích trong khi quản trị lợi nhuận còn có thể được đo lường thông qua quản trị lợi nhuận thực tế. Do đó, hướng nghiên cứu trong tương lai có thể sử dụng phương pháp đo lường quản trị lợi nhuận thông qua quản trị lợi nhuận thực tế.

Tài liệu tham khảo

- Agrawal, K. & Chatterjee, C. (2015), "Earnings management and financial distress: evidence from India", *Global Business Review*, Vol. 16 No. 5, pp. 140S - 154S.
- Altman, E.I. (2000), *Predicting financial distress of companies: revisiting the Z-score and Zeta model*, Stern School of Business, New York University, New York, USA.
- Đình, T.T.T. & Nguyễn, V.K. (2016), "Tác động của hành vi điều chỉnh thu nhập đến khả năng hoạt động liên tục trong kế toán: nghiên cứu thực nghiệm cho các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam", *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*, Số 19, tr. 96 - 108.
- Cathcart, L., Dufour, A., Rossi, L. & Varotto, S. (2018), "The differential impact of leverage on the default risk of small and large firms", https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3226246, truy cập ngày 01/03/2020.
- Cohen, D.A. & Zarowin, P. (2010), "Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50 No. 1, pp. 2 - 19.
- Charitou, A., Lambertides, N. & Trigeorgis, L. (2007), "Earnings quality and financial performance", <https://www.efmaefm.org/0EFMAMEETINGS/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2007-Austria/papers/0246.pdf>, truy cập ngày 22/01/2021.

- Dafydd, M. & Jongseo, C. (2016), “Does earnings management influence credit rating changes in subsequent periods? An analysis of KRX firms”, *Korea International Accounting Review*, No. 67, pp. 1 - 22.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. & Sweeney, A.P. (1995), “Detecting earnings management”, *American Accounting Association*, Vol. 70 No. 2, pp. 193 - 225.
- Geiszler, M. (2014), *The effect of accrual quality, real activities earnings management and corporate governance on credit ratings*, Doctoral Thesis, Kent State University Graduate School of Management.
- Healy, P.M. & Wahlen, J.M. (1999), “A review of the earnings management literature and its implications for standard setting”, *Accounting Horizons*, Vol. 13 No. 4, pp. 365 - 383.
- Irawati, N., Sadalia, I. & Marlina, L. (2018), “Company performance predictions by agency cost, earning management using the Z-score (case study in Indonesia)”, in *The 2018 International Conference of Organizational Innovation*, Fukuoka University, Japan, pp. 1004 - 1012.
- Keenan, S.C., Yu, D. & Mogili, D. (2004), “The risk effects of rapid asset growth”, *Commercial Lending Review*, Vol. 19 No. 5, pp. 3 - 8.
- Kothari, S.P., Leone, A.J. & Wasley, C.E. (2005), “Performance matched discretionary accrual measures”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39 No. 1, pp. 163 - 197.
- Merton, R. (1974), “On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 29, pp. 449 - 470.
- Mohammad, H. (2018), “Earnings management to avoid financial distress and improve profitability: evidence from Jordan”, *International Business Research*, Vol. 11 No. 2, pp. 224 - 227.
- Nguyễn, A.H. & Nguyễn R.D. (2019), “Nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng lợi nhuận của các công ty niêm yết trên HOSE”, *Tạp chí Tài chính Kỳ 2*, <https://tapchitaichinh.vn/kinh-te-vi-mo/nhan-to-anh-huong-den-chat-luong-loi-nhuan-cua-cac-cong-ty-niem-yet-tren-hose-315948.html>, truy cập ngày 12/02/2021.
- Nguyễn, A.H. & Phạm, T.T. (2015), “Kiểm định và nhận diện mô hình nghiên cứu hành vi điều chỉnh lợi nhuận của các công ty niêm yết tại Việt Nam”, *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*, Tập 18, Số Q3, tr. 81 - 93.
- Nguyễn, Đ.Q. & Trần, Q.H. (2018), “Hành vi quản trị lợi nhuận và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, *Tạp chí Kinh tế đối ngoại*, Số 99, tr. 57 - 71.
- Nguyễn, T.N.L. & Lê, T.A. (2016), “Quản trị thu nhập và lợi suất chứng khoán tương lai: kiểm chứng thực nghiệm tại thị trường Việt Nam”, *Tạp chí Kinh tế đối ngoại*, Số 85, tr. 123 - 135.
- Ranjbar, S. & Amanollahi, G.F. (2018), “The effect of financial distress on earnings management and unpredicted net earnings in companies listed on Tehran Stock Exchange”, *Management Science Letter*, Vol. 8 No. 9, pp. 933 - 938.
- Ting, W., Yen, S.H. & Huang, S.S. (2009), “Top management compensation, earnings management and default risk: insights from the Chinese stock market”, *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol. 3, pp. 35 - 39.
- Traczynski, J. (2017), “Firm default prediction: a bayesian model-averaging approach”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 52, pp. 121 - 125.
- Võ, V.N. & Hoàng, C.T. (2013), “Hành vi điều chỉnh lợi nhuận và nguy cơ phá sản của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán TP. HCM”, *Tạp chí Phát triển kinh tế*, Số 276, tr. 48 - 53.

- Wei, T., Sin-Hui, Y. & Sheng-Shih, H. (2009), “Top management compensation, earnings management and default risk: insights from the Chinese stock market”, *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol. 3 No. 1, pp. 31 - 46.
- Wooldridge, J. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press.
- Wu, R.S., Lin, H.W. & Lo, H.C. (2018), “Does real earnings management matter in default prediction?”, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3110862, truy cập ngày 05/03/2020.
- Yasuda, Y., Okuda, S. & Konishi, M. (2004), “The relationship between bank risk and earnings management: evidence from Japan”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 22, pp. 233 - 248.
- Zang, A.Y. (2012), “Evidence on trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management”, *The Accounting Review*, Vol. 87, pp. 675 - 703.