



TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH VỐN LƯU ĐỘNG ĐẾN KHẢ NĂNG SINH LỢI TRÊN TỔNG TÀI SẢN CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NGÀNH BẤT ĐỘNG SẢN VIỆT NAM

Bùi Ngọc Toàn

Khoa Tài chính - Ngân hàng, trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh

Thông tin chung:

Ngày nhận: 27/02/2016

Ngày chấp nhận: 26/07/2016

Title:

Effects of working capital management on return on assets of Vietnam real estate enterprises

Từ khóa:

Vốn lưu động, khả năng sinh lợi, bất động sản, Việt Nam

Keywords:

Profitability, real estate listed companies, Vietnam, working capital

ABSTRACT

The article is aimed to examine the effect of working capital management on return on assets (ROA) of Vietnam real estate enterprises. The panel data used were of 35 real estate companies listed on Vietnam's stock market during 2010-2014. The results revealed that the components of enterprise's working capital including the time (days) of accounts receivables (AR), the interval (days) of inventories (INV) and cash conversion cycle (CCC) are negatively correlated with ROA. In addition, ROA was affected by the firm size (SIZE), firm leverage (LEV) and the economic growth (GDP).

TÓM TẮT

Mục đích chính của bài nghiên cứu là kiểm định sự tác động của chính sách vốn lưu động đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA) của các doanh nghiệp ngành bất động sản Việt Nam. Tác giả đã sử dụng dữ liệu bảng gồm 35 doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2014. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng, các thành phần của vốn lưu động gồm: kỳ thu tiền bình quân (AR), kỳ luân chuyển hàng tồn kho (INV), chu kỳ chuyển đổi tiền mặt (CCC) có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA). Ngoài ra, tác giả cũng tìm thấy tác động của quy mô doanh nghiệp (SIZE), tỷ lệ đòn bẩy (LEV) và tỷ lệ tăng trưởng kinh tế (GDP) đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA).

Trích dẫn: Bùi Ngọc Toàn, 2016. Tác động của chính sách vốn lưu động đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản của các doanh nghiệp ngành bất động sản Việt Nam. Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ. 44d: 18-27.

1 ĐẶT VẤN ĐỀ

Việt Nam là một trong những quốc gia có tốc độ phục hồi của nền kinh tế khá ấn tượng. Với sự phục hồi của nền kinh tế, bất động sản là một trong những ngành được hưởng lợi khá lớn. Điều này đã mở ra rất nhiều cơ hội cho các doanh nghiệp bất động sản Việt Nam có thể mở rộng thị trường. Mặt khác, sự phục hồi của thị trường cũng mang lại những thách thức không nhỏ đối với khả năng quản lý của những doanh nghiệp này, buộc các doanh

nh nghiệp phải điều chỉnh lại hoạt động kinh doanh và năng lực cạnh tranh cho phù hợp với xu hướng mới. Trong quá trình đối phó với những thách thức, quản trị tài chính doanh nghiệp nói chung và đặc biệt là quản trị vốn lưu động là một vấn đề lớn mà các doanh nghiệp rất cần phải chú trọng. Quản trị vốn lưu động là một thành phần rất quan trọng của tài chính doanh nghiệp vì nó trực tiếp ảnh hưởng đến tính thanh khoản và lợi nhuận của các doanh nghiệp (DeLoof, 2003). Các quyết định quản trị vốn lưu động gắn liền với hoạt động sản xuất kinh

doanh, được đưa ra hàng ngày nhằm đảm bảo cho doanh nghiệp có đủ nguồn lực hoạt động một cách liên tục. Tuy nhiên, có rất ít nghiên cứu thực nghiệm về vấn đề này, đặc biệt là xem xét trong một ngành nghề cụ thể. Do đó, tác giả lựa chọn ngành bất động sản để phân tích. Việc lựa chọn phân tích một ngành sẽ giúp tác giả đưa ra được kết quả nghiên cứu với những nét đặc thù của ngành, từ đó mang lại giá trị thiết thực hơn so với việc phân tích một cách chung chung với dữ liệu của tất cả các ngành nghề. Với nghiên cứu này, tác giả sẽ tiến hành kiểm định sự tác động của quản trị vốn lưu động đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản của 35 doanh nghiệp ngành bất động sản Việt Nam. Đây là cơ sở để góp phần giúp các cơ quan quản lý, các doanh nghiệp đưa ra những chính sách quản trị vốn lưu động phù hợp nhằm nâng cao khả năng sinh lợi.

2 LƯỢC KHẢO TÀI LIỆU

Vốn lưu động được định nghĩa là chênh lệch giữa tài sản ngắn hạn và nợ ngắn hạn phải trả. Theo nghĩa rộng, vốn lưu động là giá trị của toàn bộ tài sản ngắn hạn, những tài sản gắn liền với chu kỳ kinh doanh của doanh nghiệp. Trong mỗi chu kỳ kinh doanh, chúng chuyển hóa qua tất cả các dạng – tồn tại từ tiền mặt đến hàng tồn kho, khoản phải thu và trở về hình thái cơ bản ban đầu là tiền mặt. Việc nghiên cứu sự tác động của quản trị vốn lưu động đến khả năng sinh lợi đã được khá nhiều tác giả tiến hành nghiên cứu tại các nền kinh tế và khu vực khác nhau, dưới đây là phần tóm lược nội dung của một số nghiên cứu:

Sharma & Kumar (2011) nghiên cứu sự tác động của quản trị vốn lưu động (kỳ thu tiền bình quân (AR), kỳ luân chuyển hàng tồn kho (INV), kỳ thanh toán bình quân (AP), chu kỳ chuyển đổi tiền mặt (CCC)) đến khả năng sinh lợi (ROA) tại 263 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Bombay (BSE) trong giai đoạn 2000-2008. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng biến độc lập kỳ thu tiền bình quân (AR) tác động cùng chiều, biến kiểm soát quy mô doanh nghiệp (SIZE) tác động ngược chiều lên khả năng sinh lợi (ROA) và có ý nghĩa thống kê.

Trong khi đó, Mumtaz *et al.* (2011) cho rằng có tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa quản trị vốn lưu động và khả năng sinh lợi (ROA) khi nghiên cứu dữ liệu của 22 doanh nghiệp ngành hóa học cho giai đoạn từ năm 2005-2010. Các biến độc lập được sử dụng trong nghiên cứu gồm các thành phần của quản trị vốn lưu động (kỳ thu tiền bình quân, kỳ luân chuyển hàng tồn kho, kỳ thanh toán

bình quân, chu kỳ chuyển đổi tiền mặt). Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng kỳ luân chuyển hàng tồn kho và kỳ thu tiền bình quân có tác động ngược chiều với khả năng sinh lợi (ROA). Ngoài ra, nghiên cứu cũng tìm thấy sự tác động cùng chiều của các biến kiểm soát quy mô doanh nghiệp đến khả năng sinh lợi (ROA), đòn bẩy tài chính có mối quan hệ ngược chiều với khả năng sinh lợi (ROA).

Afeef (2011) nghiên cứu sự tác động của quản trị vốn lưu động đến khả năng sinh lợi (ROA) của 40 doanh nghiệp vừa và nhỏ tại thị trường chứng khoán Pakistan giai đoạn 2003-2008. Các biến độc lập đại diện của quản trị vốn lưu động gồm kỳ thu tiền bình quân, kỳ luân chuyển hàng tồn kho, kỳ thanh toán bình quân, chu kỳ chuyển đổi tiền mặt. Kết quả nghiên cứu cho thấy, kỳ luân chuyển hàng tồn kho và kỳ thu tiền bình quân có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lợi (ROA). Điều này hàm ý rằng, việc rút ngắn kỳ luân chuyển hàng tồn kho và kỳ thu tiền bình quân sẽ giúp gia tăng khả năng sinh lợi.

Gul *et al.* (2013) cũng tiến hành nghiên cứu sự tác động của quản trị vốn lưu động đến khả năng sinh lợi (ROA) của các doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Pakistan trong giai đoạn 2006-2012. Kết quả cho thấy kỳ thanh toán bình quân có tác động cùng chiều đến khả năng sinh lợi (ROA). Trong khi kỳ thu tiền bình quân, kỳ luân chuyển hàng tồn kho và chu kỳ chuyển đổi tiền mặt có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lợi (ROA). Mặt khác, nghiên cứu cũng tìm thấy sự tác động cùng chiều của biến kiểm soát quy mô doanh nghiệp đến khả năng sinh lợi (ROA). Trong khi đó, biến kiểm soát tỷ lệ nợ có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lợi (ROA).

Tại Việt Nam, Dong và *ctv.* (2010) đã nghiên cứu mối quan hệ giữa chu kỳ chuyển đổi tiền mặt và khả năng sinh lợi trên mẫu 130 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2006-2008. Các tác giả đã tìm ra mối quan hệ khá mạnh giữa chu kỳ chuyển đổi tiền mặt và khả năng sinh lợi.

Ngoài ra, Từ Thị Kim Thoa & Nguyễn Thị Uyên Uyên (2014) đã phân tích dữ liệu bảng gồm 208 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Tp.HCM và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội trong giai đoạn 2006-2012 bằng phương pháp bình phương bé nhất tổng quát khả thi (FGLS) nhằm kiểm định sự tác động của quản trị vốn lưu động đến khả năng sinh lợi của các doanh nghiệp Việt Nam. Kết quả cho thấy kỳ thu tiền bình quân và kỳ luân chuyển hàng tồn kho có tác động đến khả năng sinh lợi.

Bảng 1: Tổng hợp các nghiên cứu trước

Tác giả	Dữ liệu nghiên cứu	Biến phụ thuộc	Các biến tác động có ý nghĩa	
			Tên biến	Chiều tác động
Sharma & Kumar (2011)	Giai đoạn nghiên cứu: 2000-2008 Nơi nghiên cứu: Sàn giao dịch chứng khoán Bombay (BSE)	Khả năng sinh lợi	<i>Biến độc lập</i>	
			Kỳ thu tiền bình quân	(+)
			<i>Biến kiểm soát</i>	
			Quy mô doanh nghiệp	(-)
Mumtaz et al. (2011)	Giai đoạn nghiên cứu: 2005-2010 Nơi nghiên cứu: Thị trường chứng khoán Karachi (KSE)	Khả năng sinh lợi	<i>Biến độc lập</i>	
			Kỳ luân chuyển hàng tồn kho	(-)
			Kỳ thu tiền bình quân	(-)
			<i>Biến kiểm soát</i>	
Quy mô doanh nghiệp	(+)			
Tỷ lệ nợ	(-)			
Afeef (2011)	Giai đoạn nghiên cứu: 2003-2008 Nơi nghiên cứu: thị trường chứng khoán Pakistan	Khả năng sinh lợi	<i>Biến độc lập</i>	
			Kỳ luân chuyển hàng tồn kho	(-)
			Kỳ thu tiền bình quân	(-)
			<i>Biến độc lập</i>	
Kỳ thanh toán bình quân	(+)			
Gul et al. (2013)	Giai đoạn nghiên cứu: 2006-2012 Nơi nghiên cứu: Pakistan	Khả năng sinh lợi	Kỳ thu tiền bình quân	(-)
			Kỳ luân chuyển hàng tồn kho	(-)
			Chu kỳ chuyển đổi tiền mặt	(-)
			<i>Biến kiểm soát</i>	
Quy mô doanh nghiệp	(+)			
Tỷ lệ nợ	(-)			
Dong và ctv. (2010)	Giai đoạn nghiên cứu: 2006-2008 Nơi nghiên cứu: Việt Nam	Khả năng sinh lợi	<i>Biến độc lập</i>	
			Chu kỳ chuyển đổi tiền mặt	(-)
Từ Thị Kim Thoa & Nguyễn Thị Uyên Uyên (2014)	Giai đoạn nghiên cứu: 2006-2012 Nơi nghiên cứu: Việt Nam	Khả năng sinh lợi	<i>Biến độc lập</i>	
			Kỳ thu tiền bình quân	(-)
			Kỳ luân chuyển hàng tồn kho	(-)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Căn cứ vào các bài nghiên cứu trước có liên quan, tác giả nhận thấy các yếu tố thường được dùng trong các nghiên cứu này bao gồm:

– Biến phụ thuộc khả năng sinh lợi (ROA): chỉ tiêu này được các nghiên cứu trước sử dụng

làm biến phụ thuộc và thể hiện tính hiệu quả của quá trình tổ chức, quản lý hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp. Kết quả chỉ tiêu cho biết bình quân cứ một đồng tài sản được sử dụng trong quá trình sản xuất kinh doanh thì tạo ra được bao nhiêu đồng lợi nhuận.

– Biên độ lập kỳ thu tiền bình quân: kỳ thu tiền bình quân là thời gian trung bình từ khi bán hàng cho đến khi thu được tiền từ khách hàng, hoặc thời gian trung bình doanh nghiệp bị khách hàng chiếm dụng vốn. Doanh nghiệp càng rút ngắn kỳ thu tiền bình quân có nghĩa là càng thắt chặt các chính sách tín dụng, sẽ đảm bảo doanh nghiệp thu được tiền về nhanh chóng, gia tăng các hoạt động đầu tư sinh lợi. Kỳ thu tiền bình quân được các tác giả Afeef (2011), Gul *et al.* (2013), Mumtaz *et al.* (2011) đưa vào nghiên cứu và tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê.

– Biên độ lập kỳ luân chuyển hàng tồn kho: chỉ tiêu này là khoảng thời gian trung bình cần thiết để chuyển nguyên vật liệu thô sang thành phẩm và bán những thành phẩm này. Việc rút ngắn kỳ luân chuyển hàng tồn kho sẽ đẩy nhanh quá trình kinh doanh làm tăng doanh thu và giảm các chi phí liên quan đến việc nắm giữ hàng tồn kho, từ đó làm tăng khả năng sinh lợi của doanh nghiệp. Biến này được các tác giả Afeef (2011), Gul *et al.* (2013), Mumtaz *et al.* (2011) đưa vào nghiên cứu và tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê.

– Biên độ lập kỳ thanh toán bình quân: yếu tố này được tác giả Gul *et al.* (2013) đưa vào nghiên cứu và tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê. Theo Gul *et al.* (2013), đây là khoảng thời gian trung bình từ khi mua hàng hóa cho tới khi trả hết tiền cho người bán, hoặc thời gian trung bình công ty chiếm dụng vốn của người bán. Khi kéo dài thời gian trả cho người bán, doanh nghiệp sẽ tận dụng được nguồn vốn tạm thời để đầu tư nhằm tăng lợi nhuận. Tuy nhiên, nếu kéo dài thời gian thanh toán quá lâu có thể làm mất uy tín của doanh nghiệp, làm giảm khả năng sinh lợi.

– Biên độ lập chu kỳ chuyển đổi tiền mặt: là khoảng thời gian từ khi trả tiền mua nguyên liệu thô đến khi thu tiền bán thành phẩm. Rút ngắn chu kỳ chuyển đổi tiền mặt có nghĩa là thời gian thu tiền càng ngắn, khả năng sinh lời càng cao. Biến này cũng được Gul *et al.* (2013) đưa vào nghiên cứu và tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê.

– Biên kiểm soát quy mô doanh nghiệp: biến này được đo lường bằng logarit của doanh thu, đây là đại diện cho kích cỡ của doanh nghiệp. Biến kiểm soát này cũng được các tác giả Afeef (2011), Gul *et al.* (2013), Mumtaz *et al.* (2011), Sharma & Kumar (2011) đưa vào nghiên cứu và tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê.

– Biên kiểm soát tỷ lệ nợ: theo Gul *et al.* (2013) và Mumtaz *et al.* (2011), tỷ số này cho biết

trong tổng nguồn vốn của doanh nghiệp có bao nhiêu phần trăm là từ đi vay. Qua đó, cho thấy khả năng tự chủ của doanh nghiệp. Tỷ số này thấp chứng tỏ doanh nghiệp đi vay ít, khả năng tự chủ tài chính cao.

Dựa vào kết quả của các nghiên cứu trước, tác giả tiến hành xây dựng mô hình nghiên cứu với một số thay đổi nhằm phù hợp với thực tiễn tại Việt Nam, đồng thời tạo tính mới cho bài nghiên cứu.

3 PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1 Mô hình ước lượng

Qua tham khảo các bài nghiên cứu trước có liên quan, tác giả nhận thấy các yếu tố thuộc quản trị vốn lưu động có ảnh hưởng đến khả năng sinh lợi (ROA) bao gồm:

Các biến độc lập phản ánh quản trị vốn lưu động: kỳ thu tiền bình quân, kỳ luân chuyển hàng tồn kho, kỳ thanh toán bình quân, chu kỳ chuyển đổi tiền mặt.

Các biến kiểm soát: quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ nợ.

Ngoài ra, tác giả tiến hành bổ sung thêm biến kiểm soát tỷ lệ tăng trưởng kinh tế vào nghiên cứu, đây là biến phản ánh tình hình kinh tế vĩ mô và được kỳ vọng sẽ ảnh hưởng đến khả năng sinh lợi của các doanh nghiệp ngành bất động sản tại Việt Nam. Việc thêm biến kiểm soát này vào nghiên cứu nhằm phù hợp với thực tiễn tại Việt Nam, đồng thời tạo tính mới của đề tài. Biến này cũng được Mumtaz (2011) đưa vào nghiên cứu nhưng không tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê.

Mô hình 1:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1AR_{it} + \beta_2SIZE_{it} + \beta_3LEV_{it} + \beta_4GDP_t + \varepsilon_{it}$$

Mô hình 2:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1INV_{it} + \beta_2SIZE_{it} + \beta_3LEV_{it} + \beta_4GDP_t + \varepsilon_{it}$$

Mô hình 3:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1AP_{it} + \beta_2SIZE_{it} + \beta_3LEV_{it} + \beta_4GDP_t + \varepsilon_{it}$$

Mô hình 4:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1CCC_{it} + \beta_2SIZE_{it} + \beta_3LEV_{it} + \beta_4GDP_t + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

Bảng 2: Tổng hợp cách tính các biến và dấu tác động dự kiến trong mô hình

STT	Tên biến	Cách tính	Dấu kỳ vọng	
Biến phụ thuộc				
1	ROA _{it}	Khả năng sinh lợi trên tổng tài sản	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản	
Biến độc lập				
1	AR _{it}	Kỳ thu tiền bình quân	(Bình quân khoản phải thu/Doanh thu thuần)*365	(+) / (-)
2	INV _{it}	Kỳ luân chuyển hàng tồn kho	(Bình quân hàng tồn kho/Giá vốn hàng bán)*365	(-)
3	AP _{it}	Kỳ thanh toán bình quân	(Bình quân phải trả người bán/Giá vốn hàng bán)*365	(+) / (-)
4	CCC _{it}	Chu kỳ chuyển đổi tiền mặt	CCC _{it} = INV _{it} + AR _{it} - AP _{it}	(-)
Biến kiểm soát				
1	SIZE _{it}	Quy mô của doanh nghiệp	Logarit của doanh thu	(+) / (-)
2	LEV _{it}	Tỷ số nợ	Tổng nợ/Tổng nguồn vốn	(-)
3	GDP _t	Tỷ lệ tăng trưởng kinh tế	Lấy dữ liệu từ World Bank	(+)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Việc sử dụng 04 mô hình như trên được tác giả căn cứ vào các nghiên cứu của Afeef (2011), Gul *et al.* (2013), Mumtaz *et al.* (2011), Sharma & Kumar (2011). Điều này sẽ giúp tác giả có thể đánh giá được sự tác động một cách rõ nét về sự tác động của từng biến độc lập lên biến phụ thuộc. Ngoài ra, việc phân chia thành 04 mô hình cũng nhằm tránh được hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng trong mô hình ước lượng, vì CCC_{it} = AR_{it} + INV_{it} - AP_{it} nên nếu gom chung một mô hình ước lượng thì khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng là rất cao.

3.2 Dữ liệu nghiên cứu

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ các báo cáo tài chính đã kiểm toán được công bố trên website của 35 doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2014¹. Sau khi dữ liệu được thu thập, tác giả thực hiện bước tiếp theo là tính toán các biến dựa trên số liệu thu thập được từ báo cáo tài chính.

3.3 Phương pháp phân tích

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng thông qua hồi quy tuyến tính đa biến để lượng hóa sự tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc trong

các mô hình. Trước tiên, nghiên cứu sẽ kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình thông qua hệ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF), nếu hệ số VIF lớn hơn hoặc bằng 10 thì hiện tượng đa cộng tuyến được đánh giá là nghiêm trọng (Gujarati, 2003). Tiếp theo đó, nghiên cứu tiến hành kiểm định hiện tượng tự tương quan và hiện tượng phương sai của sai số thay đổi. Nếu không có hiện tượng tự tương quan và phương sai của sai số thay đổi thì nghiên cứu sẽ sử dụng các phương pháp hồi quy thông thường trên dữ liệu bảng. Tuy nhiên, nếu có hiện tượng tự tương quan và phương sai của sai số thay đổi thì nghiên cứu sẽ chuyển sang phương pháp bình phương bé nhất tổng quát khả thi (Feasible General Least Square – FGLS). Wooldridge (2002) cho rằng, phương pháp này rất hữu dụng khi kiểm soát được hiện tượng tự tương quan và hiện tượng phương sai của sai số thay đổi.

4 KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

4.1 Thống kê mô tả

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ 35 doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2014 với các biến số được mô tả trong Bảng 3 sau đây:

¹ Trong giai đoạn nghiên cứu, tác giả chỉ thu thập được dữ liệu của 35 doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA _{it}	175	0,0313	0,0500	-0,2007	0,2633
AR _{it}	175	441,7083	818,3007	17,96	6987,92
INV _{it}	175	1841,867	2949,457	9,09	21881,3
AP _{it}	175	146,5199	345,8467	0,03	2926,82
CCC _{it}	175	2137,432	3129,936	33,06	22054,8
SIZE _{it}	175	26,2463	1,3544	22,7514	30,9632
LEV _{it}	175	0,5234	0,1721	0,1358	0,9151
GDP _t	175	0,0586	0,0046	0,0525	0,0642

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

Từ kết quả thống kê mô tả cho thấy, các biến trong mô hình ước lượng đều thu đủ dữ liệu với 175 quan sát. Khả năng sinh lợi trên tổng tài sản cao nhất là công ty Cổ phần Phát triển Đô thị Từ Liêm (vào năm 2010), thấp nhất là công ty Cổ phần Khách sạn và Dịch vụ Đại Dương (vào năm 2014). Kỳ thu tiền bình quân cao nhất là công ty cổ phần Đầu tư Xây dựng Thương mại Dầu khí, thấp nhất là công ty cổ phần Thế kỷ 21. Kỳ luân chuyển hàng tồn kho cao nhất là công ty cổ phần Đầu tư Bất động sản Việt Nam, thấp nhất là công ty Cổ phần Khách sạn và Dịch vụ Đại Dương. Kỳ thanh toán bình quân cao nhất là công ty Cổ phần Sông Đà, thấp nhất là công ty cổ phần Đầu tư Bất động sản Việt Nam. Chu kỳ chuyển đổi tiền mặt cao nhất là

công ty cổ phần Đầu tư Bất động sản Việt Nam và thấp nhất là công ty Cổ phần Khách sạn và Dịch vụ Đại Dương. Với biến kiểm soát, quy mô của doanh nghiệp cao nhất nhất là Tập đoàn Vingroup, thấp nhất là công ty Cổ phần Tập đoàn Đầu tư Thăng Long. Tỷ số nợ cao nhất là công ty cổ phần Đầu tư & Thương mại Dầu khí Nghệ An và cao nhất là công ty cổ phần Đầu tư Xây dựng Thương mại Dầu khí. Đối với tỷ lệ tăng trưởng kinh tế, đạt giá trị cao nhất vào năm 2010 và thấp nhất vào năm 2012.

4.2 Phân tích tương quan

Hệ số tương quan giữa các biến được mô tả ở Bảng 4 sau đây:

Bảng 4: Hệ số tương quan giữa các biến

	ROA _{it}	AR _{it}	INV _{it}	AP _{it}	CCC _{it}	SIZE _{it}	LEV _{it}	GDP _t
ROA _{it}	1,0000							
AR _{it}	-0,2316	1,0000						
INV _{it}	-0,3007	0,2996	1,0000					
AP _{it}	-0,2131	0,3109	0,4708	1,0000				
CCC _{it}	-0,3204	0,5093	0,9686	0,4145	1,0000			
SIZE _{it}	0,2733	-0,2948	-0,3465	-0,3463	-0,3653	1,0000		
LEV _{it}	-0,1879	-0,1075	0,0330	0,1725	-0,0161	0,1080	1,0000	
GDP _t	0,3713	-0,0820	-0,1660	-0,1074	-0,1659	0,1057	-0,0041	1,0000

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

Dựa vào Bảng 4, ta thấy: biến độc lập AR_{it}, INV_{it}, AP_{it}, CCC_{it} và biến kiểm soát LEV_{it} tác động ngược chiều lên ROA_{it}. Trong khi đó, biến kiểm soát SIZE_{it} và GDP_t tác động cùng chiều lên ROA_{it}. Ngoài ra, kết quả phân tích tương quan giữa INV_{it} và CCC_{it} khá cao (đạt 0,9686) điều này có thể dễ thấy vì CCC_{it} = AR_{it} + INV_{it} - AP_{it} nên hệ số tương quan giữa hai biến này khá cao, một lần nữa thấy rằng việc phân chia thành 04 mô hình sẽ có thể giúp tránh được hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng trong mô hình ước lượng. Kết quả phân tích tương quan trên phù hợp với hầu hết các nghiên cứu trước trên thế giới và phù hợp với kỳ

vọng của tác giả trong giai đoạn nghiên cứu này tại Việt Nam.

4.3 Kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến bằng hệ số nhân từ phóng đại phương sai cho kết quả VIF < 10. Vì vậy, hiện tượng đa cộng tuyến được đánh giá là không nghiêm trọng. Kiểm định White cho thấy cả bốn mô hình đều không có hiện tượng phương sai của sai số thay đổi với mức ý nghĩa 10%. Tuy nhiên, kiểm định Wooldridge cho thấy cả bốn mô hình đều có hiện tượng tự tương quan với mức ý nghĩa 5%.

Bảng 5: Kết quả kiểm định VIF, phương sai của sai số thay đổi và tự tương quan của mô hình nghiên cứu 1

Kiểm định VIF			Kiểm định phương sai của sai số thay đổi	Kiểm định tự tương quan
Biến	VIF	1/VIF	White's test	Wooldridge test
SIZE _{it}	1,11	0,900378	Chi2 (14) = 4,51	F (1, 34) = 4,282
AR _{it}	1,11	0,904590		
LEV _{it}	1,02	0,981688		
GDP _t	1,01	0,985598		
Giá trị trung bình = 1,06			Prob > chi2 = 0,9916	Prob > F = 0,0462**

Ghi chú: *, ** và *** có ý nghĩa tương ứng ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

Bảng 6: Kết quả kiểm định VIF, phương sai của sai số thay đổi và tự tương quan của mô hình nghiên cứu 2

Kiểm định VIF			Kiểm định phương sai của sai số thay đổi	Kiểm định tự tương quan
Biến	VIF	1/VIF	White's test	Wooldridge test
INV _{it}	1,17	0,858288	Chi2 (14) = 6,02	F (1, 34) = 4,607
SIZE _{it}	1,16	0,863317		
GDP _t	1,03	0,969768		
LEV _{it}	1,02	0,982688		
Giá trị trung bình = 1,09			Prob > chi2 = 0,9659	Prob > F = 0,0391**

Ghi chú: *, ** và *** có ý nghĩa tương ứng ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

Bảng 7: Kết quả kiểm định VIF, phương sai của sai số thay đổi và tự tương quan của mô hình nghiên cứu 3

Kiểm định VIF			Kiểm định phương sai của sai số thay đổi	Kiểm định tự tương quan
Biến	VIF	1/VIF	White's test	Wooldridge test
AP _{it}	1,20	0,830920	Chi2 (14) = 6,17	F (1, 34) = 4,467
SIZE _{it}	1,18	0,846700		
LEV _{it}	1,07	0,938308		
GDP _t	1,02	0,983130		
Giá trị trung bình = 1,12			Prob > chi2 = 0,9620	Prob > F = 0,0420**

Ghi chú: *, ** và *** có ý nghĩa tương ứng ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

Bảng 8: Kết quả kiểm định VIF, phương sai của sai số thay đổi và tự tương quan của mô hình nghiên cứu 4

Kiểm định VIF			Kiểm định phương sai của sai số thay đổi	Kiểm định tự tương quan
Biến	VIF	1/VIF	White's test	Wooldridge test
CCC _{it}	1,18	0,849720	Chi2 (14) = 5,63	F (1, 34) = 4,649
SIZE _{it}	1,17	0,853989		
GDP _t	1,03	0,969985		
LEV _{it}	1,01	0,987569		
Giá trị trung bình = 1,10			Prob > chi2 = 0,9750	Prob > F = 0,0382**

Ghi chú: *, ** và *** có ý nghĩa tương ứng ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

4.4 Kết quả hồi quy

Tiếp theo, nghiên cứu áp dụng các phương pháp hồi quy trên dữ liệu bảng, bao gồm: Pooled Regression (OLS), Fixed effects model (FEM) và Random effects model (REM). Sau đó, nghiên cứu đã áp dụng phương pháp bình phương bé nhất tổng quát khả thi (FGLS) để khắc phục hiện tượng tự

trương quan giữa các sai số nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả, việc sử dụng phương pháp bình phương bé nhất tổng quát khả thi (FGLS) là dựa trên nghiên cứu của Wooldridge (2002) và Từ Thị Kim Thoa & Nguyễn Thị Uyên Uyên (2014). Vậy, kết quả các mô hình nghiên cứu như sau:

Bảng 9: Kết quả các mô hình nghiên cứu

ROA _{it}	Hệ số hồi quy			
	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
Hằng số	-0,3417***	-0,3264***	-0,3804***	-3,0818***
AR _{it}	-9,34*10 ^{-6**}			
INV _{it}		-2,74*10 ^{-6**}		
AP _{it}			-7,07*10 ⁻⁶	
CCC _{it}				-3,06*10 ^{-6***}
SIZE _{it}	0,0084***	0,0079***	0,0096***	0,0074***
LEV _{it}	-0,0689***	-0,0626***	-0,0636***	-0,0640***
GDP _t	3,3017***	3,1768***	3,3259***	3,1739***

Ghi chú: *, ** và *** có ý nghĩa tương ứng ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả

Với biến phụ thuộc là khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}), sau khi dùng phương pháp FGLS để khắc phục hiện tượng tự tương quan giữa các sai số, ta có kết quả nghiên cứu như sau: các biến độc lập kỳ thu tiền bình quân (AR_{it}), kỳ luân chuyển hàng tồn kho (INV_{it}) tác động ngược chiều với khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Biến độc lập CCC_{it} tác động ngược chiều với khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Tuy nhiên, với bộ dữ liệu thu thập được, tác giả chưa tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê của biến độc lập AP_{it} với khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}). Ngoài ra, tác giả còn tìm thấy tác động cùng chiều của biến kiểm soát SIZE_{it} và GDP_t lên khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) với mức ý nghĩa 1%, tác động ngược chiều của biến kiểm soát LEV_{it} lên khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) với mức ý nghĩa 1%.

Kết quả này có thể được giải thích như sau:

– Biến độc lập kỳ thu tiền bình quân (AR_{it}) tác động ngược chiều với khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu của Mumtaz *et al.* (2011), Afeef (2011), Gul *et al.* (2013). Điều này có nghĩa là công ty thu tiền càng sớm càng làm tăng khả năng sinh lợi. Thật vậy, vào năm 2014, công ty cổ phần Thế kỷ 21 có kỳ thu tiền bình quân thấp nhất trong ngành nhưng

khả năng sinh lợi đạt 6,8%. Kết quả này cũng nhất quán với lý thuyết và các nghiên cứu trước rằng một chính sách tín dụng thắt chặt sẽ làm tăng khả năng sinh lợi của doanh nghiệp miễn là chính sách đó không làm tổn thất doanh thu.

– Biến kỳ luân chuyển hàng tồn kho (INV_{it}) tác động ngược chiều với khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Kết quả này cũng được tìm thấy trong các nghiên cứu của Mumtaz *et al.* (2011), Afeef (2011), Gul *et al.* (2013). Điều này cho thấy thời gian lưu kho của hàng tồn kho càng lâu thì tỷ suất lợi nhuận càng giảm, ví dụ như công ty cổ phần Đầu tư Bất động sản Việt Nam có kỳ luân chuyển hàng tồn kho cao nhất những khả năng sinh lợi chỉ đạt -4,8%. Hiện nay, nhiều doanh nghiệp bất động sản đầu tư vào các dự án nhà ở xã hội, thế nhưng thị trường này vẫn chưa có dấu hiệu phục hồi vì vậy lượng căn hộ bán ra không được như kỳ vọng. Khi đó, lượng căn hộ tồn kho quá nhiều, thời gian tồn kho càng lâu sẽ dẫn đến chi phí tăng cao,... Điều này sẽ gây khó khăn trong việc cạnh tranh với các đối thủ trên thị trường. Tuy nhiên, nhà quản trị doanh nghiệp cũng nên cân đối lượng tồn kho ở mức vừa đủ. Có nghĩa là không “quá nhiều” mà cũng đừng “quá ít”. Bởi vì lượng tồn kho không đủ sẽ làm giảm doanh số bán hàng, ngoài ra có thể dẫn đến tình trạng khách hàng sẽ chuyển sang mua hàng của đối thủ cạnh tranh khi nhu cầu của họ không được đáp ứng. Do đó, để gia tăng tỷ suất sinh lợi từ hàng tồn kho, các công ty cần xây dựng

chính sách bán hàng hiệu quả để rút ngắn kỳ lưu kho chứ không phải là giảm số lượng hàng tồn kho.

– Biến độc lập chu kỳ chuyển đổi tiền mặt (CCC_{it}) tác động ngược chiều với khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Gul *et al.* (2013), điều này cho thấy cần rút ngắn chu kỳ chuyển đổi tiền mặt đến mức tối đa nhưng không làm ảnh hưởng đến hoạt động sản xuất, kinh doanh vì chu kỳ tiền mặt giảm xuống thì lợi nhuận công ty sẽ tăng lên. Khi đó, công ty có nguồn ngân quỹ để đảm bảo cho chu kỳ sản xuất kinh doanh tiếp theo, giảm nguồn tài trợ từ bên ngoài, giảm chi phí và rủi ro cho công ty, vì thế có thể làm tăng tỷ suất sinh lợi của công ty.

– Ngoài ra, các biến kiểm soát quy mô của doanh nghiệp ($SIZE_{it}$) và tỷ lệ tăng trưởng kinh tế (GDP_t) tác động cùng chiều lên khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) với mức ý nghĩa 1%. Điều này cho thấy, các doanh nghiệp có quy mô lớn và sự hỗ trợ của yếu tố kinh tế vĩ mô cũng góp phần đáng kể trong việc tăng tỷ suất sinh lợi của các doanh nghiệp bất động sản. Không chỉ vậy, nghiên cứu cũng tìm thấy tác động ngược chiều của tỷ lệ nợ (LEV_{it}) lên khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA_{it}) với mức ý nghĩa 1%. Kết quả này cho thấy các doanh nghiệp vay nợ nhiều thường gặp nhiều khó khăn khiến cho giảm tỷ suất sinh lợi.

5 KẾT LUẬN

Bài nghiên cứu kiểm định sự tác động của quản trị vốn lưu động đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA) của 35 doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2014. Tác giả đã áp dụng các phương pháp hồi quy trên dữ liệu bảng, bao gồm: Pooled Regression (POLS), Fixed effects model (FEM), Random effects model (REM), tiếp đó là phương pháp bình phương bé nhất tổng quát khả thi (FGLS) nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả. Kết quả nghiên cứu cho thấy khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA) bị tác động ngược chiều bởi kỳ thu tiền bình quân (AR), kỳ luân chuyển hàng tồn kho (INV), chu kỳ chuyển đổi tiền mặt (CCC). Ngoài ra, tác giả cũng tìm thấy tác động của quy mô doanh nghiệp (SIZE), tỷ lệ đòn bẩy (LEV), tỷ lệ tăng trưởng kinh tế (GDP) đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA).

Kết quả này hàm ý rằng, các nhà quản lý doanh nghiệp bất động sản có thể gia tăng khả năng sinh lợi của doanh nghiệp mình, tạo ra giá trị gia tăng cho nhà đầu tư thông qua một chính sách vốn lưu động hợp lý. Kết quả nghiên cứu là cơ sở để góp

phần giúp các doanh nghiệp ngành bất động sản nhận định một cách rõ hơn về sự tác động của chính sách vốn lưu động đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA). Kết quả này là bằng chứng thực nghiệm của ngành bất động sản ở Việt Nam, do đó mang lại giá trị thiết thực đối với các doanh nghiệp trong ngành hơn là việc phân tích một cách chung chung với dữ liệu của tất cả các ngành nghề, đây cũng chính là điểm mới của bài viết so với các nghiên cứu trước đây. Tuy nhiên, bài nghiên cứu còn gặp hạn chế là chưa xét đến một số chỉ tiêu cũng phản ánh về khả năng sinh lợi của doanh nghiệp như ROE, ROS, ROI,... và một số yếu tố (biên kiểm soát) có thể ảnh hưởng đến khả năng sinh lợi của doanh nghiệp như tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ thất nghiệp, yếu tố khác ngoài ngành (như: đặc điểm của thị trường tài chính, nhu cầu của nhà đầu tư về bất động sản,...), đây cũng là hướng nghiên cứu cho các bài nghiên cứu tiếp theo.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Afeef, M., 2011. Analyzing the Impact of Working Capital Management on the Profitability of SME's in Pakistan. *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 2 No. 22.
- Deloof, M., 2003. Does Working Capital Management Affects Profitability of Belgian Firms?. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(3 & 4), 573-587.
- Dong, Huynh Phuong & Jhy-tay Su. 2010. The Relationship between Working Capital Management and Profitability: A Vietnam Case. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 49, pp.59-67.
- Gul, S., Khan, M., Rehman, S., Khan, M., Madiha khan, Khan, W., 2013. Working Capital Management and Performance of SME Sector. *European Journal of Business and Management*, ISSN 2222-1905 (Paper) ISSN 2222-2839 (Online), Vol.5, No.1.
- Gujarati, D., 2003. *Basic Econometrics* (4th edn). New York: McGraw-Hill.
- Sharma, A. & Kumar, S., 2011. Effect of Working Capital Management on Firm Profitability: Empirical Evidence from India. *Global Business Review*, 12(1) 159–173.
- Mumtaz, A., Rehan, M., Rizwan, M., Murtaza, F., Jahanger, A., Almas, H., 2011. Impact of Working Capital Management on firms' performance: Evidence from Chemical sector listed firms in KSE-100 index. *IOSR*

Journal of Business and Management
(IOSR-JBM), e-ISSN: 2278-487X, p-
ISSN:2319-7668, 93-100.

Từ Thị Kim Thoa & Nguyễn Thị Uyên Uyên,
2014. Mối quan hệ giữa quản trị vốn luân
chuyển và khả năng sinh lợi: Bằng chứng

thực nghiệm ở Việt Nam. Tạp chí Phát
triển & Hội nhập, Số 14 (24) - Tháng 01-
02/2014.

Wooldridge, J., 2002. Introductory
Econometrics: A Mordern Approach, 2nd
Ed. South-Western College.