

Ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính đến thu nhập của người lao động ở một số quốc gia Đông Nam Á

Bài nghiên cứu này kiểm định ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính lên thu nhập của người lao động ở các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán của một số nước Đông Nam Á từ năm 2009- 2015. Tác giả sử dụng các phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS, mô hình ảnh hưởng cố định (FE), mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (RE) và phương pháp GMM để kiểm định mối quan hệ này. Kết quả nghiên cứu cho thấy, tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa đòn bẩy tài chính và thu nhập người lao động. Kết quả này ủng hộ cho lý thuyết chi phí đại diện cũng như là quan điểm kiệt quệ tài chính.

TS. LÊ THỊ PHƯƠNG VY - PGS. TS. PHAN THỊ BÍCH NGUYỆT





Từ khóa: *Đòn bẫy tài chính, thu nhập người lao động, Đông Nam Á*

1. Lý do nghiên cứu

Mặc dù từ lâu các nhà nghiên cứu đã nhận thức được sự tương tác giữa thị trường lao động và thị trường vốn, tuy nhiên hiện nay vẫn chưa có một quan điểm thống nhất về mối quan hệ nhân quả giữa hai thị trường này cũng như các nghiên cứu xem xét liệu chính sách nợ có ảnh hưởng như thế nào đến thu nhập của lực lượng lao động vẫn còn khá khiêm tốn (Hovakimian và Li, 2011). Hơn nữa, các nghiên cứu và lý thuyết trước đây thường chỉ tập trung vào nhà quản lý, cũng như mối quan hệ giữa nhà quản lý và quyết định tài trợ. Trong khi, không chỉ có giám đốc điều hành hay những nhà quản lý hàng đầu mà thu nhập của hầu hết nhân viên sẽ phải gánh chịu thiệt hại khi doanh nghiệp gặp khó khăn về tài chính hoặc phá sản. Do đó, thu nhập của lực lượng lao động trong một công ty dự kiến sẽ bị ảnh hưởng bởi quyết định cấu trúc vốn của công ty đó. Ngoài ra, kết quả của các nghiên cứu trước đây vẫn không thể đưa ra một kết luận rõ ràng về mối quan hệ này. Trong khi các nghiên cứu của Titman (1984), Berk và cộng sự (2010), Maksimovic và Titman (1991), và Chemmanur và cộng sự (2010) cho rằng có một tác động cùng chiều giữa đòn bẫy tài chính và tiền lương nhân viên, Hovakimian và Li (2011), Ofek (1993), và Calomiris và cộng sự (1994) lại chứng minh công ty có đòn bẫy tài chính cao có xu hướng trả lương nhân viên thấp.

Đối với Việt Nam, cũng như các quốc gia Đông Nam Á, theo như sự hiểu biết của tác giả, đến thời điểm hiện nay vẫn chưa có một nghiên cứu chuyên sâu nào được thực hiện để đánh giá tác động của đòn bẫy tài chính lên thu nhập của người lao động. Do đó, việc nhìn nhận và đánh giá đúng đắn tác động của việc sử dụng đòn bẫy tài chính lên thu nhập của lực lượng lao động có ý nghĩa cả về lý luận và thực tiễn trong giai đoạn hiện nay đối với các quốc gia trên thế giới nói chung và với các quốc gia Đông Nam Á nói riêng. Vì vậy, mục tiêu của bài nghiên cứu là xem xét mối quan hệ giữa đòn bẫy tài chính và thu nhập của người lao động tại các doanh nghiệp niêm yết ở một số quốc gia Đông Nam Á.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây

2.1. Đòn bẫy tài chính có tác động tiêu cực đến thu nhập của người lao động

Hovakimian và Li (2011) đã đưa ra bằng chứng thuyết phục rằng có một mối quan hệ nhân quả giữa cấu trúc vốn và tiền lương của người lao động. Cụ thể, với dữ liệu đồ sộ trên một triệu quan sát ở Trung Quốc, tác giả đã kết luận rằng các công ty sử dụng nhiều nợ sẽ trả lương nhân viên thấp hơn. Bên cạnh đó, bài nghiên cứu cũng cho thấy cấu trúc sở hữu và các đặc điểm khác của doanh nghiệp sẽ ảnh hưởng đến mức độ tác động của đòn bẫy tài chính đến thu nhập người lao động. Cụ thể, ảnh hưởng ngược chiều này sẽ mạnh mẽ hơn và có ý nghĩa thống kê cao hơn ở những công ty thuộc sở hữu nhà nước, có qui mô lớn, lợi nhuận thấp và ít cơ hội tăng trưởng. Kết quả của bài nghiên cứu đã được tác giả giải thích thông qua một số lập luận sau:

Thứ nhất, theo lý thuyết chi phí đại diện của Jensen và Meckling (1976), sự phân định giữa quyền sở hữu và quyền quản lý đã dẫn đến những xung đột lợi ích giữa các cổ đông và các nhà quản lý, gây ra chi phí đại diện. Ban quản lý có xu hướng sử dụng dòng tiền tự do một cách tùy tiện vì lợi ích bản thân (Grossman and Hart, 1982, Jensen và Meckling, 1976; Jensen, 1986). Về vấn đề làm thế nào chi phí đại diện giữa các cổ đông và các nhà quản lý lại ảnh hưởng đến tiền lương của nhân viên, Cronqvist và cộng sự (2009) đã lập luận rằng các nhà quản lý bảo thủ có xu hướng trả lương nhân viên cao vì lợi ích cá nhân (ví dụ giảm bớt nỗ lực thương lượng lương bổng) hay vì muốn cải thiện mối quan hệ xã hội với người lao động để bành trướng quyền lực. Trong khi, nợ có thể đóng vai trò như là một kênh giám sát hiệu quả giảm thiểu các chi phí đại diện quản lý, dẫn đến một mối quan hệ ngược chiều giữa tỷ lệ đòn bẫy và tiền lương của nhân viên.

Thứ hai, xét về vấn đề hạn chế tài chính và vay nợ từ người lao động, các công ty có tỷ lệ nợ cao thông thường phải đối mặt với chi phí kiệt quệ tài chính hay rủi ro phá sản gia tăng. Do đó, các công ty này có thể hoặc ngầm mượn tiền từ nhân viên bằng cách trả lương thấp hơn ở hiện tại với thương lượng mức lương sẽ cao hơn trong tương lai khi tỷ lệ nợ được giảm xuống (Michelacci và Quadriani, 2005). Ngoài ra, theo quan điểm đầu tư dưới mức, Myers (1977)



lập luận rằng các công ty có tỷ lệ nợ cao có thể phải bỏ qua những cơ hội đầu tư có giá trị vì rủi ro gia tăng. Trong khi, thu nhập của người lao động sẽ có mối quan hệ cùng chiều với giá trị của các dự án, do đó, dẫn đến một mối quan hệ tiêu cực giữa tỷ lệ đòn bẩy và tiền lương của nhân viên.

2.2. Đòn bẩy tài chính có tác động tích cực đến thu nhập của người lao động

Berk và cộng sự (2010), và trước đó là Titman (1984) và Maksimovic và Titman (1991), cho rằng đòn bẩy của công ty và lương của người lao động nên có mối tương quan dương. Theo đó, Maksimovic và Titman (1991) tranh cãi rằng, người lao động thì do dự để làm việc cho những công ty có sử dụng đòn bẩy cao bởi vì những khó khăn tài chính có thể ảnh hưởng đến rủi ro công việc của họ, từ đó dẫn đến việc người lao động hay nhân viên sẽ đòi hỏi mức tiền lương cao hơn khi đòn bẩy cao. Chemmanur và cộng sự (2010) cũng kết luận rằng, đòn bẩy có tác động tích cực đáng kể lên tiền mặt, vốn chủ sở hữu, và tổng số tiền phải chi trả cho tổng giám đốc (CEO). Việc chi trả cho các CEO mới thuê từ bên ngoài sẽ cùng chiều với đòn bẩy của công ty ở những năm trước đó. Ngoài ra, đòn bẩy cũng có tác động tích cực và đáng kể lên lượng tiền lương trung bình phải trả cho người lao động. Berk và cộng sự (2010) đã thiết lập một mô hình nhằm chính thức hóa lập luận của Titman (1984). Trong mô hình, Berk và cộng sự (2010) đã giả định các nhân viên là những người e ngại rủi ro, đặc biệt rủi ro về công việc. Ông cũng giả định rằng các công ty hoạt động trong thị trường vốn và thị trường lao động cạnh tranh. Do đó, nếu công ty gặp khủng hoảng về mặt tài chính, các nhân viên sẽ phải chấp nhận giảm lương để đảm bảo thanh toán đủ các khoản nợ. Hơn nữa, nếu công ty buộc phải phá sản, nhân viên sẽ chính thức bị nghỉ việc. Vì vậy, các nhân viên phải đối mặt với các chi phí đáng kể trong trường hợp công ty bị khủng hoảng tài chính và phá sản. Trong khi một mức nợ cao hơn hàm ý đưa đến một xác suất phá sản cao hơn và các nhân viên sẽ đối mặt với rủi ro nghề nghiệp của mình cao hơn. Do đó, các công ty có đòn bẩy cao phải trả một mức lương cao hơn cho người lao động để bù đắp cho các chi phí phá sản dự kiến.

Tương tự, tác giả Akyol và cộng sự (2013) cũng đã thực hiện xem xét mối quan hệ giữa đòn bẩy và tiền lương người lao động bằng cách khai thác bộ dữ liệu của các công ty tại Mỹ và Hà Lan. Với bộ dữ liệu các công ty ở Mỹ từ năm 1983 đến 2010, tác giả đã tìm thấy rằng đòn bẩy tài chính có mối tương quan dương đến tiền lương trả cho người lao động. Cụ thể, với 1% tăng lên trong đòn bẩy tài chính sẽ làm lương trung bình của nhân viên tăng lên 3%. Với dữ liệu các công ty ở Hà Lan, nghiên cứu này đã cung cấp cái nhìn sâu sắc hơn vì Hà Lan là một quốc gia với hệ thống an sinh xã hội toàn diện hơn, điều này dẫn đến chi phí thiệt hại trung bình ở những công ty phá sản sẽ thấp hơn cho người lao động tại Hà Lan khi được so sánh với trường hợp tương tự tại Mỹ. Nghiên cứu cũng đã phát hiện rằng đối với những công ty không niêm yết tại Hà Lan tồn tại mối tương quan dương đáng kể giữa đòn bẩy công ty và tiền lương của người lao động. Kết quả nghiên cứu đã ủng hộ lập luận rằng mức lương cao hơn để bù đắp cho những ai chấp nhận nguy cơ thất nghiệp.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Mẫu quan sát sử dụng trong nghiên cứu này là những doanh nghiệp không thuộc lĩnh vực tài chính được niêm yết trên sàn chứng khoán của các nước Việt Nam, Thái Lan, Singapore, Indonesia, và Philippines từ 2009 đến 2015. Những doanh nghiệp trong lĩnh vực tài chính bao gồm ngân hàng, tổ chức tài chính và công ty bảo hiểm sẽ bị loại bỏ ra khỏi mẫu quan sát vì báo cáo tài chính của các doanh nghiệp này khác những doanh nghiệp còn lại một cách đáng kể (Pandey, 2001, Basil và Khaled, 2011). Dữ liệu thô được thu thập từ Datastream. Sau khi có dữ liệu thô, tất cả các biến bao gồm biến phụ thuộc, độc lập và biến kiểm soát sử dụng thể hiện cấu trúc vốn và thu nhập của người lao động sẽ được tính toán.

3.2. Mô hình thực nghiệm

Để kiểm định mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và thu nhập người lao động, đề tài dựa trên các nghiên cứu trước đây, cụ thể của Hovakimian và Li (2011), và Ali C. Akyol, Patrick Verwijmeren (2013) để xây



dạng mô hình:

$$\ln(\text{Wage per employee})_{it} = \alpha + \beta_1 \text{leverage ratio}_{it} + \beta_2 \text{Firm size}_{it} + \beta_3 \text{Employee productivity}_{it} + \beta_4 \text{Market to book ratio}_{it} + \beta_5 \text{Profitability}_{it} + \beta_6 \text{Tangibility}_{it} + \beta_7 \text{Earnings volatility}_{it} + \beta_8 \text{Marginal productivity of capital}_{it} + \beta_9 \text{Capital-Labor ratio}_{it} + \beta_{10} \text{Cash flow}_{it} + \beta_{11} \text{Firm Age}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

*Wage per employee*_{it} (AWE) là thu nhập trung bình của nhân viên của công ty *i* tại thời điểm *t*. Nghiên cứu của Ali C. Akyol, Patrick Verwijmeren (2013) đề xuất cách tính thu nhập trung bình của người lao động theo phương pháp gián tiếp. Cụ thể, biến này được tính bằng tổng chi phí trả cho người lao động (dữ liệu này lấy từ Datastream, xuất từ thuyết minh báo cáo tài chính) chia cho số lượng nhân viên (dữ liệu này lấy từ Datastream, xuất từ thuyết minh báo cáo tài chính).

*Leverage ratio*_{it} (LEV) là biến đòn bẩy tài chính được đo lường bằng cách lấy tổng nợ trên tổng tài sản tính theo giá trị thị trường hoặc giá trị sổ sách. *Firm size* (SIZE) là biến qui mô công ty được đo lường bằng logarit của tổng tài sản. Các nghiên cứu trước đây lập luận rằng các công ty lớn thường trả lương cao hơn các công ty nhỏ, bởi vì người lao động ở những công ty lớn thường có nhiều kỹ năng hơn (Brown và Medoff, 1989; Ali C. Akyol, Patrick Verwijmeren, 2013).

Employee productivity (AEP) là năng suất của người lao động, được đo lường bằng tổng doanh thu chia cho tổng số người lao động. Hầu hết các nhà nghiên cứu đồng ý rằng mức lương nên cao cho năng suất lao động cao.

Market to book ratio (MTB) đại diện cho tốc độ tăng trưởng của công ty. Ali C. Akyol, Patrick Verwijmeren (2013) tranh luận rằng người lao động ở những công ty tăng trưởng có thể chấp nhận một mức lương thấp hơn, nhằm gia tăng dòng tiền cho những hoạt động đầu tư của công ty và kỳ vọng mức lương cao hơn trong tương lai.

Profitability (PRO) đo lường lợi nhuận của công ty.

Bảng 1. Mô tả dữ liệu

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
AWP	3466	12265.5	82870.57	0.9586	4458000
lnAWP	3466	8.0969	1.721074	-0.0422	15.31021
LEV	3236	0.42213	0.2417722	0.00014	0.9971
SIZE	3469	19.246	2.000556	12.7407	26.6834
MTB	3236	6.2392	220.5339	-78.5940	12540.2
AEP	3459	11.7990	1.294593	5.6897	19.2826
PRO	3469	0.0709	0.1445624	-3.5272	2.6208
TAN	3463	0.3642	0.2481582	0.00027	0.9704
EAV	3456	1.0995	11.28728	0	254.6869
MPK	3460	18.8760	388.5728	-705.7736	20199.05
CAL	3458	10.8519	1.677758	3.7337	18.21662
CF	3467	0.1011	0.1106726	-0.14918	0.8649
AGE	3438	29.3339	15.13647	0	103
VIF	1.6				

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Thông thường lợi nhuận của công ty và thu nhập của người lao động sẽ được kỳ vọng có mối tương quan dương. Công ty có lợi nhuận cao thì mới có khả năng trả mức lương cao. Tuy nhiên, cũng có quan điểm cho rằng, lợi nhuận cao sẽ làm giảm khả năng phá sản, do đó, người lao động sẽ chấp nhận trả một mức lương thấp do rủi ro thất nghiệp thấp. *Tangibility* (TAN) được đo lường bằng tổng tài sản cố định chia cho tổng tài sản. Theo Beck và cộng sự (2010), những công ty thâm dụng vốn, tài sản hữu hình thì xác suất phá sản là ít hơn, vì vậy có thể trả lương thấp hơn.

Earning volatility (EAV) rủi ro doanh nghiệp, được đo lường bằng độ lệch chuẩn của thu nhập trước thuế và lãi vay trên tổng tài sản trong 3 năm trước đó.

Marginal productivity of capital (MPK) được đo lường bằng doanh thu chia tài sản cố định, và được kỳ vọng là tác động cùng chiều lên thu nhập người lao động.

Capital-Labor ratio (CAL) là tỷ số vốn trên lao động, được đo lường bằng tài sản cố định chia cho số người lao động.

Cash flow (CF) được đo bằng dòng tiền thuần trên tổng tài sản, và kỳ vọng doanh nghiệp có dòng tiền càng lớn thì khả năng chi trả thu nhập cho người lao động càng cao.

Firm Age (AGE) là tuổi công ty, được đo lường



bằng năm hiện tại trừ đi năm công ty thành lập.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Ảnh hưởng của đòn bẩy lên thu nhập của người lao động ở các nước Đông Nam Á

Bảng 1 mô tả dữ liệu về các biến trong nghiên cứu.

Nhìn vào dữ liệu, chúng ta có thể thấy rằng thu nhập

bình quân của người lao động trong các nước Đông Nam Á ở những công ty phi tài chính là khoảng 12.265,5 USD/năm. Tỷ lệ nợ trung bình là 42,2%, và dao động khá lớn từ 0% đến 99%. Tỷ lệ nợ là thấp hơn tỷ lệ nợ trung bình của các công ty Trung Quốc (56,9%) trong nghiên cứu của Hovakimian và Li (2011), nhưng lại cao hơn tỷ lệ nợ trung bình

Bảng 2. Ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính (LEV) lên thu nhập của người lao động ở các nước Đông Nam Á

	Hồi qui với biến LEV giá trị thị trường				Hồi qui với biến LEV giá trị sổ sách			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	RE	FE	GMM	OLS	RE	FE	GMM
LEV	-0.366*** (-3.094)	-0.598*** (-5.171)	-0.520*** (-3.556)	-1.527*** (-2.606)	-0.621*** (-4.236)	-0.763*** (-5.122)	-0.521*** (-2.695)	-1.157** (-2.148)
SIZE	0.104*** (6.909)	0.031 (1.381)	0.077* (1.708)	0.227** (2.131)	0.107*** (7.081)	0.034 (1.533)	0.070 (1.552)	0.430*** (3.506)
AEP	0.268*** (8.923)	0.442*** (13.608)	0.666*** (14.993)	0.091 (0.473)	0.267*** (8.992)	0.437*** (13.453)	0.667*** (14.966)	0.002 (0.012)
MTB	0.00008 (0.720)	0.00004 (0.577)	0.00004 (0.687)	0.00003 (0.348)	0.00006 (0.620)	0.00003 (0.449)	0.00004 (0.593)	0.001 (0.664)
PRO	-0.808*** (-4.117)	-0.424*** (-3.096)	-0.432*** (-2.994)	-2.002 (-1.275)	-0.788*** (-4.183)	-0.338** (-2.531)	-0.350** (-2.480)	-1.611 (-1.478)
TAN	-1.798*** (-12.085)	-1.889*** (-10.928)	-2.007*** (-8.014)	-1.875* (-1.729)	-1.753*** (-11.747)	-1.850*** (-10.680)	-2.027*** (-8.086)	-1.452 (-1.475)
EAV	-0.003 (-1.552)	-0.006*** (-3.806)	-0.006*** (-3.559)	0.010 (0.917)	-0.003 (-1.617)	-0.006*** (-3.851)	-0.006*** (-3.604)	0.007 (0.950)
MPK	0.0003*** (4.575)	0.0001* (1.932)	0.00005 (0.975)	0.0002 (0.451)	0.0002*** (4.679)	0.0001** (2.205)	0.00006 (1.193)	0.00001 (0.235)
CALA	0.413*** (15.114)	0.387*** (12.699)	0.380*** (8.883)	0.571*** (3.461)	0.418*** (15.418)	0.395*** (12.959)	0.386*** (9.011)	0.479*** (2.781)
CF	1.644*** (6.382)	0.450* (1.921)	-0.087 (-0.310)	-0.271 (-0.286)	1.532*** (5.895)	0.457* (1.948)	-0.058 (-0.205)	0.793 (0.786)
AGE	-0.002 (-1.268)	-0.005* (-1.866)	0.000 (.)	-0.024 (-1.099)	-0.002 (-1.399)	-0.006* (-1.922)	0.000 (.)	0.002 (0.102)
L.lnAWP				0.024 (0.690)				0.018 (0.576)
Cons	-0.837*** (-2.959)	-0.898** (-2.191)	-4.440*** (-5.246)	-1.513 (-0.657)	-0.955*** (-3.372)	-1.080*** (-2.643)	-4.480*** (-5.281)	-4.795* (-1.916)
R-square	0.3482	0.342	0.322		0.3499	0.346	0.324	
N	3182	3182	3182	2042	3182	3182	3182	2042
F (or Wald) test	153.969	1216.33	76.832	103.37	155.132	1216.81	76.106	
P value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(1)				0.027				0.069
AR(2)				0.271				0.181
Hansen test				0.647				0.842

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả



của các công ty Mỹ (29,2%) trong nghiên cứu của Agrawal và Matsa (2010). Ngoài ra chỉ số VIF test là 1,6 nhỏ hơn 10, điều này có nghĩa là đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng trong nghiên cứu này.

Bảng 2 trình bày lần lượt kết quả hồi qui tác động của đòn bẩy tài chính (LEV) lên thu nhập của người lao động (lnAWP) theo các phương pháp OLS, RE, FE, và GMM. Kết quả hồi qui OLS cho thấy đòn bẩy tài chính có một tác động tiêu cực lên thu nhập của người lao động. Hệ số của biến đại diện cho đòn bẩy tài chính (LEV) mang dấu âm ở hầu hết mô hình và đều có ý nghĩa ở mức 1%. Giá trị F test với p-value đều nhỏ hơn 0,001, chứng tỏ tính phù hợp của mô hình. Giá trị R² gồm tất cả các biến kiểm soát là 34,89%, nghĩa là mô hình giải thích được khoảng 34,89% sự thay đổi trong thu nhập của người lao động.

Kết quả hồi qui RE và FE đều đưa các kết quả và dấu của hệ số của biến LEV giống nhau và đáng tin cậy ở mức 1%. Cụ thể, hệ số của biến LEV có dấu âm ở tất cả các cột và cả hai mô hình, chứng tỏ rằng đòn bẩy tài chính có một tác động ngược chiều lên mức thu nhập người lao động. Để xác định mô hình nào tốt hơn, nghiên cứu này thực hiện kiểm định F cho mô hình ảnh hưởng cố định, kiểm định Breusch- Pargan Lagrange Multiplier (LM) cho mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên và kiểm định Hausman để chọn lựa giữa mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên và ảnh hưởng cố định. Một cách chi tiết, kiểm định ý nghĩa thống kê F cho thấy mô hình ảnh hưởng cố định tốt hơn mô hình OLS tổng thể. Giá trị p của kiểm định Breusch và Pagan đều bằng 0,000. Điều này cho thấy mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên tốt hơn mô hình OLS tổng thể với các mô hình áp dụng. Trong khi đó, kiểm định ý nghĩa thống kê Hausman (Prob> Chi2 = 0,0000) ám chỉ rằng mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên có thể bị chệch (biased) và hệ số không vững chắc (inconsistent); ngược lại, mô hình ảnh hưởng cố định sẽ duy trì được tính không chệch (unbiased) và hệ số vững chắc. Do đó, trong bài nghiên cứu này, mô hình ảnh hưởng cố định tốt hơn

mô hình OLS tổng thể và mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên trong việc thể hiện tác động của đòn bẩy tài chính lên thu nhập của người lao động. Tuy nhiên, kết quả kiểm định Wald cho thấy, có hiện tượng phương sai thay đổi trong mô hình ảnh hưởng cố định. Tương tự, kiểm định Wooldridge cho thấy xuất hiện hiện tượng tự tương quan trong tất cả các phương trình hồi quy. Hơn nữa, dù hồi qui theo FE có thể giúp kiểm soát các yếu tố liên quan đến đặc trưng của mỗi doanh nghiệp, thì vấn đề nội sinh do thiếu biến hay mối quan hệ hai chiều giữa thu nhập người lao động và đòn bẩy tài chính vẫn không thể giải quyết được. Do đó, phương pháp GMM được giới thiệu bởi Arellano và Bond (1991) sẽ được sử dụng.

Kết quả hồi qui GMM một lần nữa khẳng định đòn bẩy tài chính có tác động tiêu cực đến thu nhập của người lao động với mức ý nghĩa là 1%. Cụ thể, với các điều kiện khác không đổi, khi tỷ lệ nợ tăng lên 1% thì mức thu nhập của người lao động có xu hướng giảm 1,527%. Kết quả này là thống nhất với nghiên cứu của Hovakimian và Li (2010) tại Trung Quốc, Michelacci và Quadrini (2005). Kết quả này ủng hộ cho lập luận của chi phí đại diện. Cụ thể, nợ được xem là một công cụ giám sát làm giảm thiểu chi phí đại diện vốn cổ phần. Vì vậy, một công ty có tỷ lệ nợ cao sẽ khiến ban quản lý phải e dè trong việc nâng lương cho nhân viên. Kết quả này cũng

Bảng 3. Mô tả dữ liệu- Việt nam

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
AWP	338	4166.134	11365.79	441.78	158688
lnAWP	338	7.6779	1.0382	3.7882	11.9747
LEV	338	0.5117	0.2491	0.0055	0.9206
SIZE	338	17.6744	1.3420	14.5619	22.5911
MTB	336	1.1894	0.95432	0.1483	7.4238
AEP	338	11.2392	1.0587	8.5789	14.9604
PRO	338	0.08527	0.1196	-0.5608	0.9937
TAN	338	0.2628	0.2148	0.0006	0.9234
EAV	337	0.1462	0.1632	0.0051	1.1778
MPK	338	28.2160	236.5045	0.0502	3902.119
CAL	337	9.7213	1.5443	5.5359	15.0498
CF	338	0.1170	0.1385	0.0006	0.8649
AGE	338	18.2692	7.239	5	41
VIF	1.96				

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả



Bảng 4. Ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính đến thu nhập của người lao động- xét riêng cho Việt Nam

	Hồi qui với biến LEV giá trị thị trường				Hồi qui với biến LEV giá trị sổ sách			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	RE	FE	GMM	OLS	RE	FE	GMM
LEV	-0.222 (-0.802)	-0.604** (-2.039)	-0.792 (-1.543)	-3.686 (-1.174)	-0.054 (-0.184)	-0.538* (-1.661)	-0.700 (-1.076)	-2.214 (-0.552)
SIZE	-0.075* (-1.683)	-0.113** (-2.105)	-0.014 (-0.061)	0.564 (0.642)	-0.082* (-1.793)	-0.107* (-1.909)	0.011 (0.041)	0.338 (0.380)
AEP	0.385*** (6.115)	0.507*** (7.597)	0.673*** (5.754)	0.614 (0.633)	0.377*** (5.928)	0.505*** (7.532)	0.666*** (5.652)	-0.359 (-0.431)
MTB	0.137** (2.147)	0.024 (0.399)	-0.079 (-0.965)	-0.206 (-0.324)	0.161*** (2.875)	0.087* (1.747)	-0.002 (-0.038)	0.063 (0.108)
PRO	0.420 (0.787)	-0.329 (-0.739)	-1.182** (-1.977)	-5.102 (-0.453)	0.568 (1.044)	-0.260 (-0.582)	-1.096* (-1.820)	-1.652 (-0.269)
TAN	-1.397*** (-4.589)	-1.112*** (-3.013)	0.213 (0.211)	-0.044 (-0.006)	-1.409*** (-4.581)	-1.079*** (-2.914)	0.256 (0.252)	-5.967 (-1.296)
EAV	-0.092 (-0.291)	-0.207 (-0.710)	-0.146 (-0.377)	0.591 (0.133)	-0.099 (-0.312)	-0.195 (-0.663)	-0.109 (-0.281)	-3.144 (-0.882)
MPK	0.0003 (1.549)	0.0003 (1.024)	0.0003 (0.373)	-0.001 (-0.029)	0.0003 (1.493)	0.0003 (0.911)	0.0003 (0.267)	-0.006 (-0.268)
CALA	0.285*** (5.043)	0.237*** (3.976)	0.044 (0.379)	-0.831 (-0.876)	0.288*** (5.044)	0.232*** (3.851)	0.039 (0.333)	-0.428 (-0.534)
CF	0.120 (0.314)	-0.260 (-0.643)	-0.970 (-1.447)	2.184 (0.464)	0.159 (0.421)	-0.188 (-0.468)	-0.879 (-1.311)	-0.249 (-0.035)
AGE	0.002 (0.355)	0.006 (0.742)	0.000 (.)	-0.013 (-0.137)	0.002 (0.381)	0.007 (0.784)	0.000 (.)	-0.068 (-0.669)
L.lnAWP				-0.198 (-0.369)				-0.396 (-1.374)
Cons	2.146*** (2.959)	2.263*** (2.619)	0.608 (0.157)	2.737 (0.203)	2.205*** (2.947)	2.076** (2.335)	0.122 (0.029)	17.461 (0.842)
R-square	0.4081	0.447	0.344		161.90	0.447	0.340	
Onservation	334	334	334	148	334	334	334	148
F (or Wald) test	20.184	163.62	3.984		20.091	161.90	3.831	
P value	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	
Hansen test				0.475				0.984

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

có thể giải thích khi xét về vấn đề hạn chế tài chính. Các công ty có tỷ lệ nợ tăng lên, thường phải đối mặt với chi phí kiệt quệ tài chính hay rủi ro phá sản tăng. Do đó, công ty có xu hướng cắt giảm thu nhập của người lao động để giảm thiểu khả năng kiệt quệ tài chính, cũng như duy trì dòng tiền hoạt động. Ngoài ra Myers (1977) lập luận rằng các công ty có tỷ lệ nợ cao có thể phải bỏ qua những cơ hội đầu tư có giá trị vì rủi ro gia tăng. Trong khi, thu nhập của người lao động sẽ có mối quan hệ cùng chiều với

giá trị của các dự án, do đó, dẫn đến một mối quan hệ tiêu cực giữa tỷ lệ đòn bẩy và tiền lương của nhân viên.

4.2. Kiểm định kết quả cho riêng Việt Nam

Phần cuối bài nghiên cứu, tác giả xem xét với mẫu dữ liệu riêng cho Việt Nam. Bảng 3 mô tả dữ liệu thống kê, cho thấy thu nhập trung bình của mẫu Việt Nam thấp hơn đáng kể so với trung bình của 5 nước Đông Nam Á (4.166,13 USD/năm ở Việt Nam so



với 12.265,5 USD của toàn bộ mẫu trong 1 năm). Ngược lại, tỷ số nợ trên tổng tài sản cao hơn trung bình của các nước Đông Nam Á (51% so với 42%). Kết quả hồi qui từ Bảng 4 cho thấy biến LEV tính theo giá trị thị trường hay giá trị sổ sách đều mang dấu âm, thống nhất với các kết quả trước đây khi xem xét toàn bộ các nước trong tất cả các mô hình OLS, RE, FE và GMM; tuy nhiên lại không có ý nghĩa thống kê. Việc không có ý nghĩa thống kê có thể được giải thích là do số quan sát có được dữ liệu thu nhập trung bình của người lao động ở Việt Nam chỉ có 338 quan sát. Với số liệu quá khiêm tốn như vậy, thì có thể kết luận kết quả chạy mô hình là khó có thể có ý nghĩa, hay chỉ mang tính chất tham khảo.

Mặc dầu vậy, với dấu âm của biến LEV, có thể thấy rằng mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và thu nhập của người lao động ở các công ty Việt Nam là ngược chiều với nhau. Hay nói cách khác kết quả này ủng hộ cho lập luận về chi phí phá sản và chi phí đại diện. Nghĩa là khi một công ty tăng tỷ lệ nợ, khả năng đối mặt với kiệt quệ tài chính sẽ tăng, cũng như chi phí đại diện vốn cổ phần sẽ giảm, do vậy thu nhập của người lao động có xu hướng giảm. Tuy nhiên một lưu ý là kết quả này không có ý nghĩa về mặt thống kê.

5. Kết Luận

Bài nghiên cứu được phát triển dựa trên những giới hạn trong bằng chứng thực nghiệm liên quan đến tác động của đòn bẩy tài chính lên thu nhập người lao động. Sau khi sử dụng mô hình OLS tổng thể để kiểm định, mô hình RE và FE cũng được sử dụng cho dữ liệu bảng. Hơn nữa, phương pháp GMM

cũng được sử dụng để kiểm định mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và thu nhập người lao động vì những lý do sau: (i) Mô hình động GMM giải quyết những vấn đề liên quan đến dữ liệu chuỗi thời gian ngắn; (ii) mô hình GMM sẽ chính xác hơn trong việc tồn tại hiện tượng nội sinh giữa đòn bẩy tài chính và thu nhập người lao động.

Mặc dù tiếp cận ở các phương pháp khác nhau, nhưng tất cả các kết quả của các mô hình đều đồng nhất. Kết quả cho thấy đòn bẩy tài chính có một tác động ngược chiều lên thu nhập người lao động. Nghĩa là trong một doanh nghiệp, khi tỷ lệ nợ gia tăng thì thu nhập của người lao động có xu hướng giảm. Kết quả này là thống nhất với nghiên cứu của Hovakimian và Li (2010) tại Trung Quốc, hay Michelacci và Quadrini (2005). Kết quả này ủng hộ cho lý thuyết chi phí đại diện cũng như là quan điểm kiệt quệ tài chính. Cụ thể, nợ được xem là một công cụ giám sát làm giảm thiểu chi phí đại diện vốn cổ phần. Vì vậy, một công ty có tỷ lệ nợ cao sẽ khiến ban quản lý phải e dè trong việc nâng lương chi trả cho nhân viên. Kết quả này cũng có thể giải thích khi xét về vấn đề hạn chế tài chính. Các công ty có tỷ lệ nợ tăng lên, thường phải đối mặt với chi phí kiệt quệ tài chính hay rủi ro phá sản tăng. Do đó, công ty có xu hướng cắt giảm thu nhập của người lao động để giảm thiểu khả năng kiệt quệ tài chính, cũng như duy trì dòng tiền hoạt động. Ngoài ra Myers (1977) lập luận rằng, các công ty có tỷ lệ nợ cao có thể phải bỏ qua những cơ hội đầu tư có giá trị vì rủi ro gia tăng. Trong khi, thu nhập của người lao động sẽ có mối quan hệ cùng chiều với giá trị của các dự án, do đó, dẫn đến một mối quan hệ tiêu cực giữa tỷ lệ đòn bẩy và tiền lương của nhân viên. ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Agrawal, A. K., & Matsa, D. A., 2013, Labor unemployment risk and corporate financing decisions. *Journal of Financial Economics*, 108(2), 449-470.
2. Akyol, A. C., & Verwijmeren, P., 2013, Human capital costs, firm leverage, and unemployment rates. *Journal of Financial Intermediation*, 22, 464-481.
3. Arellano, M & Bond, S 1991, 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies*, vol. 58, no.2, pp. 277-297.
4. Basil, A-N & Khaled, H 2011, 'Revisiting the capital-structure puzzle: UK evidence', *The Journal of Risk Finance*, vol. 12, no. 4, pp. 329-338.
5. Berk, J.B., Stanton, R., Zechner, J., 2010. Human capital, bankruptcy, and capital structure. *J. Finan.* 65, 891-926
6. Brown, C., Medoff, J., 1989. The employer-size wage effect. *J. Polit. Econ.* 97, 1027-1059.
7. Calomiris, C., Orphanides, A., Sharpe, S., 1994. Leverage ratio as a state variable for employment, inventory accumulation, and fixed investment. *Board of Governors of the Federal Reserve system Finance and Economics Discussion Series 94-24.*
8. Chemmanur, T.J., Cheng, Y., Zhang, T., 2010. Capital Structure and Employee Pay: An Empirical Analysis. Working Paper, Boston College, Florida State University



9. Cronqvist, H., F. Heyman, M. Nilsson, H. Svaleryd, and J. Vlachos, 2009, *Do entrenched managers pay their workers more?* *Journal of Finance*, LXIV(1), 1-32.
10. Grossman, SJ & Hart, OD 1982, 'Corporate financial structure and managerial incentives', in *The economics of information and uncertainty*, University of Chicago Press.
11. Hovakimian, A., Li, G., 2011. *Large Sample Evidence on Capital Structure and Employee Wages*. Working Paper, Baruch College
12. Jensen, MC & Meckling, WH 1976, 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure', *Journal of Financial Economics*, vol. 3, no. 4, pp. 305-360.
13. Jensen, MC 1986, 'Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers', *American Economic Review*, vol. 76, no. 2, pp. 323-330.
14. Maksimovic, V., Titman, S., 1991. *Financial policy and reputation for product quality*. *Rev. Finan. Stud.* 4, 175-200.
15. Michelacci, C., Quadriani, V., 2009. *Financial markets and wages*. *Rev. Econ. Stud.* 76, 795-827.
16. Myers, S 1977, 'Determinants of corporate borrowing', *Journal of Financial Economics*, vol. 5, no. 2, pp. 147-175.
17. Ofek, E., 1993, *Capital structure and firm response to poor performance: An empirical analysis*. *Journal of financial economics*, 34(1), 3-30.
18. Pandey, IM 2001, *Capital structure and the firm characteristics: Evidence from an emerging market*, Working paper, Indian Institute of Management Ahmedabad, Research and Publication Department.
19. Titman, S., 1984. *The effect of capital structure on a firm's liquidation decision*. *J. Finan. Econ.* 13, 1-19.

SUMMARY

The effect of financial leverage on labor cost in Southeast Asian Countries

The study investigates the impact of financial leverage on labor cost in Southeast Asian firms in the period from 2009 to 2015. Various approaches including pooled ordinary least square (OLS), random effect (RE), fixed effect (FE) and system GMM regressions are applied to analyze data. The research findings indicate that there is a negative relation between financial leverage and labor cost. This result supports agency theory as well as financial distress predictions.

Key words: Financial leverage, labor cost, Southeast Asian countries.

Vy Thi Phuong Le, PhD.

Nguyet Thi Bich Phan, Assoc. Prof. PhD.

Working Organization: University of Economics Hochiminh city.

THÔNG TIN TÁC GIẢ

Lê Thị Phương Vy, Tiến sĩ

Đơn vị công tác: Đại Học Kinh Tế TP Hồ Chí Minh

Lĩnh vực nghiên cứu chính: Tài chính, đầu tư

Email: phuongvyqt@ueh.edu.vn

Phan Thị Bích Nguyệt, Phó Giáo sư, Tiến sĩ

Đơn vị công tác: Đại Học Kinh Tế TP Hồ Chí Minh

Lĩnh vực nghiên cứu chính: Tài chính, đầu tư

Tạp chí tiêu biểu đã có bài viết đăng tải: Tạp Chí Phát Triển Kinh Tế, Australian Economic papers (ISI, Scopus Q2, B); Corporate ownership and control (Scopus Q3, B); IUP Journal of Corporate Governance

Email: nguyetcdn@ueh.edu.vn

tiếp theo trang 62

Bộ chỉ số không chỉ có ý nghĩa đối với Tập đoàn Điện lực Việt Nam, mà còn cung cấp thông tin rất hữu ích cho các nhà đầu tư tổ chức và cá nhân. Các nhà đầu tư có thể dùng bộ chỉ số như một hệ thống thông tin tham khảo hữu ích và tin cậy trong việc đưa ra quyết định đầu tư.

Bộ chỉ số sẽ càng có giá trị hơn nữa nếu được xây dựng bởi một hệ thống phần mềm đáp ứng việc cung cấp dữ liệu chỉ số real-time kịp thời và lưu trữ dữ liệu quá khứ, tạo thành hệ thống cơ sở dữ liệu quan trọng trong quản lý tài chính, ra quyết định đầu tư, tương tự như các chỉ số chứng khoán đang được

áp dụng rộng rãi trên hai sở giao dịch chứng khoán của Việt Nam. ■

tiếp theo trang 57

nên phối hợp với Hội KTV hành nghề VACPA và các trường đại học để cung cấp cho các trợ lý kiểm toán và KTV kiến thức chuyên sâu về hoạt động ngân hàng. Các CTKT nên có qui định thời gian đào tạo tối thiểu về hoạt động ngân hàng và kiểm toán ngân hàng mà các KTV và trợ lý kiểm toán phải thực hiện hàng năm để có thể tham gia các cuộc kiểm toán. Các CTKT cũng cần chú trọng đến tỷ lệ Partner/KTV/trợ lý cũng vì đây là yếu tố ảnh hưởng chất lượng hoạt động và quy mô CTKT. ■