

Các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định tiết kiệm của sinh viên Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Trần Nguyễn Minh Hải⁽¹⁾ • Lương Nguyễn Hoài Trinh⁽²⁾ • Đoàn Nguyễn Đào Trang⁽³⁾
• Võ Trường Toàn⁽⁴⁾ • Hứa Ngọc Yên⁽⁵⁾

Ngày nhận bài: 24/7/2020 | Biên tập xong: 05/01/2021 | Duyệt đăng: 12/01/2021

TÓM TẮT: Nghiên cứu phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định tiết kiệm của sinh viên Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh (BUH). Bằng việc sử dụng số liệu sơ cấp từ việc khảo sát bằng bảng câu hỏi theo thang đo Likert 5 mức độ đối với 200 sinh viên BUH, nghiên cứu thực hiện phân tích nhân tố khám phá nhằm xác định các nhân tố có ảnh hưởng và tiến hành phân tích hồi quy đa biến bằng SPSS 20.0. Kết quả phân tích hồi quy đã chỉ ra ba yếu tố then chốt có ảnh hưởng đến hành vi tiết kiệm (HVTK) (Savings behavior) của sinh viên BUH, bao gồm: (i) Hiểu biết tài chính (Financial literacy); (ii) Ảnh hưởng của gia đình (Parental socialization); và (iii) Tự kiểm soát (Self-control). Trên cơ sở đó, nghiên cứu khuyến nghị: (i) Phụ huynh nên thực hành tiết kiệm và giáo dục sinh viên tiết kiệm ngay từ khi còn nhỏ; (ii) Sinh viên cần tăng cường hiểu biết về tài chính để có thể tự đưa ra quyết định tài chính nói chung, tiết kiệm nói riêng, từ đó giúp sinh viên có nguồn dự phòng cho những tình huống khẩn cấp, thực hiện được các mục tiêu của mình trong ngắn hạn và dài hạn; và (iii) Sinh viên cần nâng cao năng lực tự kiểm soát của bản thân trong việc chi tiêu, theo đó chi tiêu phải có kế hoạch thông qua việc xác định rõ nhu cầu và mong muốn trong hiện tại và tương lai để chi tiêu hợp lý nhằm bảo đảm chất lượng cuộc sống của sinh viên.

TỪ KHÓA: Hành vi tiết kiệm, hiểu biết tài chính, sinh viên, Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh.

Mã phân loại JEL: D14, G02.

⁽¹⁾ Trần Nguyễn Minh Hải - Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM; 56 Hoàng Diệu 2, Quận Thủ Đức, Tp. Hồ Chí Minh; Email: haictnm@buh.edu.vn.

⁽²⁾ ⁽³⁾ ⁽⁴⁾ ⁽⁵⁾ Lương Nguyễn Hoài Trinh; Đoàn Nguyễn Đào Trang; Võ Trường Toàn; Hứa Ngọc Yên - Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM; 56 Hoàng Diệu 2, Quận Thủ Đức, Tp. Hồ Chí Minh

1. Đặt vấn đề

Các nghiên cứu đều thừa nhận HVTK là một yếu tố quan trọng trong việc quản lý tài chính hiệu quả. Lusardi (2005) nhận thấy rằng, tiết kiệm hưu trí được thiết kế cho người thu nhập thấp và phụ nữ có hiệu quả trong việc cải thiện kiến thức tài chính. Những người có tiền tiết kiệm đồng thời có nợ, cảm thấy lạc quan và kiểm soát cuộc sống của họ hơn những người có nợ nhưng không có tiền tiết kiệm (Furnham, 1985). Nhiều nghiên cứu trên thế giới cũng cho thấy, những yếu tố nhân khẩu học, hiểu biết tài chính, ảnh hưởng từ cha mẹ và bạn bè, khả năng tự kiểm soát của cá nhân có ảnh hưởng nhất định đến việc tiết kiệm (Lusardi, 2005; Cohran, Aleska & Sanders, 2008; Lim & ctg, 2011, Chia & ctg, 2011; Furnham, 1985). Tại Việt Nam, các nghiên cứu về đề tài tiết kiệm tập trung vào đối tượng là hộ gia đình và người đi làm, riêng các nghiên cứu về HVTK của giới trẻ như sinh viên đại học thì còn khá ít ỏi (Nguyen Thi Hai Yen, 2015; Lê Hoàng Anh & ctg, 2018). Trong khi đó, nhóm tác giả nhận thấy, sinh viên là thành phần đại diện cho thế hệ trẻ, là những người có thu nhập không cao nhưng nhu cầu chi tiêu lớn. Sinh viên BUH được học chuyên về khối kinh tế, do vậy có kiến thức tài chính nhất định. Vậy nên nhóm nghiên cứu đưa ra câu hỏi liệu rằng sinh viên thuộc khối ngành kinh tế quản lý tài chính cá nhân thế nào? Việc thực hành tiết kiệm của họ ra sao? Các nhân tố nào ảnh hưởng đến HVTK của họ? Xuất phát từ vấn đề trên, nhóm tác giả lựa chọn đề tài nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định tiết kiệm của sinh viên BUH và hướng tới tìm kiếm giải pháp, đề xuất các khuyến nghị phù hợp đối với việc quản lý tài chính cá nhân của sinh viên BUH thông qua HVTK. Nội dung nghiên cứu được trình bày theo bố cục như sau: (i) Giới thiệu; (ii) Cơ sở lý thuyết; (iii) Phương pháp nghiên cứu; (iv) Kết quả nghiên cứu và khuyến nghị; và (v) Kết luận.

2. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu tiếp cận lý thuyết hành vi có kế hoạch (Theory of Planned Behavior) (Ajzen, 1991, Ajzen, 2011) làm cơ sở nghiên cứu. Lý thuyết này là sự mở rộng của lý thuyết Hành động (Ajzen & Fishbein, 1980; Fishbein & Ajzen, 1975), theo đó hành vi tiết kiệm sẽ bị ảnh hưởng bởi các yếu tố kiểm soát hành vi nhận thức, kiểm soát niềm tin, thái độ đối với hành vi. Bên cạnh đó, nhóm tác giả cũng tiến hành tham khảo các nghiên cứu thực nghiệm liên quan để củng cố cho các lập luận về những yếu tố ảnh hưởng đến hành vi tiết kiệm của sinh viên. Lusardi (2005), Sabri & ctg (2008), Delafrooz & Paim (2011) và Mahdzan & Tabiani (2013) cho rằng, hiểu biết tài chính có tác động, thậm chí là yếu tố chính quyết định HVTK của cá nhân. Nghiên cứu của Otto (2009) và Furnham (2001) cho thấy, cha mẹ đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy sự phát triển các kỹ năng liên quan để giúp con cái nhận thấy tầm quan trọng đối với tiết kiệm. Kim & Hanna (2017) thừa nhận, ảnh hưởng của các yếu tố tâm lý, đặc biệt là vai trò của tự kiểm soát đối với HVTK. Chia & ctg (2012) phân tích các yếu tố tâm lý ảnh hưởng đến người tiết kiệm ở Malaysia và chỉ ra, bốn yếu tố tác động đến quyết định tiết kiệm bao gồm: Hiểu biết tài chính (Financial literacy), Ảnh hưởng của gia đình (Parental socialization), Ảnh hưởng của bạn bè (Peer influence) và Tự kiểm soát (Self-control). Dựa trên cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết về mối quan hệ của từng biến độc lập có tác động đến HVTK của sinh viên BUH như Bảng 1.

3. Phương pháp nghiên cứu

Dựa trên việc tiếp cận cơ sở lý thuyết về hành vi có kế hoạch (Theory of Planned Behavior) (Ajzen, 1991; Ajzen 2011), nghiên cứu tiến hành xây dựng bảng hỏi có sử dụng thang đo Likert với năm mức độ (mức 1 – Hoàn toàn không đồng ý, mức 2 – Không đồng

Bảng 1: Các giả thuyết và kỳ vọng dấu

Giả thuyết	Nội dung	Kỳ vọng dấu	Nghiên cứu tham khảo
H1	Hiểu biết tài chính có tác động đến HVTK của sinh viên BUH	+	Lusardi (2005), Sabri & ctg (2008), Nga, Yong, & Sellappan (2010), Delafrooz & ctg (2011), Mahdzan & ctg (2013), Lê Hoàng Anh & ctg (2018)
H2	Ảnh hưởng của gia đình có tác động đến HVTK của sinh viên BUH	+	Otto (2009), Lim & ctg (2011), Furnham (2001)
H3	Ảnh hưởng của bạn bè có tác động đến HVTK của sinh viên BUH	+	Lim, Sia & Gan (2011), Dangol & Maharjan (2018)
H4	Tự kiểm soát có tác động đến HVTK của sinh viên BUH	+	Cochran & ctg (2008), Lim & ctg (2011), Kim & ctg (2017)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

ý, mức 3 – Bình thường, mức 4 – Đồng ý và mức 5 – Hoàn toàn đồng ý) để thu thập dữ liệu sơ cấp. Kích thước mẫu được xác định theo nguyên tắc kinh nghiệm. Theo Hair & ctg (2006), kích thước mẫu tối thiểu gấp năm lần số biến quan sát ($n = 5 \cdot m$ với n là kích thước mẫu và m là số lượng biến quan sát). Nghiên cứu này có tổng cộng 38 biến quan sát, do đó cần thu thập ít nhất 190 mẫu. Nghiên cứu thực hiện điều tra theo phương pháp chọn mẫu thuận tiện bằng hình thức trực tuyến. Sau khi thu nhập và sàng lọc, có tổng cộng 200 mẫu khảo sát hợp lệ từ 200 sinh viên BUH từ ngày 15/5/2020 đến ngày 30/6/2020 được sử dụng để phân tích.

Sau khi thu thập dữ liệu từ bảng câu hỏi, nhóm sử dụng phương pháp định lượng để xử lý số liệu bằng phần mềm SPSS 20.0 thông qua bốn các bước sau: (i) Thống kê mô tả; (ii) Kiểm định độ tin cậy của thang đo Cronbach's Alpha; (iii) Phân tích nhân tố khám phá (EFA); và (iv) Phân tích hồi quy đa biến.

Độ tin cậy của thang đo được đánh giá bằng phương pháp nhất quán nội tại qua hệ số Cronbach's Alpha, hệ số này càng lớn thì độ tin cậy nhất quán nội tại càng cao. Sử dụng phương pháp hệ số tin cậy Cronbach's Alpha trước khi phân tích nhân tố khám phá (EFA)

để loại các biến không phù hợp vì các biến rác này có thể tạo ra các yếu tố giả. Theo đó, các biến quan sát có tương quan biến - tổng nhỏ ($< 0,4$) được xem là biến rác thì sẽ được loại ra và thang đo được chấp nhận khi hệ số tin cậy Alpha đạt yêu cầu ($> 0,7$).

Phương pháp EFA thuộc nhóm phân tích đa biến phụ thuộc lẫn nhau, nghĩa là không có biến phụ thuộc và biến độc lập mà nó dựa vào mối tương quan giữa các biến với nhau. Phương pháp EFA giúp chúng ta đánh giá hai loại giá trị quan trọng của thang đo là giá trị hội tụ và giá trị phân biệt. Điều kiện để thực hiện phương pháp EFA là phải thỏa mãn các yêu cầu: (i) Hệ số tải nhân tố (Factor loading) $> 0,5$; (ii) $0,5 \leq KMO \leq 1$ - Hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) là chỉ số được dùng để xem xét sự thích hợp của phân tích nhân tố, trị số KMO lớn có ý nghĩa phân tích nhân tố là thích hợp; (iii) Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (Sig. $< 0,05$) – đây là một đại lượng thống kê dùng để xem xét giả thuyết các biến không có tương quan trong tổng thể, nếu kiểm định này có ý nghĩa thống kê (sig. $< 0,05$) thì các biến quan sát có mối tương quan với nhau trong tổng thể; và (iv) Phần trăm phương sai trích (Percentage of variance) $> 50\%$ – thể hiện phần trăm biến thiên của các biến quan sát. Nghĩa là xem biến thiên là

100% thì giá trị này cho biết phân tích nhân tố giải thích được bao nhiêu phần trăm.

Trong phân tích hồi quy đa biến giúp kiểm định các giả thuyết, nghiên cứu cũng tiến hành kiểm định các khuyết tật của mô hình hồi quy (bao gồm đa cộng tuyến, phương sai nhiễu thay đổi, tự tương quan phần dư) nhằm đạt được mục tiêu nghiên cứu. Theo đó, hệ số phóng đại phương sai (VIF) được sử dụng để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình: (i) Nếu hệ số phóng đại phương sai VIF (variance inflation factor) > 2 thì có dấu hiệu đa cộng tuyến, đây là điều không mong muốn; (ii) nếu VIF > 10 thì chắc chắn có đa cộng tuyến; và (iii) Nếu VIF < 2 thì không có hiện tượng đa cộng tuyến. Đối với các đề tài nghiên cứu có mô hình và bảng câu hỏi sử dụng thang đo Likert thì điều kiện VIF < 2. Điều này bảo đảm sai số chuẩn của các hệ số là thấp, khoảng tin cậy nhỏ, thống kê t có ý nghĩa và các ước lượng chính xác (Nguyễn Đình Thọ, 2011). Kiểm định Durbin Watson được thực hiện nhằm kiểm tra tương quan chuỗi bậc nhất, giá trị thống kê Durbin Watson (d) dao động trong khoảng từ 0 đến 4. Tùy vào d mà quyết định xem có tương quan chuỗi bậc nhất hay không, nếu có tự tương quan

giữa các phần dư hay sai số sau khi đã ước lượng được phương trình hồi quy từ các kết quả quan sát về các biến độc lập và phụ thuộc thì các ước lượng tính được bằng OLS không còn là ước lượng hiệu quả. Phương sai sai số thay đổi không làm mất đi tính chất không thiên lệch và nhất quán của các ước lượng OLS nhưng các ước lượng này không còn có phương sai nhỏ nhất hay là các ước lượng hiệu quả. Nghiên cứu sử dụng kiểm định tương quan hạng Spearman để giữa từng biến độc lập có ý nghĩa thống kê với giá trị tuyệt đối của phần dư được chuẩn hóa (Absolute of standardized residuals, ABSZRE). Nếu các hệ số tương quan hạng Spearman đều có mức ý nghĩa Sig. > 0,05 thì có thể kết luận không có hiện tượng phương sai thay đổi diễn ra. Trường hợp có ít nhất một giá trị Sig. < 0,05 thì khi đó mô hình hồi quy đã vi phạm giả định phương sai thay đổi.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 cho thấy, tỷ lệ nữ (67,5%) tham gia trả lời chiếm gấp đôi tỷ lệ nam (32,5%). Điều này xuất phát từ lý do tỷ trọng sinh viên nữ

Bảng 2: Các yếu tố nhân khẩu học

Người trả lời	Mô tả	Tần suất	
		N	%
Giới tính	Nam	65	32,5
	Nữ	135	67,5
Trình độ học vấn	Năm 1	39	19,5
	Năm 2	53	26,5
	Năm 3	87	43,5
	Năm 4	21	10,5
Trợ cấp từ cha mẹ	Dưới 1 triệu VND	62	31
	1 triệu VND đến 2,5 triệu VND	70	35
	2,5 triệu VND đến 4 triệu VND	49	24,5
	Trên 4 triệu VND	19	9,5

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

chiếm phần lớn trong tổng số sinh viên BUH. Sinh viên tham gia trả lời đa dạng từ năm nhất (19,5%), năm hai (26,5%), năm ba (43,5%) và năm tư (10,5%). Phần lớn sinh viên phụ thuộc vào nguồn trợ cấp từ gia đình với khoản trợ cấp biến động từ dưới một triệu VND (31%), trên một triệu VND đến 2,5 triệu VND (35%), trên 2,5 triệu VND đến bốn triệu VND (24,5%), trên bốn triệu (9,5%). Tuy nhiên, có 117 trong số 200 sinh viên BUH tham gia khảo sát (chiếm tỷ trọng 58,5%) cũng cho biết họ có thu nhập chủ động từ việc đi làm thêm.

4.2 Kiểm định độ tin cậy thang đo

Theo Bảng 3, nghiên cứu thực hiện phân tích độ tin cậy Cronbach's Alpha của các thang đo biến độc lập và biến phụ thuộc trong

Bảng 3: Thống kê độ tin cậy và thống kê tổng số mục hỏi

Mục hỏi	Tương quan biến-tổng hiệu chỉnh	Cronbach's Alpha nếu loại biến
Yếu tố hiểu biết về tài chính – Financial Literacy (FL) (Mean=3,2493; Cronbach's Alpha = 0,766)		
FL1	0,453	0,749
FL2	0,412	0,755
FL3	0,480	0,739
FL4	0,511	0,731
FL5	0,578	0,714
FL6	0,629	0,699
Yếu tố gia đình – Parental Socialization (PS) (Mean=3,3081; Cronbach's Alpha = 0,920)		
PS1	0,690	0,914
PS2	0,752	0,909
PS3	0,695	0,913
PS4	0,757	0,909
PS5	0,776	0,906
PS6	0,800	0,905
PS7	0,719	0,912
PS8	0,702	0,912

Mục hỏi	Tương quan biến-tổng hiệu chỉnh	Cronbach's Alpha nếu loại biến
Ảnh hưởng của bạn bè – Peer Influence (PI) (Mean=3,4670; Cronbach's Alpha = 0,856)		
PI1	0,752	0,804
PI2	0,687	0,823
PI3	0,553	0,857
PI4	0,708	0,818
PI5	0,664	0,828
Tự kiểm soát – Self Control (SC) (Mean=3,0660; Cronbach's Alpha = 0,945)		
SC1	0,781	0,938
SC2	0,838	0,936
SC3	0,801	0,937
SC4	0,784	0,938
SC5	0,771	0,939
SC6	0,733	0,941
SC7	0,751	0,940
SC8	0,774	0,939
SC9	0,733	0,940
SC10	0,745	0,940
HVTK – Savings Behavior (SB) (Cronbach's Alpha = 0,925)		
SB1	0,676	0,921
SB2	0,742	0,916
SB3	0,744	0,916
SB4	0,773	0,913
SB5	0,787	0,912
SB6	0,778	0,913
SB7	0,778	0,913
SB8	0,690	0,920

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.
 mô hình. Kết quả cho thấy có 38 biến quan sát đủ độ tin cậy để thực hiện các bước phân tích tiếp theo (Cronbach's Alpha tổng thể đều lớn hơn 0,7). Theo đó, từ kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo, phân tích nhân tố khám phá được sử dụng để kiểm định giá trị hội tụ và giá trị phân biệt.

4.3 Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Theo Bảng 4, hệ số KMO = 0,934 > 0,5 trong phương pháp EFA với mức ý nghĩa Sig. là 0,000 < 0,05 trong kiểm định Bartlett nên phương pháp EFA phù hợp với dữ liệu và các biến quan sát có tương quan với nhau xét trên phạm vi tổng thể.

Bảng 4: Hệ số KMO và kiểm định Bartlett

Hệ số KMO		0,934
Kiểm định Bartlett	Giá trị Chi bình phương xấp xỉ	4885,735
	Số bậc tự do df	666
	Giá trị Sig.	0,000

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

Theo Bảng 5, kết quả phương pháp EFA cho thấy, có 38 biến quan sát được nhóm thành năm nhân tố. Các biến có trọng số tải nhân tố (Factor loading) đều lớn hơn 0,5 nên các biến quan sát đều quan trọng trong các nhân tố và có ý nghĩa thiết thực. Giá trị Eigenvalue = 1,685 > 1 nên đạt yêu cầu, 38 biến quan sát được nhóm lại thành năm nhân tố. Các biến thành phần có hệ số tải nhân tố lớn hơn 0,5 và giá trị phân biệt giữa các nhóm lớn hơn 0,3. Phương sai trích được bằng 63,661% cho biết năm nhân tố giải thích được 63,661% biến thiên của dữ liệu nghiên cứu, bao gồm bốn nhóm biến độc lập (SC, PS, PI, FL) và một nhóm biến phụ thuộc (SB). Năm nhân tố được hình thành sau khi thực hiện phương pháp EFA đều có giá trị Cronbach's Alpha > 0,6 nên chúng đạt yêu cầu khi phân tích ở các bước tiếp theo.

Bảng 5: Ma trận xoay nhân tố

	Nhân tố				
	1	2	3	4	5
SC2	0,826				
SC4	0,799				
SC3	0,795				
SC1	0,792				
SC5	0,785				
SC8	0,771				
SC6	0,768				
SC10	0,746				
SC7	0,742				
SC9	0,733				
SB4		0,774			
SB7		0,751			
SB5		0,751			
SB3		0,742			
SB6		0,727			
SB2		0,698			
SB8		0,618			
SB1		0,602			

	Nhân tố				
	1	2	3	4	5
PS5			0,774		
PS8			0,771		
PS7			0,733		
PS6			0,705		
PS4			0,703		
PS3			0,691		
PS2			0,644		
PS1			0,639		
PI4				0,753	
PI1				0,741	
PI5				0,734	
PI2				0,703	
PI3				0,670	
FL5					0,772
FL6					0,729
FL4					0,656
FL3					0,632
FL1					0,553
FL2					0,548
Trị số Eigenvalues	13,860	3,679	2,382	1,948	1,685
Phương sai trích (%)	37,459	9,944	6,439	5,264	4,555
Phần trăm tích lũy (%)				63,661	
Giá trị Sig.				0,000	
Hệ số KMO				0,934	

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

4.4 Phân tích hồi quy đa biến

Bảng 6 cho thấy, tất cả các biến độc lập đều có tương quan dao động trong khoảng 0,416 đến 0,690 với biến phụ thuộc tại mức ý nghĩa 1% (Sig. < 0,01). Theo đó, biến PS có tương quan mạnh nhất với biến SB (hệ số tương quan 0,690) và biến FL tương quan yếu nhất với biến SB (hệ số tương quan 0,416).

Phân tích hồi quy được sử dụng để đánh giá ảnh hưởng của các biến độc lập (FL, PS, PI, SC) đến biến phụ thuộc (SB). Giá trị của các yếu tố được dùng để phân tích hồi quy là trung

bình của các biến quan sát đã được kiểm định Cronbach's Alpha và phương pháp EFA. Phân tích được thực hiện bằng phương pháp Enter, các biến được đưa vào cùng một lúc để chọn lọc dựa trên tiêu chí chọn những biến có mức ý nghĩa Sig. < 0,05. Kết quả phân tích hồi quy được trình bày trong các Bảng 7, 8 và 9.

Giá trị R^2 điều chỉnh bằng 0,536 chứng tỏ các biến độc lập giải thích 53,60% sự biến thiên của biến phụ thuộc. Nghiên cứu thực hiện kiểm tra tương quan chuỗi bậc nhất bằng kiểm định Durbin Watson cho thấy, mô hình

Bảng 6: Phân tích các hệ số tương quan Pearson (N=200)

		FL	PS	PI	SC	SB
FL	Tương quan Pearson	1	0,342***	0,342***	0,253***	0,416***
	Giá trị Sig. (2-tailed)		0,000	0,000	0,000	0,000
PS	Tương quan Pearson	0,342***	1	0,485***	0,491***	0,690***
	Giá trị Sig. (2-tailed)	0,000		0,000	0,000	0,000
PI	Tương quan Pearson	0,342***	0,485***	1	***	***
	Giá trị Sig. (2-tailed)	0,000	0,000		0,000	0,000
SC	Tương quan Pearson	0,253***	0,491***	0,471***	1	0,491***
	Giá trị Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	0,000		0,000
SB	Tương quan Pearson	0,416***	0,690***	0,484***	0,491***	1
	Giá trị Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	0,000	0,000	

***: Tương quan tại mức ý nghĩa 1% (2-tailed).

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

Bảng 7: Tóm tắt mô hình

Mô hình	R	R ²	R ² điều chỉnh	Ước lượng sai số chuẩn	Durbin-Watson
1	0,739	0,545	0,536	0,61346	1,553

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

Bảng 8: Kết quả phân tích ANOVA

Mô hình	Tổng bình phương	df	Trung bình bình phương	F	Sig.	
1	Hồi quy	88,050	4	22,013	58,492	0,000
	Phần dư	73,385	195	0,376		
	Tổng cộng	161,436	199			

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

Bảng 9: Các hệ số hồi quy

Mô hình	Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa		Hệ số hồi quy chuẩn hóa	t	Sig.	Thống kê đa cộng tuyến		
	B	Sai số chuẩn	Hệ số Beta			Độ chấp nhận	VIF	
1	(Hằng số)	-0,118	0,250		-0,474	0,636		
	FL	0,212	0,067	0,168	3,185	0,002	0,841	1,189
	PS	0,535	0,063	0,505	8,453	0,000	0,652	1,534
	PI	0,125	0,066	0,112	1,899	0,059	0,668	1,497
	SC	0,153	0,060	0,148	2,538	0,012	0,687	1,455

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

không có tự tương quan ($1 < d = 1,553 < 3$). Kiểm định F có Sig. $\leq 0,05$ chứng tỏ mô hình sử dụng là phù hợp với tập dữ liệu. Tất cả các biến độc lập trong mô hình hồi quy có giá trị VIF từ 1,189 đến 1,534, đều nhỏ hơn 2, do đó nghiên cứu kết luận không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy. Các biến đều đạt được tiêu chuẩn chấp nhận (Tolerance $> 0,5$). Kết quả của kiểm định t tất cả các biến đều có giá trị Sig. $< 0,05$, ngoại trừ biến ảnh hưởng từ bạn bè (PI).

Kết quả phân tích Bảng 10 cho thấy, các hệ số tương quan hạng Spearman giữa các biến độc lập và biến trị tuyệt đối của phần dư chuẩn hóa có mức ý nghĩa Sig. $> 0,05$ nên có thể kết

luận rằng, các biến bảo đảm không có hiện tượng phương sai của phần dư thay đổi, mô hình có ý nghĩa thống kê.

Từ các kết quả trên, mô hình hồi quy được trình bày như sau:

$$SB = 0,168 * FL + 0,505 * PS + 0,148 * SC,$$

Trong đó, biến hiểu biết về tài chính (FL) có tham số hồi quy bằng 0,168, quan hệ cùng chiều với biến HVTK (SB) với mức ý nghĩa 1%. Theo đó, khi hành vi hiểu biết về tài chính (FL) trung bình tăng (giảm) một điểm thì HVTK (SB) tăng (giảm) 0,168 độ lệch chuẩn với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Biến

Bảng 10: Phân tích tương quan hạng Spearman (N=200)

			ABSRES	FL	PS	PI	SC	SB
Hệ số tương quan hạng Spearman's rho	Phần dư chuẩn hóa ABSRES	Hệ số tương quan	1,000	-0,056	0,017	0,109	0,079	0,067
		Giá trị Sig. (2-tailed)		0,427	0,806	0,123	0,266	0,343
	FL	Hệ số tương quan	-0,056	1,000	0,243**	0,247**	0,246**	0,364**
		Giá trị Sig. (2-tailed)	0,427		0,001	0,000	0,000	0,000
	PS	Hệ số tương quan	0,017	0,243**	1,000	0,285**	0,378**	0,456**
		Giá trị Sig. (2-tailed)	0,806	0,001		0,000	0,000	0,000
	PI	Hệ số tương quan	0,109	0,247**	0,285**	1,000	0,449**	0,455**
		Giá trị Sig. (2-tailed)	0,123	0,000	0,000		0,000	0,000
	SC	Hệ số tương quan	0,079	0,246**	0,378**	0,449**	1,000	0,458**
		Giá trị Sig. (2-tailed)	0,266	0,000	0,000	0,000		0,000
	SB	Hệ số tương quan	0,067	0,364**	0,456**	0,455**	0,458**	1,000
		Giá trị Sig. (2-tailed)	0,343	0,000	0,000	0,000	0,000	

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

yếu tố gia đình (PS) có tham số hồi quy bằng 0,505, quan hệ cùng chiều với biến HVTK (SB) với mức ý nghĩa 1%. Theo đó, khi yếu tố gia đình (PS) trung bình tăng (giảm) một điểm thì HVTK (SB) tăng thêm 0,505 độ lệch chuẩn với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Biến hành vi tự kiểm soát (SC) có tham số hồi quy bằng 0,148, quan hệ cùng chiều với biến HVTK (SB). Theo đó, khi yếu tố hành vi tự kiểm soát (SC) trung bình tăng (giảm) một điểm thì HVTK(SB) tăng thêm 0,148 độ lệch chuẩn với điều kiện các yếu tố khác không đổi.

4.5. Khuyến nghị

Dựa trên các lý thuyết hành vi có kế hoạch (TPB) theo đề xuất của Ajzen (1991), Ajzen (2011), khung nghiên cứu được phát triển bởi Lim & ctg (2011) nhằm phân tích các yếu tố tâm lý. Nhóm tác giả đã xây dựng bộ câu hỏi khảo sát theo thang đo Likert 5 cấp độ, tiến hành khảo sát trực tuyến 200 sinh viên BUH để nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định tiết kiệm của sinh viên BUH. Theo đó, bốn nhân tố độc lập được đề xuất trong mô hình nghiên cứu bao gồm kiến thức tài chính (FL), ảnh hưởng của cha mẹ (PS), ảnh hưởng bạn bè (PI) và tự kiểm soát (SC). Kết quả kiểm định thang đo cho thấy, tất cả các thang đo kiến thức tài chính (FL), ảnh hưởng của cha mẹ (PS), ảnh hưởng bạn bè (PI) và tự kiểm soát (SC) đều đạt yêu cầu với hệ số Cronbach's Alpha > 0,7. Kết quả phân tích dữ liệu nghiên cứu cho thấy, ba nhân tố (FL, PS, SC) của sinh viên BUH có tác động đến ý định tiết kiệm với mức độ giải thích đạt 53,6%. Từ đó, nhóm tác giả đề xuất một số khuyến nghị để góp phần khuyến khích HVTK của sinh viên BUH như sau.

Ảnh hưởng của cha mẹ (PS) có tác động mạnh nhất đến quyết định tiết kiệm của sinh viên tại BUH ($\beta = 0,505$). Kết quả này cho thấy ảnh hưởng của cha mẹ đối với việc tiết kiệm của sinh viên là rất lớn. Chính vì vậy, phụ huynh nên thực hành tiết kiệm và giáo

dục sinh viên tiết kiệm ngay từ khi còn nhỏ. Cụ thể, phụ huynh nên là tấm gương tốt cho sinh viên về quản lý tiền bạc, bày tỏ quan điểm muốn sinh viên tiết kiệm ngay từ khi còn nhỏ, chia sẻ với sinh viên trong việc quản lý tiền, kiểm soát chi tiêu của sinh viên, giữ tiền giùm sinh viên để giúp sinh viên tiết kiệm, tự hào HVTK của sinh viên, cho sinh viên lời khuyên về việc sử dụng tiền, không nên trả tiền cho những thứ sinh viên thích mà không thực sự cần.

Hiểu biết về tài chính (FL) có tác động mạnh thứ hai đến quyết định tiết kiệm của sinh viên tại BUH ($\beta = 0,168$). Từ đó, nghiên cứu nhận thấy hiểu biết về tài chính có ảnh hưởng tích cực đến việc tiết kiệm của sinh viên BUH. Vì vậy, sinh viên cần tăng cường hiểu biết về tài chính để có thể tự đưa ra quyết định tài chính nói chung và tiết kiệm nói riêng, từ đó giúp sinh viên có nguồn dự phòng cho những tình huống khẩn cấp, thực hiện được các mục tiêu của mình trong ngắn hạn và dài hạn. Cụ thể, sinh viên nên có khả năng chuẩn bị ngân sách hàng tuần (hàng tháng) của riêng mình, khả năng duy trì ghi chép tài chính cho thu chi của mình, hiểu rõ các công cụ tài chính (ví dụ: trái phiếu, cổ phiếu, hợp đồng tương lai, quyền chọn,...), có một ý tưởng rất rõ ràng về nhu cầu tài chính của mình khi nghỉ hưu. Bên cạnh đó, để dễ dàng quản lý tiền của mình, sinh viên cần nâng cao hiểu biết về tài chính bằng cách có ý thức trong việc chủ động tìm hiểu các kiến thức, kỹ năng về kinh tế-tài chính để nâng cao hiểu biết tài chính cho bản thân. Với sinh viên khối ngành kinh tế, ngoài việc học trên giảng đường, sinh viên cần tự giác tìm hiểu thêm các kiến thức thực tiễn, các hiện tượng tài chính trên thế giới. Đối với sinh viên ngoài kinh tế, mặc dù không được học trực tiếp các kiến thức, kỹ năng về tài chính song không nên vì thế mà không quan tâm, không tự học hỏi, bởi tài chính cá nhân là vấn đề gắn liền với bản thân mỗi người. Như vậy, để đưa ra được quyết định tài chính đúng đắn,

sinh viên cần có các kiến thức, kỹ năng cơ bản về tài chính, đồng thời biết hoạch định tài chính cho tương lai.

Yếu tố tự kiểm soát (SC) có tác động tích cực đến quyết định tiết kiệm của sinh viên tại BUH ($\beta = 0,148$). Kết quả này cho thấy, yếu tố tự kiểm soát có ảnh hưởng có ý nghĩa đến HVTK của sinh viên. Cụ thể, sinh viên cần tránh việc không tiết kiệm chỉ vì nó được cho rằng là quá khó, nhận thức rõ ràng về mức độ tiêu dùng cho những sản phẩm cần thiết, không nên tiêu tiền vào những thứ không thực tế, không chi tiêu mua sắm ngay lập tức khi vừa có tiền, tránh bị thu hút bởi sự hấp dẫn của hàng hóa, dịch vụ. Đồng thời, sinh viên cần đặt ra mục tiêu tiết kiệm cho bản thân và nỗ lực đạt được chúng, kiểm soát được việc tiêu tiền của bản thân và có kế hoạch mua sắm, quan tâm nhu cầu và mong muốn trong hiện tại và tương lai để chi tiêu hợp lý nhằm bảo đảm chất lượng cuộc sống của sinh viên.

5. Kết luận

Tóm lại, HVTK của sinh viên BUH chịu ảnh hưởng lớn từ gia đình, sự hiểu biết tài chính và khả năng tự kiểm soát chính bản thân sinh viên. Điều này cũng góp phần khẳng định tầm quan trọng của việc giáo dục tài chính, nâng cao hiểu biết tài chính trong thực tiễn. Do đó, nghiên cứu này gợi ý về cách thức giáo dục tài chính cho sinh viên nói riêng, mọi người nói chung theo hướng tiếp cận các bên liên quan, bao gồm gia đình, nhà trường và chính bản thân cá nhân. Đồng thời, những nghiên cứu trong tương lai có thể tiến hành thực hiện khảo sát với quy mô rộng lớn hơn để có thể so sánh được HVTK của sinh viên khối ngành kinh tế với các khối ngành không phải là kinh tế, phân tích ảnh hưởng của các nhân tố này đến HVTK của sinh viên các trường đại học khác tại Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

- Ajzen, I. & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Ajzen, I. (1991). Theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179–211.
- Ajzen, I. (2011). The theory of planned behaviour: Reactions and reflections. *Journal Psychology and Health*, 26(9), 1113-1127.
- Cochran, J. K., Aleksa, V., & Sanders, B. A. (2008). Are persons low in self-control rational and deterrable? *Deviant Behavior Journal*, 29(5), 461-483.
- Chia, Y. K., Y., Chai, M. T., Fong, S. N., Lew, W. C. & Tan, C. T. (2011). *Determinants of saving behaviour among the university students in Malaysia*. Final Year Project, Universiti Tunku Abdul Rahman.
- Dangol, J. & Maharjan, S. (2018). Parental and Peer Influence on the Saving Behavior of the Youth. *International Research Journal of Management Science*, 3, 42-63.
- Delafrooz, N. & Paim, L. H. (2011). Determinants of saving behavior and financial problem among employees in Malaysia. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 5(7), 222-228.
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, Attitude, Intention, and Behavior: An Introduction to Theory and Research*. Reading, MA: Addison-Wesley.

- Furnham, A. (1985). Why Do People Save? Attitudes to, and Habits of Saving Money in Britain. *Journal of Applied Social Psychology*, 15, 354-373.
- Furnham, A. (2001). Parental attitudes to pocket money/allowances for children. *Journal of Economic Psychology*, 22(3), 397-422.
- Hair, J. S., Black, B., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis: Global Edition*, 7th Edition.
- Kim, G. J. & Hanna, S. D. (2017). Do self-control measures affect saving behavior? *Journal of Personal Finance*, 16(2), 7-19.
- Lê Hoàng Anh, Đỗ Ngọc Duy, Ngô Gia Phong, Nguyễn Thị Thanh Huyền & Hoàng Minh Quang (2018). Nhân tố ảnh hưởng đến mức độ hiểu biết tài chính cá nhân của sinh viên Việt Nam. *Kỷ yếu Hội thảo Quốc gia. Kinh tế Việt Nam năm 2018 và Triển vọng năm 2019: Hướng tới chính sách tài khóa bền vững và hỗ trợ tăng trưởng*, 32: 463-476.
- Lim, C. S., Sia, B. K. & Gan, G. J. (2011). The Analysis of Psychological Factors Affecting Savers in Malaysia. *Middle Eastern Finance and Economics*, 12, 77-85.
- Lusardi, A. (2005). Financial Education and the Saving Behavior of African-American and Hispanic Households. *Report for the US Department of Labor, February 2005*.
- Lynch, J. G. & Zauberman, G. (2006). When do you want it? Time, decisions, and public policy. *Journal of Public Policy and Marketing*, 25(1), 67-78.
- Mahdzan, N. S. & Tabiani, S. (2013). The Impact of Financial Literacy on Individual Saving: an Exploratory Study in the Malaysian Context, *Transformations in Business & Economics*, Vol. 12, 1(28), 41-55.
- Nga, J. K. H., Yong, L. H. L., & Sellappan, R. D. (2010). A study of financial awareness among youths. *Young Consumers: Insight and Ideas for Responsible Marketers*, 11(4), 14 - Nov 23, 2010.
- Nguyễn Đình Thọ (2011). *Phương pháp nghiên cứu khoa học trong kinh doanh: Thiết kế và thực hiện*. TP. Hồ Chí Minh: Nhà xuất bản Lao động - Xã hội.
- Nguyen Thi Hai Yen (2015). Evaluate financial literacy of vietnamese students in higher education and its determinants – the need of financial education. *Vietnam Economist Annual Meeting*.
- Otto, A. M. C. (2009). *The economic psychology of adolescent saving*. Thesis for the degree of Doctor of Philosophy in Psychology.
- Sabri, M. F., Macdonald, M., Masud, J., Paim, L., Hira, T. & Othman, M. A. (2008). Financial Behavior and Problems among College Students in Malaysia: Research and Education Implication. *Consumer Interests Annual*, 54(1), 166-170.

Factors Affecting the Savings Behavior: The Case of Students in the Banking University Ho Chi Minh City

Tran Nguyen Minh Hai⁽¹⁾, Luong Nguyen Hoai Trinh⁽²⁾,
Doan Nguyen Dao Trang⁽³⁾, Vo Truong Toan⁽⁴⁾, Hua Ngoc Yen⁽⁵⁾

Received: 24 July 2020 | Revised: 05 January 2021 | Accepted: 12 January 2021

ABSTRACT: This study analyzes the factors that influence the savings behavior of students in the Banking University Ho Chi Minh City (BUH). Using a primary data from the 5-level Likert questionnaire survey for 200 BUH students, the study performed exploratory factor analysis and implemented multivariate regression analysis employing SPSS 20.0. The results of regression analysis show three key factors influencing the savings behavior of BUH students, including: (i) Financial literacy; (ii) Parental socialization; (iii) Self-control. On that basis, the study recommends as follows: (i) parents should practice thrift and educate students to save from an early age; (ii) students need to increase their financial literacy to be able to make financial decisions in general, and save money in particular, thereby helping students to have backup sources for emergency situations, which can be done their goals in the short and long term; (iii) students need to improve their self-control in spending, whereby spending must also plan through clearly defining current and future needs and wants to spend properly to ensure the student's quality of life.

KEYWORDS: Savings behavior, financial literacy, students, Banking University Ho Chi Minh City.

JEL classification: D14, G02.



Tran Nguyen Minh Hai

Email: haitnm@buh.edu.vn.

Luong Nguyen Hoai Trinh, Doan Nguyen Dao Trang, Vo Truong Toan, Hua ngoc Yen

(1), (2), (3), (4), (5) Banking University of HCMC;

56 Hoang Dieu 2 Street, Thu Duc District, Ho Chi Minh City.