

Các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng tại Thành phố Hồ Chí Minh

Ngô Ngọc Anh Thu

Khoa Dược, Trường Đại học Nguyễn Tất Thành
nnathu@ntt.edu.vn

Tóm tắt

Nghiên cứu được thực hiện nhằm xác định các yếu tố tác động đến quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng tại Thành phố Hồ Chí Minh. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ 323 khách hàng khảo sát trực tiếp bằng bảng câu hỏi. Sử dụng phương pháp phân tích nhân tố khám phá và hồi quy, kết quả cho thấy có 7 yếu tố lần lượt tác động đến quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng (1) Nhận thức sự hữu ích; (2) Sự thuận tiện; (3) Thái độ cá nhân; (4) Chuẩn chủ quan; (5) Nhận thức kiểm soát hành vi; (6) Cảm nhận rủi ro chất lượng sản phẩm và (7) Cảm nhận rủi ro chất lượng dịch vụ. Hai yếu tố sau có tác động ngược chiều đến quyết định mua thuốc trực tuyến. Kết quả nghiên cứu có thể giúp các doanh nghiệp, nhà thuốc có những kế hoạch tiếp thị, chiến lược bán hàng hiệu quả hơn, tiếp cận khách hàng và nâng cao chất lượng dịch vụ bán lẻ trong ngành dược phẩm.

Nhận 18/09/2023
Được duyệt 24/10/2023
Công bố 29/12/2023

Từ khóa
Quyết định mua thuốc
trực tuyến,
yếu tố ảnh hưởng,
khách hàng,
Thành phố Hồ Chí Minh

© 2023 Journal of Science and Technology - NTTU

1 Mở đầu

Cách mạng 4.0 đã tác động mạnh mẽ đến ngành dược phẩm, người bệnh có thể dễ dàng tìm kiếm các nhà thuốc uy tín gần nhất và nhanh chóng mua thuốc trực tuyến 24/7 mà không cần ra khỏi nhà. Thương mại điện tử (e-commerce - TMĐT) với các công cụ bán hàng trực tuyến như website, ứng dụng chăm sóc sức khỏe ngày càng phát triển được người dùng ưa chuộng vì tính tiện lợi và toàn diện. Hành vi mua sắm trực tuyến là thực hiện mua các sản phẩm và dịch vụ thông qua Internet [1].

Mua hàng qua mạng là hành vi của người tiêu dùng trong việc mua sắm thông qua các cửa hàng trên mạng hoặc website sử dụng các giao dịch mua hàng trực tuyến [2]. Nghiên cứu về quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng tại TP.HCM dựa trên lý thuyết hành vi dự định của Icek Ajzen (1988) - The Theory of Planned Behaviour (TPB). Trong bối cảnh mua sắm trực tuyến, thái độ cá nhân đề cập đến những đánh giá

tốt hay không tốt của người tiêu dùng về việc sử dụng Internet để mua hàng hóa hoặc dịch vụ từ các website bán lẻ [3]. Thái độ cá nhân có tác động tích cực và mạnh mẽ đến quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng được đồng thuận bởi nhiều nghiên cứu thực nghiệm [4- 6]. Chuẩn mực chủ quan được hình thành bởi hai yếu tố: (1) niềm tin về việc những người có ảnh hưởng cho rằng cá nhân này nên thực hiện hành vi và (2) động lực để tuân thủ theo những người có ảnh hưởng này [4]. Chuẩn chủ quan tác động tích cực đến ý định mua trực tuyến của người tiêu dùng [6, 7]. Nhận thức kiểm soát hành vi được định nghĩa là sự dễ dàng hay khó khăn khi thực hiện hành vi, điều này phụ thuộc vào sự sẵn có của các nguồn lực và các cơ hội để thực hiện hành vi được khẳng định có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua sắm trực tuyến [4, 5].

Hành vi tiêu dùng chịu tác động bởi nhận thức rủi ro gồm hai yếu tố là nhận thức rủi ro liên quan đến sản phẩm/dịch vụ và giao dịch trực tuyến [8]. Rủi ro cảm nhận đề cập đến nhận thức của người tiêu dùng về sự

không chắc chắn và các hậu quả của việc tham gia vào một hoạt động cụ thể nào đó [9]. Rủi ro khi mua hàng trực tuyến có thể là sản phẩm không đạt được chất lượng như mong đợi [10, 11]. Rủi ro sản phẩm trong mua sắm trực tuyến có thể ở mức độ cao do khách hàng không thể kiểm tra, thử nghiệm chất lượng sản phẩm và cũng không thay đổi được sản phẩm khác ngay được [12]. Để hoàn tất giao dịch trực tuyến, cần phải cung cấp thông tin cá nhân nhưng nếu không kiểm soát, thông tin này bị mất, người dùng có thể gặp bất tiện hoặc có nguy cơ bị đánh cắp tiền từ tài khoản ngân hàng hoặc ví điện tử. Nguy cơ tiết lộ hoặc bán thông tin cá nhân cho doanh nghiệp (DN) khác, đặc biệt là số tài khoản, đang trở thành mối lo ngại ngày càng tăng đối với người mua hàng trực tuyến [13, 14]. Mối quan hệ tiêu cực giữa nhận thức rủi ro và ý định mua hàng trực tuyến đã được tìm thấy trong nhiều nghiên cứu [15, 16]. Trong thực tế, việc mua sắm sản phẩm, dịch vụ trên Internet và các kênh TMĐT nhanh chóng, tiện lợi và tiết kiệm rất nhiều thời gian, chi phí. Đồng thời có thể trải nghiệm nhiều loại sản phẩm, nhiều thương hiệu khác nhau, trái ngược hoàn toàn với mua sắm trực tiếp [17]. Nhận thức sự hữu ích có tác động đến ý định mua hàng trực tuyến của khách hàng đã được chứng minh trong nhiều nghiên cứu [18, 19]. Ngày nay khách hàng có quyền tự do lựa chọn các sản phẩm yêu thích, nếu ở bất cứ đâu chỉ với một chiếc điện thoại thông minh hoặc những thiết bị công nghệ, người tiêu dùng có thể tìm kiếm, lựa chọn sản phẩm và dễ dàng đặt hàng, do đó yếu tố STT có tác động tích cực đến ý định mua hàng trực tuyến của khách hàng đã được chứng minh [14, 15].

Dựa trên lý thuyết về hành vi dự định (TPB), thuyết nhận thức rủi ro TPR (Theory of Perceived Risk), Mô hình chấp nhận công nghệ (Technology Acceptance Model - TAM), thực trạng và các kết quả nghiên cứu liên quan, tác giả đề xuất mô hình gồm 7 yếu tố khác nhau ảnh hưởng đến quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng tại TP.HCM gồm: (1) Nhận thức sự hữu ích; (2) Sự thuận tiện; (3) Thái độ cá nhân; (4) Chuẩn chủ quan; (5) Nhận thức kiểm soát hành vi; (6) Cảm nhận rủi ro chất lượng sản phẩm và (7) Cảm nhận rủi ro chất lượng dịch vụ. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm (1) tìm hiểu đặc điểm của khách hàng sử dụng phương thức mua thuốc trực tuyến, (2) đo lường mức độ tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định mua thuốc trực tuyến của họ.

2 Đối tượng và phương pháp nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu: đặc điểm của khách hàng và các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định mua thuốc trực tuyến.

Đối tượng khảo sát: khách hàng sống tại TP.HCM.

Phương pháp nghiên cứu: Cắt ngang mô tả, khảo sát trực tiếp bằng bảng hỏi sử dụng thang đo Likert 5 mức độ từ (1) Hoàn toàn không đồng ý đến (5) Hoàn toàn đồng ý. Bảng hỏi gồm 2 phần: (1) thông tin chung người khảo sát và (2) thông tin về quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng với 43 phát biểu. Các thang đo khái niệm nghiên cứu được tham khảo từ các nghiên cứu liên quan, hiệu chỉnh qua nghiên cứu sơ bộ và thể hiện dưới dạng các phát biểu.

Dữ liệu thu thập từ tháng 6/2022 - 12/2022 bằng cách khảo sát trực tiếp khách hàng tại TP.HCM, thu thập và loại trừ các phiếu đáp không đầy đủ thông tin, đảm bảo cỡ mẫu tối thiểu đạt yêu cầu cho nghiên cứu. Nghiên cứu sử dụng phương pháp chọn mẫu phi xác suất với kỹ thuật chọn mẫu thuận tiện về mặt thời gian và chi phí, trong đó, chọn mẫu định mức sẽ thực hiện phân nhóm tổng thể theo 2 thuộc tính kiểm soát: (1) có mua trực tuyến thuốc và các sản phẩm khác và (2) sống ở TP. HCM, rồi thực hiện chọn mẫu thuận tiện. Cỡ mẫu khảo sát được tính theo công thức sau:

$$n = k \sum_{j=1}^m p = 5 \times \sum_{j=1}^8 p = 215$$

Trong đó:

n: kích thước mẫu tối thiểu cần xác định

k: Tỷ lệ số quan sát trên một biến phân tích là 5:1 hoặc 10:1

m: số lượng thang đo

P_j: số lượng biến quan sát

Vì số lượng biến quan sát trong mô hình nghiên cứu là 43 và hệ số k là 5/1 nên cỡ mẫu tối thiểu cần cho nghiên cứu là 215. Cỡ mẫu cần cho nghiên cứu định lượng phụ thuộc vào nhiều yếu tố như phương pháp xử lý dữ liệu hoặc độ tin cậy cần thiết. Để thực hiện phân tích hồi quy bội, cỡ mẫu thường được tính bằng công thức: $n \geq 50 + 8k$ (k là số biến độc lập của mô hình). Vì số lượng biến độc lập trong mô hình nghiên cứu là 7 nên cỡ mẫu tối thiểu cần thiết là 106. Xét các yêu cầu của phân tích EFA (Exploratory Factor Analysis), phân tích hồi quy bội, đồng thời xem xét hạn chế về mặt thời gian, cỡ mẫu là 321 sẽ phù hợp.

Phương pháp xử lý số liệu: Sử dụng công cụ SPSS 22.0 để nhập, mã hóa, làm sạch và phân tích thống kê mô tả,

kiểm định độ tin cậy thang đo Cronbach's Alpha, phân tích EFA và hồi quy tuyến tính bội.

2.1 Thông tin chung về đối tượng khảo sát

Trong 323 phiếu đáp thì tỉ lệ nữ (83,3 %) cao hơn nam (16,7 %). Có thể nói rằng nữ giới tích cực hơn trong việc quan tâm đến sức khỏe. Độ tuổi khảo sát là 31-40 tuổi có tỉ lệ cao nhất (59,8 %). Đa phần người dân tham gia khảo sát có thu nhập 5-10 triệu/tháng (40,6 %) và chủ yếu sinh sống ở các quận Bình Tân (15,2 %), Quận 12 (14,6 %) và quận Tân Phú (13 %).

Các yếu tố mà khách hàng quan tâm khi mua trực tuyến được thống kê gồm nhận xét của người mua trước, chiếm tỉ lệ cao nhất (21,2 %), kế đến là khuyến mãi/giảm giá (21,0 %), nhà bán hàng uy tín, nổi tiếng (19,1 %), nhà bán hàng được đánh giá sao (17,4 %), dịch vụ đi kèm (đổi/trả/hoàn tiền) (15,3 %) và một số yếu tố khác (6,1 %). Trong số các nền tảng mua sắm trực tuyến thường được khách hàng sử dụng, Shopee chiếm tỉ lệ cao nhất (43,8 %), kế đến là Lazada (27,2 %), Tiki (14 %), Sendo (1,7 %), Amazon (1 %), các nền tảng khác (10,3 %).

Đối với các nền tảng mua thuốc trực tuyến mà khách hàng có thể biết đến gồm website nhà thuốc lớn (Long Châu, Pharmacy, Phano,...) (45,6 %), app Long Châu (15,5 %), app Pharmacy (15,5 %), app An Khang (9,6 %) được nhiều người biết và phổ biến trên thị trường bán lẻ thuốc hiện nay.

2.2 Kiểm tra độ tin cậy của thang đo

Giá trị Cronbach's Alpha của 8 yếu tố trong khoảng từ 0,813 đến 0,960 (Bảng 1) cho thấy 8 nhân tố này đều có thang đo lường tốt, bảng câu hỏi có độ tin cậy, độ ổn định, nhất quán cao trong quá trình nghiên cứu, các biến quan sát của các nhân tố có mối liên hệ và tương quan chặt chẽ với nhau.

Bảng 1 Cronbach's Alpha của các biến trong thang đo ý định mua thuốc trực tuyến của khách hàng

Nhân tố ảnh hưởng	Số lượng biến quan sát	Cronbach's Alpha
Thái độ cá nhân (TD)	6	0,905
Chuẩn chủ quan (CCQ)	4	0,896
Nhận thức kiểm soát hành vi (NTHVKS)	6	0,937
Nhận thức sự hữu ích (NTHI)	7	0,934
Cảm nhận rủi ro chất lượng SP (CNRRSP)	5	0,887
Cảm nhận rủi ro chất lượng DV (CNRRDV)	6	0,960
Sự thuận tiện (STT)	6	0,955

Quyết định mua thuốc trực tuyến (QD)	3	0,813
--------------------------------------	---	-------

Phân tích EFA các biến độc lập theo phương pháp trích yếu tố Principal Component Factoring (PCF), phép xoay Varimax cho thấy 38 biến quan sát đều đạt yêu cầu về giá trị, cụ thể: hệ số KMO = 0,805 > 0,5 thỏa điều kiện; kiểm định Bartlett với Sig. = 0,00 < 0,05 (độ tin cậy 95 %); trị số Eigenvalue = 1,618 > 1; tổng phương sai trích 78,298 % > 50 % đạt yêu cầu, cho biết các nhân tố có ý nghĩa thống kê; hệ số tải các nhân tố đều > 0,5 chứng tỏ các biến quan sát này đều có độ tin cậy, đạt tính hội tụ và phân biệt. Như vậy, 7 nhân tố trích được 78,298 % biến thiên các biến quan sát, phân tích EFA đạt yêu cầu khi phân tích ở các bước tiếp theo. Kết quả phân tích EFA biến phụ thuộc theo phương pháp trích yếu tố PCF, phép xoay Varimax cho thấy có 3 biến quan sát đạt yêu cầu về giá trị, cụ thể: hệ số KMO = 0,701 > 0,5 thỏa điều kiện; kiểm định Bartlett với Sig. = 0,00 < 0,05 (độ tin cậy 95 %), tổng phương sai trích là 72,816 % > 50 % đạt yêu cầu có ý nghĩa thống kê, thỏa điều kiện với trị số Eigenvalue = 2,184 > 1; hệ số tải các nhân tố đều > 0,5 cho thấy các biến quan sát này đều đạt độ tin cậy.

2.3 Kiểm định mô hình và các giả thuyết

Sau khi phân tích EFA, có 8 nhân tố được hình thành và được đưa vào để kiểm định mô hình. Kiểm tra tính phù hợp của việc đưa các yếu tố vào mô hình hồi quy bằng phân tích tương quan Pearson. Kiểm định các giả thuyết H1-H7 bằng kết quả phân tích hồi quy.

Các biến độc lập đều có tương quan với biến phụ thuộc (sig < 0,05), giá trị tương quan Person r giữa các biến độc lập đều tiến về 0 nên có độ tương quan khá yếu với nhau, không có hiện tượng đa cộng tuyến xảy ra. Biến phụ thuộc QD có hệ số tương quan cao nhất với biến độc lập NTHI (hệ số Pearson = 0,602) và có hệ số tương quan thấp nhất với CNRRDV (hệ số Pearson = -0,348). Vì vậy, mô hình nghiên cứu được giải thích bằng phân tích hồi quy từ các biến độc lập này.

Thực hiện phân tích hồi quy từ các giá trị của các nhân tố là trung bình của các biến quan sát đã được kiểm định Cronbach's Alpha và EFA, sử dụng phương pháp Enter, các biến được đưa vào đồng thời để lựa chọn biến có mức ý nghĩa < 0,05. Hệ số xác định R² = 0,578 > 0,5 có nghĩa là mô hình hồi quy tuyến tính đa biến đã xây dựng phù hợp với tập dữ liệu đến 57,8 %. Như vậy, sự biến thiên của các biến độc lập giải thích được 57,8 % sự biến thiên của biến phụ thuộc. Hệ số Durbin

– Watson $1,5 \leq 2,136 \leq 2,5$ nên không xảy ra hiện tượng tự tương quan bậc nhất (Bảng 2).

Mô hình trên giải thích được 56,8 % sự thay đổi của biến “QD” là do các biến độc lập trong mô hình gây ra (R^2

hiệu chỉnh = 0,568), 43,2 % thay đổi còn lại có thể được giải thích bởi các biến khác ngoài mô hình (Bảng 2).

Bảng 2 Hệ số R^2 hiệu chỉnh

Tóm tắt mô hình ^b					
Mô hình	R	R^2	R^2 hiệu chỉnh	Sai số chuẩn	Durbin-Watson
1	0,760 ^a	0,578	0,568	0,50878	2,136
a. Biến độc lập (hằng số), STT, CNRRSP, CCQ, CNRRDV, NTHVKS, TD, NTHI					
b. Biến phụ thuộc: QD					

Kiểm định sự phù hợp của hàm hồi quy: giá trị Sig kiểm định F bằng $0,000 < 0,05$ nên mô hình hồi quy tuyến tính bội phù hợp với tập dữ liệu, có thể sử dụng được và có ý nghĩa thống kê (Bảng 3).

Bảng 3 Kết quả phân tích Anova

ANOVA ^a						
Mô hình	Tổng bình phương	df	Trung bình bình phương	F	Sig.	
1	Hồi quy	111,564	7	15,938	61,569	0,000 ^b
	Phân dư	81,541	315	0,259		
	Tổng	193,106	322			
a. Biến phụ thuộc: QD; b. Biến độc lập (hằng số), STT, CNRRSP, CCQ, CNRRDV, NTHVKS, TD, NTHI						

Kiểm định ý nghĩa của các hệ số hồi quy trong mô hình: các biến độc lập đều có ý nghĩa thống kê do có giá trị Sig. = $0,000 < 0,05$ nên chấp nhận các giả thuyết H1, H2, H3, H4, H5, H6 và H7 (Bảng 4).

Bảng 4 Kết quả phân tích hồi quy đa biến bằng phương pháp Enter

	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số chuẩn hóa	T	Sig.	Thống kê hiện tượng cộng tuyến	
	B	Sai số chuẩn	Beta			Dung sai	VIF
Hằng số	0,341	0,272		1,253	0,211		
TD	0,155	0,043	0,167	3,631	0,000	0,636	1,571
CCQ	0,157	0,045	0,162	3,486	0,001	0,623	1,604
NTKSHV	0,150	0,046	0,148	3,248	0,001	0,643	1,556
NTHI	0,298	0,052	0,264	5,753	0,000	0,635	1,576
CNRRSP	-0,121	0,035	-0,144	-3,427	0,001	0,756	1,323
CNRRDV	-0,090	0,036	-0,106	-2,518	0,012	0,751	1,332
STT	0,210	0,046	0,179	4,556	0,000	0,866	1,155

Kiểm định các giả định cần thiết trong hồi quy tuyến tính: đại lượng Durbin-Watson của mô hình hồi quy là 2,136 nên giả định về tính độc lập của sai số không bị vi phạm (Bảng 3). Biểu đồ tần số của phần dư chuẩn hóa có Mean = $2,85E-15$ (xấp xỉ bằng 0), Std. Dev = 0,989 (gần bằng 1), mode, trung vị xấp xỉ nhau và bằng 0, các giá trị phần dư phân tán một cách ngẫu nhiên trong một phạm vi quanh trục 0 (giá trị trung bình của phần dư), theo hình chuông. Do đó, có thể kết luận rằng giả định phân phối chuẩn của phần dư không bị vi phạm. VIF của mỗi biến độc lập đều nhỏ hơn 10 (Bảng 4) cho nên giả định không có mối tương quan giữa các biến độc lập không bị vi phạm, hay không có dấu hiệu đa cộng tuyến.

Mô hình không vi phạm các giả thuyết kiểm định và có ý nghĩa thống kê sau khi thực hiện các phép kiểm định hồi quy so với tổng thể. Xem xét mức ý nghĩa các biến độc lập trong mô hình hồi quy cho thấy có 7 biến tác động đến quyết định mua thuốc trực tuyến của khách hàng (QD) đó là biến: TD; CCQ; NTKSHV; NTHI; CNRRSP; CNRRDV và STT (Sig. $< 0,05$) được chấp nhận trong phương trình hồi quy và có tác động dương đến biến QD, ngoại trừ biến CNRRSP; CNRRDV có tác động âm đến biến QD. Tuy nhiên, giá trị Sig. của hằng số $0,211 > 0,05$ nên tác giả loại bỏ hằng số ra khỏi phương trình hồi quy. Mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập được thể hiện qua:

Phương trình hồi quy chưa chuẩn hóa:
 $QD = 0,155 \times TD + 0,157 \times CCQ + 0,150 \times NTKSHV$
 $+ 0,298 \times NTHI - 0,121 \times CNRRSP - 0,090 \times CNRRDV$
 $+ 0,210 \times STT$

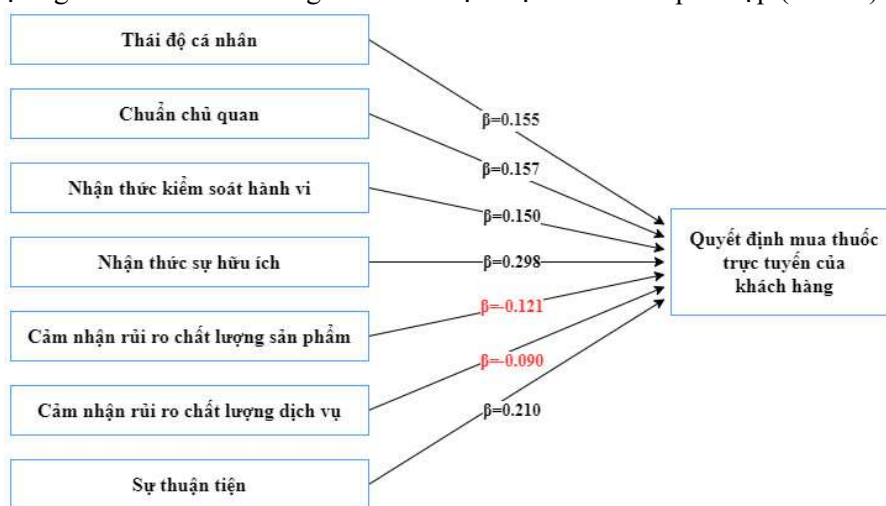
Phương trình hồi quy chuẩn hóa:
 $QD = 0,167 \times TD + 0,162 \times CCQ$
 $+ 0,148 \times NTKSHV + 0,264 \times NTHI - 0,144 \times CNRRSP$
 $- 0,106 \times CNRRDV + 0,179 \times STT.$

Thứ tự ảnh hưởng của các nhân tố được trình bày trong Bảng 5.

Bảng 5 Xác định tầm quan trọng của các biến độc lập theo tỉ lệ %.

STT	Nhân tố	Hệ số chuẩn hóa	Tỉ lệ (%)	Thứ tự ảnh hưởng
1	Thái độ cá nhân (TD)	0,167	14,27	3
2	Chuẩn chủ quan (CCQ)	0,162	13,85	4
3	Nhận thức kiểm soát hành vi (NTKSHV)	0,148	12,65	5
4	Nhận thức sự hữu ích (NTHI)	0,264	22,56	1
5	Cảm nhận rủi ro chất lượng sản phẩm (CNRRSP)	-0,144	12,31	6
6	Cảm nhận rủi ro chất lượng dịch vụ (CNRRDV)	-0,106	9,06	7
7	Sự thuận tiện (STT)	0,179	15,30	2
	Tổng	1,170	100%	

Các giả thuyết nghiên cứu được chấp nhận là H1, H2, H3, H4, H5, H6 và H7, có thể kết luận mô hình lí thuyết thích hợp với dữ liệu nghiên cứu. Mô hình nghiên cứu được hiệu chỉnh cho phù hợp (Hình 1).



Hình 1 Mô hình nghiên cứu đã hiệu chỉnh

3 Thảo luận kết quả

Kết quả nghiên cứu cho thấy có 5 yếu tố ảnh hưởng tích cực và 2 yếu tố ảnh hưởng tiêu cực đến QD của khách hàng ở TP.HCM. Yếu tố NTHI có mức độ tác động mạnh nhất ($\beta = 0,264$). Những khách hàng có đủ kiến thức và khả năng cần thiết để thực hiện mua thuốc qua mạng, sử dụng dịch vụ mua sắm trực tuyến giúp họ tìm thông tin về sản phẩm thuốc một cách nhanh chóng, mua sản phẩm thuốc bất kỳ khi nào, bất kỳ đâu và nhận được thông tin tư vấn của dược sĩ nhanh hơn thì quyết định mua thuốc trực tuyến của họ sẽ càng mạnh mẽ.

Kết quả này cũng phù hợp với nhiều nghiên cứu của tác giả khác [18, 19].

Nhân tố STT tác động mạnh thứ hai trong mô hình ($\beta = 0,179$). Việc mua thuốc trực tuyến càng thuận tiện thì càng thúc đẩy có khách hàng dễ dàng ra quyết định mua thuốc trực tuyến. Kết quả tương đồng với nghiên cứu khác [15]. Nghiên cứu khác đề cập nhân tố “rủi ro sự thuận tiện” ảnh hưởng đến quyết định mua sắm trực tuyến [14]. Thực tế, khách hàng không cần rời khỏi nhà khi mua thuốc cũng như các sản phẩm khác tại nhà thuốc, không tốn thời gian đến nhà thuốc, có thể so sánh giá sản phẩm thuốc và chọn được nơi bán có giá rẻ hơn,

bảo mật thông tin khách hàng khi mua các sản phẩm điều trị bệnh thì khách hàng sẽ cảm nhận được sự thuận tiện khi mua thuốc trực tuyến và dễ dàng đưa ra quyết định.

Thái độ là yếu tố có mức độ tác động thứ ba đến QD ($\beta = 0,167$). Điều này phù hợp với lý thuyết hành động hợp lý, lý thuyết chấp nhận công nghệ và tương tự với kết quả của các nghiên cứu trước đây. Khi khách hàng có thái độ tích cực với việc mua sắm trực tuyến thì họ sẽ thực hiện mua hàng trực tuyến [6, 5, 20]. Thực tế, gần đây, với sự phát triển của khoa học công nghệ, các nền tảng TMĐT, đặc biệt sau đại dịch COVID-19, thái độ hành vi của khách hàng cũng có sự thay đổi.

Yếu tố CCQ tác động mạnh thứ tư so với các yếu tố còn lại ($\beta = 0,162$) đến QD. Nhân tố này trong nghiên cứu được xem xét trên khía cạnh của tính cách chủ động, rất cần có khi khách hàng đưa ra quyết định mua thuốc trực tuyến. Việc thực hiện hành vi chịu ảnh hưởng bởi những người liên quan như gia đình, bạn bè, người quen giới thiệu và khuyến khích mua sắm trực tuyến. Đồng thời, CCQ còn thể hiện ở việc chủ động tìm hiểu các thông tin về sản phẩm dự định mua thông qua các website, nhận xét, đánh giá của khách hàng đã có kinh nghiệm mua hàng trước đó. Nếu khách hàng trong ngành dược nhận được thông tin đầy đủ và chính xác về các sản phẩm và dịch vụ liên quan trước khi mua trực tuyến thì quyết định mua càng trở nên dễ dàng hơn. Kết quả này tương tự với nghiên cứu trước đây của tác giả trước [6, 21].

NTKSHV được hiểu là mức độ đánh giá tiêu cực hay tích cực của một cá nhân khi thực hiện hành vi mua thuốc trực tuyến ($\beta = 0,148$). Khách hàng có thái độ và tư duy chấp nhận sử dụng công nghệ và TMĐT có nhiều thuận lợi, có đủ các kiến thức và khả năng cần thiết để thực hiện mua thuốc qua mạng thì QD sẽ tăng, dễ dàng thực hiện hành vi hơn. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của nhiều tác giả [6, 5].

CNRRSP có ảnh hưởng tiêu cực đến QD ($\beta = -0,144$). CNRRSP tăng lên thì sẽ gây cản trở cho QD, tương tự nghiên cứu trước đó [14]. Ngoài ra, trong các nghiên cứu khác, tác giả cho thấy yếu tố “cảm nhận rủi ro” hay “nhận thức về rủi ro” được sử dụng [18, 19]. Điều này cũng là yếu tố được quan tâm vì chất lượng sản phẩm thuốc có ảnh hưởng rất quan trọng trong điều trị, ảnh hưởng đến sức khỏe và tính mạng của bệnh nhân. Do đó, yêu cầu về chất lượng sản phẩm là tiêu chuẩn cao

nhất, nó khẳng định uy tín và danh tiếng của ngành dược.

CNRRDV có ảnh hưởng tiêu cực đến QD, tác động yếu nhất trong các nhân tố ($\beta = 0,106$). Nếu chất lượng dịch vụ thấp, có nhiều rủi ro như hệ thống thường bị lỗi và ngừng bảo trì, ảnh hưởng đến quá trình mua sắm, sản phẩm bị thất lạc trong quá trình giao nhận hàng, kém an toàn của việc thanh toán vì có thể mất thông tin cá nhân và tiền từ tài khoản thanh toán, thiếu thông tin tư vấn về sản phẩm thuốc, khách hàng nhận thấy được CNRRDV càng cao thì càng cản trở việc đưa ra quyết định mua thuốc trực tuyến, kết quả này tương đồng với nghiên cứu của tác giả khác [18].

Hạn chế: đối tượng khảo sát là khách hàng tại khu vực TP.HCM. Các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu chỉ giải thích được 78,298 % sự biến thiên của biến phụ thuộc, các yếu tố khác chưa được đề cập đến trong mô hình như sự đa dạng về sản phẩm, ý thức về giá, tốc độ, trải nghiệm Internet, tính năng sản phẩm, lòng trung thành thương hiệu, mức độ chấp nhận thông tin và truyền miệng điện tử chưa được đề cập tới.

4 Kết luận và khuyến nghị

Khách hàng mua thuốc trực tuyến là nữ (83,3 %), trong độ tuổi 31- 40 tuổi (59,8 %), đây là nhóm tuổi tiếp cận công nghệ và dễ dàng thực hiện các hoạt động mua sắm qua mạng. Thu nhập của người dân còn thấp, khoảng 5-10 triệu/tháng (40,6 %). Các yếu tố mà khách hàng quan tâm khi mua sắm trực tuyến gồm nhận xét của người mua trước (21,2 %), khuyến mãi/giảm giá (21,0 %). Khách hàng thường sử dụng nền tảng để mua sắm Shopee (43,8 %) kế đến là Lazada (27,2 %). Khách hàng có thể biết đến website nhà thuốc lớn (Long Châu, Pharmacy, Phano...) (45,6 %), app-Long Châu (15,5%), app Pharmacy (15,5 %), app An Khang (9,6 %) là các nền tảng mua thuốc trực tuyến được nhiều người biết và phổ biến trên thị trường bán lẻ thuốc hiện nay.

Nghiên cứu này cho thấy có 7 yếu tố trong mô hình đề xuất đều ảnh hưởng đến QD. Mức độ ảnh hưởng của các yếu tố lần lượt theo thứ tự giảm dần: NTHI ($\beta = 0,264$); STT ($\beta = 0,179$); TD ($\beta = 0,167$), CCQ ($\beta = 0,162$); NTKSHV ($\beta = 0,148$); CNRRSP ($\beta = -0,144$) và CNRRDV ($\beta = -0,106$).

Để thúc đẩy dịch vụ TMĐT dược phẩm, Chính phủ và Bộ Y tế cần hoàn thiện các quy định pháp lý về thương mại dược phẩm trực tuyến nhằm bảo vệ khách hàng và

cả DN, nhà thuốc bán lẻ dược phẩm. Đối với DN bán lẻ, các nhà thuốc có bán thuốc bằng hình thức trực tuyến cần triển khai các giải pháp hỗ trợ tối đa cho người mua, như: tư vấn về sản phẩm, phương thức thanh toán, đổi trả để họ an tâm khi mua thuốc trực tuyến. Phối hợp với các đơn vị vận chuyển để hỗ trợ dịch vụ giao hàng và thanh toán tốt nhất, giao hàng đúng tiến độ, thực hiện tốt các dịch vụ hậu mãi khác như hoàn trả sản phẩm nếu giao sai hoặc lỗi về chất lượng. Đa dạng hóa hình thức thanh toán, đảm bảo quyền lợi, chia sẻ rủi ro giữa các bên trong quá trình giao dịch và bảo mật thông tin cá nhân của khách hàng. Thiết kế website bán hàng bắt mắt, dễ dàng sử dụng,

đầy đủ thông tin liên quan để mọi người đều có thể dễ dàng truy cập, thực hiện các thao tác mua thuốc trực tuyến. Thông tin về sản phẩm cần phải trình bày ngắn gọn, dễ hiểu để tương tác tốt nhất với người mua. Cần đầu tư hệ thống bán hàng trực tuyến có các biện pháp bảo mật, phòng ngừa rủi ro để giúp người mua thực sự cảm thấy an toàn khi sử dụng. Thường xuyên nâng cấp và bảo trì hệ thống để không gây gián đoạn cho khách hàng khi mua sắm trực tuyến.

Lời cảm ơn

Nghiên cứu được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ - Trường Đại học Nguyễn Tất Thành mã số đề tài 2022.01.13/HĐ-KHCN.

Tài liệu tham khảo

1. Javadi, M. H. M., Dolatabadi, H. R., Nourbakhsh, M., Poursaeedi, A., & Asadollahi, A. R. (2012). An analysis of factors affecting on online shopping behavior of consumers. *International journal of marketing studies*, 4(5), 81.
2. Monsuwe, T.P.Y., Dellaert, B.G.C. and Ruyter, K.D., (2004). What derives consumers to shop online? A literature review. *International journal of Service Industry Management*, 15(1), pp. 102-121.
3. Ajzen, I., & Fishbein, M., (1975). Belief, Attitude, Intention, and Behavior: An Introduction to Theory and Research. MA: *Addison-Wesley*.
4. Ajzen, I. (1991). The Theory of Planned Behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), pp. 179-211.
5. Thăng, H. N. (2016). Các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua sắm trực tuyến của người tiêu dùng Việt Nam: Nghiên cứu mở rộng thuyết hành vi có hoạch định. *VNU Journal of Science: Economics and Business*, 32(4).
6. Tuấn, P. V. (2020). Tác động của truyền miệng điện tử đến ý định mua hàng của người tiêu dùng trên nền tảng thương mại trực tuyến tại thị trường Việt Nam. *Tạp chí khoa học thương mại*, tập 141/2020.
7. Rezai, G., Zahran, M. Z. M., Mohamed, Z., & Sharifuddin, J. (2013). Factors influencing Malaysian consumers online purchase of herbal products. *Pertanika Journal Social Science & Human*, 21, 109-122.
8. Bauer, R. A., (1960). Consumer behavior as risk-taking. In D. Cox (Ed.), *Dynamic marketing for a changing world* (pp. 389-398). *Chicago: American Marketing Association*.
9. Rose, S., & Dhandayudham, A. (2014). Towards an understanding of Internet-based problem shopping behaviour: The concept of online shopping addiction and its proposed predictors. *Journal of behavioral addictions*, 3(2), 83-89.
10. Al Kailani, M., & Kumar, R. (2011). Investigating uncertainty avoidance and perceived risk for impacting Internet buying: A study in three national cultures. *International Journal of Business and Management*, 6(5), 76.
11. Javadi, M. H. M., Dolatabadi, H. R., Nourbakhsh, M., Poursaeedi, A., & Asadollahi, A. R. (2012). An analysis of factors affecting on online shopping behavior of consumers. *International Journal of Marketing Studies*, 4(5), 81.
12. Garbarino, E., & Strahilevitz, M. (2004). Gender differences in the perceived risk of buying online and the effects of receiving a site recommendation. *Journal of Business Research*, 57(7), 768-775.
13. Bezes, C. (2016). Comparing online and in-store risks in multichannel shopping. *International Journal of Retail & Distribution Management*, 44(3).

14. Quyên, Đ. T., & Tuyền, N. T. K. (2017). Nghiên cứu các yếu tố tâm lý ảnh hưởng đến hành vi mua trực tuyến của người tiêu dùng tỉnh Thái Nguyên. *TNU Journal of Science and Technology*, 170(10), 149-154.
15. Yaraş, E., Özbük, M. Y., & Ünal, D. A. (2017). Factors affecting consumers' intention to purchase online. *Journal of Internet Applications and Management*, 8(2), 63-74.
16. Drennan, J., Sullivan, G., & Previte, J. (2006). Privacy, risk perception, and expert online behavior: An exploratory study of household end users. *Journal of Organizational and End User Computing (JOEUC)*, 18(1), 1-22.
17. Tunsakul, K. (2020). Gen Z consumers' online shopping motives, attitude, and shopping intention. *Human Behavior, Development & Society*, 21, 7-16.
18. Phạm, T. T. M. (2021). Các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi mua sắm trực tuyến của người dân trong giai đoạn Covid-19. *Tạp chí Tài chính*, kỳ 2 tháng 4/2021
19. Thành, T. V., & Ôn, Đ. X. (2021). Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định mua sắm trực tuyến của người tiêu dùng Thế hệ Z tại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, Số 230 - Tháng 7. 2021
20. Fittler, A., Vida, R. G., Káplár, M., & Botz, L. (2018). Consumers turning to the internet pharmacy market: cross-sectional study on the frequency and attitudes of Hungarian patients purchasing medications online. *Journal of Medical Internet Research*, 20(8), e11115.
21. Thu, Đ. T. T., & Cường, Đ. (2021). Nghiên cứu những yếu tố ảnh hưởng đến hành vi mua sắm trực tuyến của sinh viên tại Trường Đại học Công Nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh. *Hội nghị Khoa học trẻ lần 3 năm 2021 (YSC2021)-IUH. ID: yscf. 317.*

Factors affecting customers' decisions to purchase medicine online in Ho Chi Minh City

Ngo Ngoc Anh Thu

Faculty of Pharmacy, Nguyen Tat Thanh University

nnathu@ntt.edu.vn

Abstract The study was conducted to determine the factors affecting the decision to purchase medicine online of customers in Ho Chi Minh City. Research data was collected from 323 customers through a direct survey using a questionnaire. Using exploratory and regression factor analysis methods, results have shown that 7 factors negatively impacted the customers' decision, including (1) Perceived usefulness; (2) Convenience; (3) Personal attitude; (4) Subjective standards; (5) Perceived behavioral control; (6) Perceived product quality risk and (7) Perceived service quality risk. The research results help businesses and pharmacies to construct more effective marketing plans and sales strategies, reach customers and improve the quality of retail services in the pharmaceutical industry.

Keywords decision to purchase medicine online, influencing factors, customers, Ho Chi Minh City.