

ẢNH HƯỞNG CỦA TƯƠNG TÁC THỜI GIAN THỰC VÀ ÁP LỰC KHAN HIẾM ĐẾN Ý ĐỊNH MUA BỐC ĐỒNG TRÊN FACEBOOK LIVE CỦA GEN Z TẠI VIỆT NAM: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA CẢM XÚC TÍCH CỰC

Trần Thị Mai¹, Nguyễn Quỳnh Hoa²

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích ảnh hưởng của tương tác thời gian thực (RTI) và áp lực khan hiếm (SC) đến ý định mua bốc đồng (IBI) của Gen Z trên Facebook Live tại Việt Nam, đồng thời kiểm định vai trò trung gian của cảm xúc tích cực (PA). Dữ liệu được thu thập từ 466 quan sát hợp lệ thông qua khảo sát bằng bảng hỏi và được phân tích bằng mô hình phương trình cấu trúc bình phương tối thiểu riêng phần (PLS-SEM) với SmartPLS 3.0. Kết quả cho thấy áp lực khan hiếm có ảnh hưởng trực tiếp mạnh nhất đến ý định mua bốc đồng, trong khi cảm xúc tích cực cũng có ảnh hưởng trực tiếp đáng kể. Tương tác thời gian thực không có ảnh hưởng trực tiếp có ý nghĩa thống kê đến ý định mua bốc đồng nhưng tạo ra tác động gián tiếp có ý nghĩa thông qua cảm xúc tích cực và áp lực khan hiếm. Mô hình giải thích 55,9% phương sai của ý định mua bốc đồng và cho thấy khả năng dự báo tốt. Kết quả phân tích trung gian cho thấy cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian hoàn toàn trong mối quan hệ giữa tương tác thời gian thực và ý định mua bốc đồng, đồng thời đóng vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa áp lực khan hiếm và ý định mua bốc đồng. Nghiên cứu góp phần làm rõ cơ chế liên kết giữa tương tác thời gian thực, áp lực khan hiếm, cảm xúc tích cực và ý định mua bốc đồng trong bối cảnh livestream, đồng thời cung cấp một số hàm ý quản trị cho doanh nghiệp hướng đến người tiêu dùng Gen Z tại Việt Nam.

Từ khóa: Tương tác thời gian thực, áp lực khan hiếm, cảm xúc tích cực, ý định mua bốc đồng, Gen Z.

THE INFLUENCE OF REAL-TIME INTERACTION AND SCARCITY PRESSURE ON IMPULSE BUYING INTENTION ON FACEBOOK LIVE AMONG GENERATION Z IN VIETNAM: THE MEDIATING ROLE OF POSITIVE AFFECT

Abstract

This study examines the effects of real-time interaction (RTI) and scarcity pressure (SC) on impulse buying intention (IBI) among Generation Z consumers on Facebook Live in Vietnam, while investigating the mediating role of positive affect (PA). Data were collected from 466 valid respondents through a questionnaire survey and analyzed using partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) with SmartPLS 3.0. The results indicate that scarcity pressure has the strongest direct effect on impulse buying intention, while positive affect also exerts a significant direct effect. Real-time interaction has no significant direct effect on impulse buying intention but generates significant indirect effects through positive affect and scarcity pressure. The model explains 55.9% of the variance in impulse buying intention and demonstrates good predictive relevance. The mediation analysis further indicates that positive affect fully mediates the relationship between real-time interaction and impulse buying intention and partially mediates the relationship between scarcity pressure and impulse buying intention. The findings contribute to a better understanding of the mechanisms linking real-time interaction, scarcity pressure, positive affect, and impulse buying intention in the livestream context and provide managerial implications for businesses targeting Generation Z consumers in Vietnam.

Keywords: Real-time interaction, scarcity pressure, positive affect, impulse buying intention, Generation Z.

JEL classification: D91, M31, M37, L81, J11.

DOI: 10.63767/TCKT.38.2026.156.168

1. Đặt vấn đề

Với sự phát triển nhanh chóng của mạng xã hội và các công nghệ số, thương mại phát trực tiếp (livestream commerce) đã nổi lên như một mô hình kinh doanh mới trong những năm gần đây (Ma và cộng sự, 2022). Theo Kemp (2025), tính đến đầu năm 2025, Việt Nam có khoảng 78 triệu người dùng mạng xã hội, tương đương khoảng 78% dân số, tăng đáng kể so với mức 70 triệu người (71%) vào năm 2023. Trong đó, hơn 35% người dùng Internet sử dụng mạng xã hội để xem phát trực tiếp và trên 43% người dùng Internet trong độ tuổi 16–64 xem video phát trực tiếp hằng tuần. Cùng với sự gia tăng của hoạt động sử dụng mạng xã hội, thị trường thương mại điện tử tại Việt Nam cũng ghi nhận sự phát triển mạnh mẽ. Theo Kemp (2025), có khoảng 62 triệu người từng mua sắm trực tuyến, tổng giá trị giao dịch trực tuyến ước tính đạt trên 15 tỷ USD và hơn một nửa giao dịch mua sắm trực tuyến được thực hiện thông qua thiết bị di động. Trước xu hướng này, nhiều doanh nghiệp trên các nền tảng thương mại điện tử đã tích hợp tính năng livestream nhằm hỗ trợ người bán giới thiệu sản phẩm, tương tác

với khách hàng và thúc đẩy doanh số bán hàng (Chan và cộng sự, 2022). Thực tế cho thấy, livestream commerce đang trở thành một kênh tiềm năng giúp nâng cao hiệu quả bán hàng và gia tăng hành vi mua sắm trực tuyến của người tiêu dùng (Lo và cộng sự, 2022; Khoi và Le, 2023).

Tại Việt Nam, Facebook Live nổi lên như một nền tảng bán hàng chủ đạo với lượng người dùng đông đảo và tỷ lệ tham gia cao trong nhóm thế hệ Z (sinh năm 1997–2012) là nhóm đối tượng tiêu dùng năng động nhất và nhạy cảm nhất với các kích thích kỹ thuật số (Wongkitrungrueng và Assarut, 2020).

Hành vi mua bốc đồng được định nghĩa là hành động mua hàng không có kế hoạch trước dưới tác động của kích thích tức thời (Rook và Fisher, 1995) đã được nghiên cứu rộng rãi trong thương mại điện tử truyền thống. Tuy nhiên, môi trường livestream tạo ra ba đặc tính khác biệt căn bản: (i) tương tác xã hội theo thời gian thực giữa người bán và cộng đồng người xem; (ii) áp lực khan hiếm được khuếch đại qua hiển thị số lượng tồn kho và người đặt hàng cùng lúc; và (iii) cường độ kích thích cảm xúc cao hơn đáng kể so với kênh tĩnh.

Sự tương tác phức tạp giữa ba yếu tố này và cơ chế trung gian cụ thể dẫn đến ý định mua bốc đồng của thế hệ Z vẫn chưa được làm rõ trong tài liệu.

Trong bối cảnh Việt Nam, nghiên cứu về lĩnh vực này đang phát triển nhanh nhưng còn phân tán. Phạm Đức Dăng (2024) ứng dụng mô hình ELM trên nền tảng livestream, khẳng định chất lượng tương tác của người dẫn đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy sự tham gia và xu hướng mua sắm bốc đồng của khách hàng. Nghiên cứu của Đinh Thị Thủy và cộng sự (2025) cho thấy nội dung quảng cáo có tác động mạnh nhất đến ý định mua hàng trực tuyến, tiếp theo là sự tương tác, nhận thức thương hiệu, cảm xúc cá nhân và ảnh hưởng từ người nổi tiếng, trong khi Nguyễn Hoàng Sơn và cộng

sự (2023) xác nhận niềm tin nhận thức được hình thành qua quá trình tương tác trực tuyến ảnh hưởng trực tiếp đến hành vi mua sắm. Ở cấp độ hành vi bốc đồng, Nguyễn và cộng sự (2025) kiểm định trên mẫu thế hệ Z sử dụng TikTok xác nhận tính tương tác và sự hiện diện xã hội ảnh hưởng tích cực đến hành vi mua ngẫu hứng thông qua trung gian của trải nghiệm dòng chảy và cảm nhận thích thú; Lương Văn Minh (2025) tìm thấy kết quả tương tự trên Shopee với bốn yếu tố bao gồm hiện diện xã hội, khuyến mại bán hàng, trải nghiệm dòng chảy và niềm tin nhận thức. Bảng 0, tổng hợp các nghiên cứu tiêu biểu theo cấu trúc: tác giả, bối cảnh, biến nghiên cứu chính, phương pháp, kết quả chính và khoảng trống để làm rõ vị trí đóng góp của nghiên cứu này.

Bảng 1: Tổng hợp các nghiên cứu tiêu biểu

Tác giả/Năm	Bối cảnh	Biến chính	Phương pháp	Kết quả chính	Khoảng trống
Aggarwal và cộng sự (2011)	TMDT truyền thống, Mỹ	SC → IBI	Thực nghiệm	SC tác động mạnh đến IBI qua FOMO	Chưa có PA, chưa có livestream
Xu và cộng sự (2020)	Livestream, Trung Quốc	RTI, SC, PA → IBI	CB-SEM	RTI và SC tác động tích cực đến IBI	Chưa kiểm định RTI→SC; chưa phân loại trung gian
Wongkitrungrueng và Assarut (2020)	Livestream, Thái Lan	RTI → Trust, Purchase	SEM	RTI tăng niềm tin và ý định mua	Chưa kiểm định vai trò PA
Lo và cộng sự (2022)	Livestream, đa quốc gia	RTI, SC → IBI	SEM-ANN	RTI và SC tác động tích cực	Chưa có bối cảnh VN; chưa phân loại trung gian PA
Phạm Đức Dăng (2024)	Livestream, Việt Nam	ELM, tương tác → IBI	SEM	Chất lượng tương tác → xu hướng IBI	Chưa kiểm định RTI→SC; không có PA
Nguyễn và cộng sự (2025)	TikTok, Gen Z, VN	RTI, Hiện diện xã hội → IBI	PLS-SEM	Trung gian của flow và thích thú	Facebook Live chưa được nghiên cứu
Nghiên cứu này	Facebook Live, Gen Z, VN	RTI, SC, PA → IBI	PLS-SEM	Xác nhận RTI→SC; PA trung gian hoàn toàn/từng phần	—

Ghi chú: SC = Sự khan hiếm (Scarcity Cues); IBI = Ý định mua bốc đồng (Impulsive Buying Intention); RTI = Tương tác thời gian thực (Real-Time Interaction); PA = Sự hiện diện xã hội (Parasocial Attachment / Social Presence); FOMO = Fear of Missing Out; ELM = Elaboration Likelihood Model; SEM = Structural Equation Modeling; PLS-SEM = Partial Least Squares SEM; CB-SEM = Covariance-Based SEM; ANN = Artificial Neural Network; VN = Việt Nam.

Từ tổng quan tài liệu, nhóm nghiên cứu chỉ ra hai khoảng trống cần được giải quyết. *Thứ nhất*, mặc dù lý thuyết S-O-R (Mehrabian và Russell, 1974) dự đoán rằng các kích thích môi trường có thể tương tác và khuếch đại lẫn nhau trước khi tạo ra phản ứng hành vi, và lý thuyết tự quyết (Deci và Ryan, 1985) cho thấy tương tác xã hội làm tăng cảm giác hiện diện cộng đồng là một điều kiện tiên quyết để nhận thức khan hiếm xã hội được khuếch đại, nhưng chưa có nghiên cứu nào kiểm định thực nghiệm liệu RTI có trực tiếp làm tăng nhận thức về khan hiếm trong môi trường livestream hay không. Khoảng trống này có ý nghĩa lý thuyết vì nếu RTI → SC được xác nhận, nó sẽ thay đổi cách hiểu về vai trò của tương tác trong mô hình S-O-R từ kích thích độc lập sang kích thích có tính khuếch đại. *Thứ hai*, vai trò trung gian của cảm xúc tích cực trong mối quan hệ giữa tương tác thời gian thực và ý định mua bốc đồng, cũng như trong mối quan hệ giữa áp lực khan hiếm và ý định mua bốc đồng, vẫn chưa được kiểm định đồng thời trong cùng một mô hình nghiên cứu. Mặt khác, các nghiên cứu trước đây chưa xác định rõ

Nguồn tác giả tổng hợp
loại tác động trung gian (toàn phần hay từng phần) đối với từng mối quan hệ. Đặc biệt, khoảng trống nghiên cứu này càng trở nên rõ nét trong bối cảnh Facebook Live và nhóm người dùng thế hệ Gen Z tại Việt Nam một thị trường có những đặc điểm riêng về hành vi tiêu dùng số nhưng vẫn chưa được khảo sát đầy đủ.

Mặc dù thị trường livestream commerce tại Việt Nam đang bùng nổ, các doanh nghiệp Việt Nam hiện vẫn thiếu căn cứ khoa học thực nghiệm về cơ chế tâm lý – hành vi cụ thể chi phối quyết định mua bốc đồng của người dùng Gen Z trên Facebook Live. Khoảng trống thực tiễn này càng rõ nét hơn khi so sánh với các nền tảng quốc tế như TikTok hay Shopee, nơi đã có nhiều nghiên cứu định lượng được công bố, trong khi Facebook Live tại Việt Nam vẫn chưa được khảo sát đầy đủ. Nghiên cứu này lấp khoảng trống đó bằng bằng chứng thực nghiệm trực tiếp từ thị trường Việt Nam. Về điểm mới, nghiên cứu này đóng góp ba điểm mới quan trọng chưa được xem xét đồng thời trong các nghiên cứu trước đây. *Thứ nhất*, nghiên cứu kiểm định thực nghiệm mối quan hệ giữa tương tác thời gian thực (RTI) và cảm

nhận khan hiếm (SC), qua đó cho thấy các tương tác trực tiếp trên Facebook Live có khả năng gia tăng nhận thức của người tiêu dùng về tính khan hiếm của sản phẩm. *Thứ hai*, nghiên cứu làm rõ vai trò trung gian của cảm xúc tích cực (PE) trong các mối quan hệ của mô hình, đồng thời phân biệt được bản chất trung gian khác nhau, bao gồm trung gian hoàn toàn trong mối quan hệ giữa RTI và hành vi mua bốc đồng (IBI), và trung gian từng phần trong mối quan hệ giữa SC và IBI. *Thứ ba*, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm từ nhóm người tiêu dùng Gen Z tại Việt Nam trong bối cảnh mua sắm qua Facebook Live, góp phần mở rộng cơ sở lý thuyết về hành vi mua bốc đồng trong môi trường livestream thương mại điện tử, đồng thời cung cấp hàm ý thực tiễn cho các doanh nghiệp triển khai hoạt động bán hàng trực tuyến. Nhằm giải quyết hai khoảng trống trên, nghiên cứu hướng đến ba mục tiêu cụ thể: (1) Đánh giá tác động trực tiếp của tương tác thời gian thực và áp lực khan hiếm đến ý định mua bốc đồng của thế hệ Gen Z trên Facebook Live tại Việt Nam; (2) Kiểm định vai trò trung gian của cảm xúc tích cực và xác định loại trung gian trong từng mối quan hệ; (3) Xác định mức độ quan trọng và dự đoán cải thiện hiệu suất của từng yếu tố thông qua phân tích IPMA, từ đó cung cấp hàm ý quản trị thiết thực cho doanh nghiệp.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Khung lý thuyết nền tảng

Nghiên cứu này, tích hợp ba lý thuyết bổ trợ cho nhau để giải thích cơ chế tâm lý – hành vi trong môi trường livestream thương mại. Mỗi lý thuyết được trình bày theo trình tự: (a) nội dung và luận điểm cốt lõi; (b) cách vận dụng trong mô hình nghiên cứu này. *Lý thuyết kích thích – Cơ chế – Phản ứng (S-O-R)* (Mehrabian và Russell, 1974) cung cấp khung phân tích tổng quát: tương tác thời gian thực và áp lực khan hiếm là các kích thích môi trường (S), cảm xúc tích cực là trạng thái nội tâm (O) và ý định mua bốc đồng là phản ứng hành vi (R). Lý thuyết này giải thích tại sao kích thích bên ngoài không tác động trực tiếp mà cần đi qua quá trình xử lý nội tâm trước khi tạo ra phản ứng. *Lý thuyết tự quyết (SDT)* (Deci và Ryan, 1985; Ryan và Deci, 2000): Luận điểm cốt lõi: con người có ba nhu cầu tâm lý cơ bản là năng lực (competence), tự chủ (autonomy) và kết nối (relatedness); khi môi trường đáp ứng các nhu cầu này, động lực nội tại và cảm xúc tích cực được kích hoạt. Vận dụng: tương tác thời gian thực trong livestream đáp ứng nhu cầu kết nối xã hội và năng lực khi người bán phản hồi cá nhân hóa, giải thích con đường RTI → PA. *Lý thuyết cảm xúc dự đoán* (Loewenstein và cộng sự, 2001): Luận điểm cốt lõi: cảm xúc được kích hoạt ngay khi đối mặt với rủi ro hoặc cơ hội có thể tác động mạnh hơn đến quyết định hành vi so với tính toán lý trí. Vận dụng: áp lực khan hiếm kích hoạt đồng thời lo sợ bỏ lỡ – FOMO (cơ chế nhận thức, lý giải SC → IBI trực tiếp) và phần khích trước cơ hội đặc biệt (cơ chế cảm xúc tích cực, lý giải SC → PA → IBI gián tiếp), giải thích tại sao PA đóng vai trò trung gian từng phần trong quan hệ SC–IBI. Nghiên cứu tập trung vào chiều cảm xúc tích cực này, nhất quán với thiết kế đo lường của biến PA.

2.2. Tương tác thời gian thực

Về khái niệm, tương tác thời gian thực (RTI) được định nghĩa là khả năng trao đổi thông tin và phản hồi tức thì giữa người bán và người xem trong suốt phiên phát sóng trực tiếp (Wongkitrungrueng và Assarut, 2020; Xu và cộng sự, 2020). Đây là đặc tính cốt lõi phân biệt thương mại điện tử phát trực tiếp với thương mại điện tử truyền thống. Về đo lường, trong nghiên cứu này RTI được đo qua bốn khía cạnh: tốc độ phản hồi của người bán, chất lượng phản hồi cá nhân hóa, cảm giác tham gia chủ động và tính sống động của cuộc trao đổi — kế thừa thang đo từ Wongkitrungrueng và Assarut (2020) và Xu và cộng sự (2020).

Về mối quan hệ với cảm xúc tích cực, khi người bán phản hồi bình luận nhanh chóng và mang tính cá nhân hóa, người xem cảm thấy được công nhận và có giá trị, dẫn đến trạng thái tâm lý tích cực (Xu và cộng sự, 2020). Về mối quan hệ với áp lực khan hiếm, tương tác tức thì tạo ra môi trường xã hội động, trong đó số lượng người đặt hàng theo thời gian thực và phản hồi của cộng đồng khuếch đại nhận thức về khan hiếm (Aggarwal và cộng sự, 2011).

Về tác động trực tiếp của RTI đến IBI, nghiên cứu tài liệu cho thấy kết quả chưa đồng thuận: Xu và cộng sự (2020) xác nhận tác động trực tiếp đáng kể ($\beta = 0,31$) trong khi Wongkitrungrueng và Assarut (2020) không tìm thấy tác động trực tiếp mà chỉ qua trung gian niềm tin. Sự không nhất quán này, có thể do sự khác biệt về nền tảng (TikTok so với Facebook Live) và văn hóa người dùng. Để giải quyết mâu thuẫn này trong bối cảnh Facebook Live tại Việt Nam, nghiên cứu kiểm định đồng thời cả hai loại tác động. Đặc biệt, chưa có nghiên cứu nào kiểm định liệu RTI có trực tiếp khuếch đại nhận thức về khan hiếm (RTI → SC) hay không, một cơ chế mà lý thuyết S-O-R và SDT cùng dự đoán nhưng chưa được xác nhận thực nghiệm. Do đó, tác giả đề xuất các giả thuyết nghiên cứu sau:

H1: Tương tác thời gian thực có tác động tích cực đến cảm xúc tích cực của người xem.

H2: Tương tác thời gian thực có tác động tích cực đến áp lực khan hiếm.

H3: Tương tác thời gian thực có tác động trực tiếp đến ý định mua bốc đồng.

2.3. Áp lực khan hiếm

Về khái niệm, áp lực khan hiếm (SC) là nhận thức của người tiêu dùng về sự giới hạn, số lượng sản phẩm hoặc thời gian có sẵn, từ đó tạo ra cảm giác cấp bách thúc đẩy hành động mua ngay (Aggarwal và cộng sự, 2011). Về đo lường, trong bối cảnh Facebook Live, SC được đo qua bốn biểu hiện cụ thể: thông báo về số lượng sản phẩm còn lại hạn chế; các chương trình ưu đãi chỉ áp dụng trong thời gian livestream; đồng hồ đếm ngược thời gian khuyến mãi; số lượng đơn đặt hàng được cập nhật theo thời gian thực. Các chỉ báo này được kế thừa và điều chỉnh từ thang đo của Aggarwal và cộng sự (2011).

Cơ chế tác động của áp lực khan hiếm đến ý định mua bốc đồng được lý giải qua hai con đường: (1) Tác động trực tiếp thông qua kích thích lo sợ bỏ lỡ (FOMO) và cảm giác cấp bách nhận thức (Aggarwal và cộng sự, 2011); (2) Tác động gián tiếp thông qua kích thích cảm xúc tích cực, sự phấn khích và hào hứng khi nhận ra cơ

hội đặc biệt (Pham, 1998). Các nghiên cứu của Aggarwal và cộng sự (2011) và Verhagen và van Dolen (2011) xác nhận mối quan hệ này trên các bối cảnh thương mại điện tử khác nhau. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về áp lực khan hiếm (SC), phần lớn các nghiên cứu này chủ yếu tập trung vào ảnh hưởng trực tiếp của SC đối với hành vi mua sắm. Trong khi đó, các cơ chế tâm lý trung gian, đặc biệt là vai trò của cảm xúc tích cực được khơi gợi bởi các tín hiệu khan hiếm, vẫn chưa được kiểm định đầy đủ trong bối cảnh thương mại phát trực tiếp (livestream commerce) (Luo và cộng sự, 2022). Bên cạnh đó, mối quan hệ giữa tương tác thời gian thực (RTI) và áp lực khan hiếm (SC) trong môi trường livestream vẫn còn là khoảng trống nghiên cứu, đặc biệt tại thị trường Việt Nam, nơi chưa có nghiên cứu nào xem xét vai trò của RTI như một yếu tố làm gia tăng nhận thức khan hiếm của người tiêu dùng. Vì thế, tác giả đề xuất các giả thuyết nghiên cứu sau:

H4: Áp lực khan hiếm có tác động tích cực đến cảm xúc tích cực.

H5: Áp lực khan hiếm có tác động trực tiếp tích cực đến ý định mua bốc đồng.

2.4. Cảm xúc tích cực

Về khái niệm, cảm xúc tích cực (PA) là tập hợp các trạng thái tâm lý dễ chịu bao gồm vui vẻ, phấn khích, hào hứng và thỏa mãn được kích hoạt trong quá trình tương tác với môi trường (Watson và cộng sự, 1988; Pham, 1998). Về đo lường, nghiên cứu tập trung đo PA ở chiều tích cực — nhất quán với thiết kế thang đo PANAS của Watson và cộng sự (1988) và lập luận lý thuyết rằng trong bối cảnh livestream tự nguyện, chiều cảm xúc tiêu cực (FOMO) được nắm bắt chủ yếu qua biến SC.

Tuy nhiên, trong bối cảnh livestream thương mại, nơi người xem tham gia hoàn toàn tự nguyện và môi trường được thiết kế để tạo trải nghiệm giải trí tích cực, chiều cảm xúc tiêu cực như FOMO chủ yếu biểu hiện thông qua cơ chế nhận thức, cảm giác cấp bách và lo sợ bỏ lỡ vốn đã được nắm bắt bởi biến áp lực khan hiếm (SC) trong mô hình. Trong khi đó, chiều cảm xúc tích cực, phấn khích khi nhận ra cơ hội đặc biệt, hào hứng

khi được tiếp cận sản phẩm giới hạn được kỳ vọng chiếm ưu thế và đóng vai trò quyết định hơn đối với ý định mua (Pham, 1998; Verhagen và van Dolen, 2011). Đây là cơ sở lý thuyết để nghiên cứu tập trung đo lường PA ở chiều tích cực, nhất quán với thiết kế thang đo kế thừa từ Watson và cộng sự (1988).

Theo lý thuyết S-O-R, cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian quan trọng, chuyển đổi các kích thích môi trường thành phản ứng hành vi. Cụ thể, mô hình này dự đoán hai con đường tác động phân biệt: SC ảnh hưởng đến ý định mua bốc đồng (IBI) qua cơ chế nhận thức (tính cấp bách, FOMO con đường trực tiếp) và qua cơ chế cảm xúc tích cực (phấn khích, hào hứng, con đường gián tiếp thông qua PA). Sự phân biệt này giải thích tại sao nghiên cứu kỳ vọng PA đóng vai trò trung gian từng phần giữa SC và IBI. Trong bối cảnh mua sắm trực tuyến, cảm xúc tích cực được xác nhận là yếu tố dự báo mạnh của ý định mua bốc đồng (Verhagen và van Dolen, 2011). Tuy nhiên, các nghiên cứu trước chưa xác định rõ loại trung gian (toàn phần hay từng phần) của PA trong từng mối quan hệ riêng biệt RTI → IBI và SC → IBI trong cùng một mô hình. Sự phân biệt này có ý nghĩa lý thuyết và thực tiễn quan trọng vì nó tiết lộ liệu cảm xúc có phải là con đường duy nhất hay chỉ là một trong nhiều con đường dẫn đến hành vi mua bốc đồng.

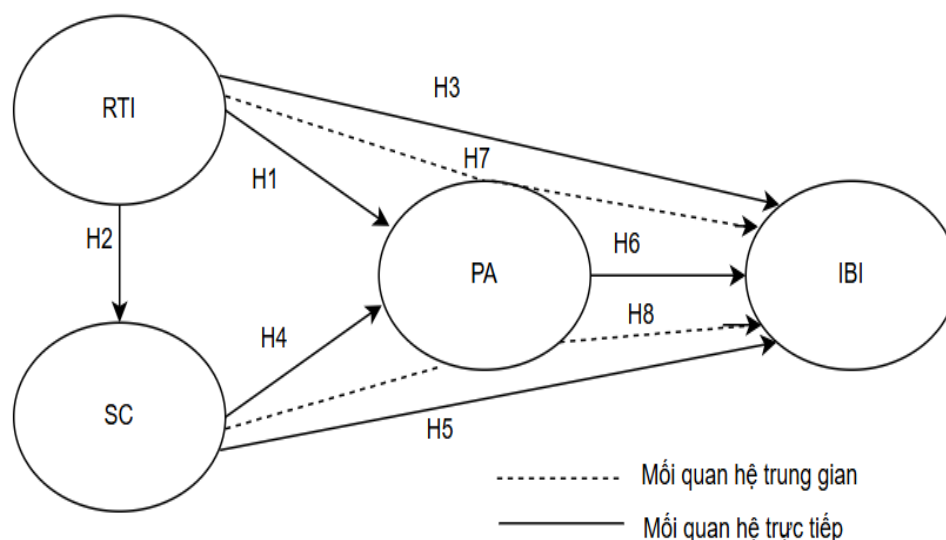
Do vậy, tác giả đề xuất các giả thuyết nghiên cứu sau:

H6: Cảm xúc tích cực có tác động trực tiếp tích cực đến ý định mua bốc đồng.

H7: Cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa tương tác thời gian thực và ý định mua bốc đồng.

H8: Cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa áp lực khan hiếm và ý định mua bốc đồng.

Từ những luận giải trên, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu (Hình 1) gồm: 2 yếu tố độc lập: Tương tác thời gian thực (RTI) và Áp lực khan hiếm (SC); Yếu tố trung gian: Cảm xúc tích cực (PA) và yếu tố phụ thuộc: Ý định mua bốc đồng (IBI).



Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thiết kế nghiên cứu và thang đo

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hỗn hợp (mixed methods) gồm hai giai đoạn. Giai đoạn định tính sơ bộ: tiến hành phỏng vấn bán cấu trúc với 5 chuyên gia (2 giảng viên marketing và 3 người bán hàng livestream có kinh nghiệm) và thảo luận nhóm tập trung với 8 sinh viên Gen Z nhằm kiểm tra tính phù hợp ngữ nghĩa và nội dung của thang đo trong bối cảnh Việt Nam, đồng thời xác nhận các biến đo lường kế thừa từ tài liệu quốc tế có phù hợp với hành vi người dùng Facebook Live tại Việt Nam. Giai đoạn định lượng chính thức sử dụng thiết kế điều tra cắt ngang. Đối tượng khảo sát là thế hệ Z (sinh năm 1997–2012) có kinh nghiệm mua hàng qua Facebook Live tại Việt Nam. Nội dung điều tra tập trung đo lường bốn cấu trúc: tương tác thời gian thực (RTI), áp lực khan hiếm (SC), cảm xúc tích cực (PA) và ý định mua bốc đồng (IBI), cùng với các thông tin nhân khẩu học (giới tính, thu nhập, tần suất xem livestream). Về cỡ mẫu: theo tiêu chí của Hair và cộng sự (2022) cho PLS-SEM, cỡ mẫu tối thiểu bằng 10 lần số đường dẫn lớn nhất đến biến nội sinh; mô hình có tối đa 3 đường dẫn đến IBI nên cỡ mẫu tối thiểu là 30 quan sát. Phân tích sức mạnh thống kê (power analysis) với $f^2 = 0,15$, $\alpha = 0,05$, power = 0,80 yêu cầu tối thiểu $n = 55$. Cỡ mẫu thực tế 466 quan sát hợp lệ đạt yêu cầu cao. Về phương pháp chọn

mẫu: kết hợp chọn mẫu thuận tiện và chọn mẫu ném tuyết (snowball sampling) qua Google Form chia sẻ trên mạng xã hội Facebook và Zalo, trong thời gian từ tháng 1 đến tháng 3 năm 2025. Các thang đo được kế thừa từ những nghiên cứu trước đã được kiểm định độ tin cậy và giá trị. Quy trình dịch thuật ngược được thực hiện với sự tham gia của chuyên gia ngôn ngữ Anh nhằm đảm bảo tính tương đương ngữ nghĩa. Trước khi khảo sát chính thức, các biến quan sát được đánh giá sơ bộ thông qua khảo sát thử với $n = 35$ quan sát để đảm bảo độ tin cậy tính thuyết phục của thang đo. Các biến quan sát có hệ số tải thấp hơn 0,70 sẽ cân nhắc theo tiêu chí của Hair và cộng sự (2022) trước khi tiến hành phân tích mô hình cấu trúc.

Bốn biến tiềm ẩn được đo lường bằng thang Likert 5 bậc, trong đó: 1 = Hoàn toàn không đồng ý; 2 = Không đồng ý; 3 = Trung lập; 4 = Đồng ý; 5 = Hoàn toàn đồng ý. Chi tiết các biến quan sát được trình bày ở Bảng 1: (1) Tương tác thời gian thực (RTI) với 4 biến quan sát, nguồn gốc từ Wongkitrungrueng và Assarut (2020) và Xu và cộng sự (2020); (2) Cảm xúc tích cực (PA) với 4 biến quan sát, kế thừa từ Watson và cộng sự (1988) và Pham (1998); (3) Áp lực khan hiếm (SC) với 4 biến quan sát, dựa trên Aggarwal và cộng sự (2011); (4) Ý định mua bốc đồng (IBI) với 4 biến quan sát, kế thừa từ Rook và Fisher (1995) và Verhagen và van Dolen (2011).

Bảng 2: Nội dung thang đo các biến tiềm ẩn

Biến tiềm ẩn	Biến quan sát	Nguồn gốc
Tương tác thời gian thực (RTI)	rti1: Tôi có thể đặt câu hỏi và nhận phản hồi ngay lập tức từ người bán trong buổi livestream. rti2: Tôi cảm thấy cuộc trò chuyện với người bán trong livestream rất sống động và tức thì. rti3: Người bán phản hồi bình luận của tôi một cách nhanh chóng trong buổi livestream. rti4: Tôi cảm thấy mình đang trực tiếp tham gia vào buổi livestream chứ không chỉ xem thụ động.	Wongkitrungrueng và Assarut (2020) Xu và cộng sự (2020)
Cảm xúc tích cực (PA)	pa1: Tôi cảm thấy vui vẻ và hào hứng khi xem livestream mua sắm. pa2: Xem livestream khiến tôi cảm thấy phấn khích và tràn đầy năng lượng. pa3: Tôi có cảm xúc tích cực và dễ chịu trong suốt buổi livestream. pa4: Tôi cảm thấy thỏa mãn và thích thú khi theo dõi sản phẩm được giới thiệu qua livestream.	Watson và cộng sự (1988) Pham (1998)
Ý định mua bốc đồng (IBI)	ibi1: Khi xem livestream, tôi thường mua sản phẩm ngay mà không cần suy nghĩ nhiều. ibi2: Tôi cảm thấy thôi thúc phải mua ngay khi xem sản phẩm được giới thiệu trong livestream. ibi3: Tôi thường đặt mua hàng ngay trong lúc đang xem livestream dù không có kế hoạch trước. ibi4: Khi thấy sản phẩm hấp dẫn trong livestream, tôi khó cưỡng lại việc mua ngay lập tức.	Rook và Fisher (1995) Verhagen và van Dolen (2011)
Áp lực khan hiếm (SC)	sc1: Thông báo "sắp hết hàng" hoặc "còn giới hạn sản phẩm" trong livestream khiến tôi muốn mua ngay. sc2: Ưu đãi "chỉ có trong livestream hôm nay" thúc đẩy tôi quyết định mua nhanh hơn. sc3: Việc đếm ngược thời gian khuyến mãi trong livestream tạo cảm giác cấp bách khiến tôi hành động ngay. sc4: Số lượng người đang xem và đặt hàng lớn trong livestream khiến tôi lo sợ bỏ lỡ cơ hội.	Aggarwal và cộng sự (2011)

Nguồn tác giả tổng hợp

3.2. Thu thập dữ liệu và xử lý mẫu

Dữ liệu được thu thập từ tháng 1 đến tháng 3 năm 2025 qua bảng hỏi phát trực tiếp và trực tuyến (Google Form) đến sinh viên và người dùng trẻ thuộc thế hệ Z tại các trường đại học và qua mạng xã hội tại Việt Nam. Tổng số phiếu thu về: 524 phiếu. Quy trình kiểm tra chất lượng loại bỏ 58 phiếu không đạt (hiện tượng straight-lining với độ lệch chuẩn bằng 0 trên toàn bộ thang đo, biểu hiện của việc trả lời thiếu chú ý). Mẫu đưa vào phân tích: 466 phiếu hợp lệ (tỷ lệ sử dụng: 88,9%), đáp ứng yêu cầu tối thiểu của PLS-SEM theo Hair và cộng sự (2022).

Trước khi tiến hành phân tích, các thủ tục đã được thực hiện nhằm đánh giá và giảm thiểu phương sai phương pháp chung (CMB) và sai lệch không phản hồi (non-response bias), vốn là những mối đe dọa tiềm ẩn trong nghiên cứu dựa trên khảo sát. Nghiên cứu áp dụng hai kỹ thuật: (1) Kiểm định Harman's Single Factor - phương sai được giải thích bởi nhân tố chung duy nhất đạt 46,13%, thấp hơn ngưỡng 50% (Podsakoff và cộng sự, 2003); (2) Ngoài ra, tất cả các giá trị hệ số khuếch đại phương sai (VIF) cho các cấu trúc tiềm ẩn đều < 3,3 (RTI = 1,382; SC = 1,149; IBI = 1,699; PA = 1,885), xác nhận rằng hiện tượng đa cộng tuyến và sai lệch phương pháp không phải là vấn đề lo ngại (Hair và cộng sự, 2022; Kock, 2015).

3.3. Phương pháp phân tích

PLS-SEM được lựa chọn thay vì CB-SEM dựa trên ba căn cứ phù hợp với đặc điểm của nghiên cứu này. Thứ nhất, nghiên cứu hướng đến mục tiêu dự báo và giải thích phương sai của biến phụ thuộc, đây là mục tiêu mà PLS-SEM được thiết kế tối ưu, trong khi CB-SEM tập trung vào kiểm định độ phù hợp của mô hình lý thuyết đã được thiết lập vững chắc (Hair và cộng sự, 2022). Thứ hai, mô hình nghiên cứu bao gồm đồng thời các mối quan hệ trực tiếp, gián tiếp và kiểm định trung gian phức tạp trong PLS-SEM với kỹ thuật bootstrapping phi tham số cho phép ước lượng các hệ số tác động ổn định và xây dựng khoảng tin cậy chính xác mà không yêu cầu giả định phân phối chuẩn của dữ liệu (Preacher và Hayes, 2008; Ringle và cộng sự, 2015). Thứ ba, đây là nghiên cứu khám phá trong bối cảnh Facebook Live và thế hệ Z tại Việt Nam một lĩnh vực còn non trẻ trong tài liệu, phù hợp với định hướng PLS-SEM dành cho nghiên cứu khám phá hơn là kiểm định lý thuyết thuần túy (Hair và cộng sự, 2022).

PLS-SEM (SmartPLS 3.0) được sử dụng với quy trình phân tích hai bước của Hair và cộng sự (2022). Bước 1 - Mô hình đo lường: đánh giá độ tin cậy qua Cronbach's Alpha, độ tin cậy nhất quán nội tại (ρ_A); độ tin cậy tổng hợp (CR); giá trị hội tụ qua phương sai trung bình được trích (AVE); giá trị phân biệt qua tiêu chí Fornell-Larcker; tỷ số HTMT và độ phù hợp tổng thể của mô hình qua SRMR và NFI. Bước 2 - Mô hình cấu trúc: kỹ thuật bootstrapping phi tham số với 5.000 mẫu lặp lại, sử dụng tùy chọn Bias-Corrected and

Accelerated (BCa) và kiểm định hai đuôi ở mức ý nghĩa 5%, được áp dụng để kiểm định ý nghĩa thống kê của các hệ số tác động và khoảng tin cậy. Bên cạnh đó, hệ số xác định R^2 và R^2_{adj} đánh giá khả năng giải thích phương sai; kích thước hiệu ứng f^2 (Cohen, 1988) đánh giá mức độ đóng góp của từng biến độc lập; chỉ số Stone-Geisser Q^2 ($Q^2 > 0$) xác nhận năng lực dự báo ngoài mẫu và phân tích ma trận Tầm quan trọng – Hiệu suất (IPMA) cung cấp cơ sở ưu tiên hóa các hàm ý quản trị (Ringle và Sarstedt, 2016).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả mẫu nghiên cứu

Về kết quả định tính sơ bộ: phỏng vấn chuyên gia và thảo luận nhóm xác nhận các biến quan sát phù hợp với bối cảnh người dùng Facebook Live tại Việt Nam. Người bán livestream cho rằng các tín hiệu khan hiếm (đồng hồ đếm ngược, thông báo sắp hết hàng) là công cụ thúc đẩy mua hàng hiệu quả nhất, nhất quán với kết quả định lượng $SC \rightarrow IBI$ mạnh nhất ($\beta = 0,483$). Kết quả định tính cũng xác nhận rằng tương tác cá nhân hóa từ người bán tạo cảm xúc tích cực rõ rệt cho người xem, nhất quán với cơ chế $RTI \rightarrow PA \rightarrow IBI$. Không có biến quan sát nào cần loại bỏ sau giai đoạn định tính. Mẫu nghiên cứu gồm 466 quan sát hợp lệ. Về giới tính, nữ chiếm tỷ lệ đa số (80,5%), nam chiếm 19,2% và khác 0,3%. Phân bố này không phản ánh sai lệch chọn mẫu mà nhất quán với cấu trúc tổng thể của người tiêu dùng livestream tại Việt Nam, nơi nữ giới là nhóm tham gia mua sắm qua Facebook Live chủ đạo, đặc biệt trong hai danh mục mỹ phẩm/làm đẹp (38,1%) và thời trang/phụ kiện (35,9%) chiếm tới 74% mẫu nghiên cứu này. Nói cách khác, tỷ lệ nữ cao trong mẫu phản ánh đúng hành vi tiêu dùng thực tế của tổng thể nghiên cứu hơn là một hạn chế về phương pháp.

Về thu nhập, 70,21% không có thu nhập (sinh viên), 24,86% có thu nhập dưới 5 triệu đồng/tháng và 3,80% từ 5–10 triệu đồng. Nhóm sinh viên không có thu nhập tuy có ngân sách hạn chế nhưng là nhóm tiêu dùng kỹ thuật số năng động nhất trong thế hệ Z tại Việt Nam, với tần suất tiếp xúc livestream cao và mức độ nhạy cảm cao với các kích thích tức thời như áp lực khan hiếm và tương tác thời gian thực, đặc điểm phù hợp trực tiếp với đối tượng nghiên cứu của bài. Tuy nhiên, cần thừa nhận rằng cấu trúc mẫu thiên về nữ giới và sinh viên giới hạn khả năng tổng quát hóa kết quả sang các phân khúc khác của thế hệ Z, đặc biệt là nam giới và nhóm có thu nhập từ trung bình trở lên, đây là hướng cần kiểm định trong các nghiên cứu tiếp theo.

Về tần suất xem livestream, gần 40% xem từ 3 lần/tuần trở lên (mỗi ngày: 21,4%; 3–5 lần/tuần: 18,8%), trong khi chỉ 16,1% xem ít hơn 1 lần/tháng. Phân bố đa dạng này cho thấy mẫu bao phủ được cả nhóm người dùng thường xuyên lẫn không thường xuyên, tăng cường tính đại diện của dữ liệu đối với hành vi xem livestream của thế hệ Z nói chung. Với giá trị trung bình (Mean) của bốn cấu trúc tiềm ẩn trong

mô hình. RTI đạt giá trị trung bình cao nhất (Mean = 3,74), cho thấy người dùng Gen Z đánh giá chất lượng tương tác thời gian thực trong các buổi livestream ở mức khá tốt, SC đạt Mean = 3,62 và PA đạt Mean = 3,58, phản ánh mức độ nhận thức khan hiếm và cảm xúc tích cực tương đối cao trong quá trình xem livestream. Trong khi đó, IBI đạt Mean = 3,31 – mức trung bình, cho thấy dư địa đáng kể để doanh nghiệp khai thác nhằm nâng cao ý định mua bốc đồng. Sự chênh lệch giữa mức kích thích (SC, RTI cao) và phản ứng hành vi (IBI thấp hơn) nhất quán với cơ chế trung gian của PA: cảm xúc tích cực đóng vai trò cầu nối chuyển hóa kích thích thành hành vi, và do đó việc tăng cường PA sẽ khuếch đại hiệu quả tác động của SC và RTI lên IBI.

4.2. Đánh giá mô hình đo lường

Bảng 2 trình bày kết quả đánh giá độ tin cậy và giá trị hội tụ của các cấu trúc phân xạ trong mô hình. Tất cả hệ số tải dao động từ 0,680 đến 0,880, trong đó 14/15 biến quan sát đạt ngưỡng lý tưởng $\geq 0,70$ (Hair và cộng sự, 2022). Quan sát rti1 có hệ số tải 0,680, tuy

tiệm cận ngưỡng này nhưng được giữ lại do các chỉ số độ tin cậy tổng hợp và AVE của cấu trúc RTI vẫn đạt yêu cầu (CR = 0,841; AVE = 0,572), đồng thời biến này đóng góp nội dung đo lường không thể thay thế về khía cạnh chức năng của tương tác thời gian thực. Hệ số Cronbach's Alpha dao động từ 0,753 đến 0,883 (ngưỡng $\geq 0,70$), độ tin cậy nội tại (rho_A) từ 0,774 đến 0,884 (ngưỡng $\geq 0,70$), độ tin cậy tổng hợp (CR) từ 0,841 đến 0,919 (ngưỡng $\geq 0,70$) và phương sai trung bình (AVE) từ 0,572 đến 0,740 (ngưỡng $\geq 0,50$), tất cả các chỉ số đều đáp ứng yêu cầu (Hair và cộng sự, 2022; Fornell và Larcker, 1981). Chỉ số VIF của các biến quan sát dao động từ 1,321 đến 2,670, thấp hơn ngưỡng 3,3 (Hair và cộng sự, 2022), xác nhận không có vấn đề đa cộng tuyến trong mô hình đo lường.

Những kết quả này cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc về độ tin cậy và giá trị hội tụ của mô hình đo lường, khẳng định rằng các cấu trúc đã đo lường chính xác các khía cạnh tiềm ẩn của hành vi mua bốc đồng trên Facebook Live của thế hệ Gen Z tại Việt Nam.

Bảng 3: Độ tin cậy và giá trị hội tụ

Biến tiềm ẩn	Thang đo	Hệ số tải	Hệ số phóng đại phương sai (VIF)	Hệ số Cronbach's Alpha	Độ tin cậy nội tại (rho_A)	Độ tin cậy tổng hợp (CR)	Phương sai trung bình (AVE)
IBI	ibi1	0,860	2,545	0,883	0,884	0,919	0,740
	ibi2	0,880	2,670				
	ibi3	0,866	2,390				
	ibi4	0,834	2,067				
PA	pa1	0,847	2,198	0,868	0,871	0,910	0,717
	pa2	0,870	2,326				
	pa3	0,856	2,274				
	pa4	0,812	1,840				
RTI	rti1	0,683	1,499	0,753	0,774	0,841	0,572
	rti2	0,778	1,568				
	rti3	0,828	1,623				
	rti4	0,727	1,321				
SC	sc1	0,866	2,153	0,875	0,880	0,914	0,727
	sc2	0,865	2,299				
	sc3	0,862	2,368				
	sc4	0,867	1,906				

Nguồn tác giả

Giá trị phân biệt được đánh giá bằng hai kỹ thuật: tiêu chí Fornell-Larcker và tỷ số HTMT. Kết quả trình bày trong Bảng 3, tiêu chí Fornell-Larcker cho thấy căn bậc hai AVE của từng cấu trúc (đường chéo: IBI = 0,860; PA = 0,847; RTI = 0,756; SC = 0,852) đều lớn hơn tương quan với các cấu trúc khác, đáp ứng tiêu chí Fornell và Larcker (1981).

Để củng cố thêm kết quả trên, tỷ số HTMT được trình bày trong Bảng 4. Tất cả các giá trị HTMT dao

động từ 0,480 đến 0,785, đều thấp hơn ngưỡng 0,85 (Henseler và cộng sự, 2015), xác nhận giá trị phân biệt thỏa đáng giữa tất cả các cấu trúc trong mô hình.

Kết quả cho thấy, cả hai phương pháp Fornell-Larcker và HTMT cung cấp bằng chứng thực nghiệm mạnh mẽ cho thấy tất cả các cấu trúc tiềm ẩn trong mô hình đều đạt giá trị phân biệt theo (Hair và cộng sự, 2022).

Bảng 4: Tiêu chí Fornell-Larcker

	IBI	PA	RTI	SC
IBI	0,860			
PA	0,634	0,847		
RTI	0,413	0,505	0,756	
SC	0,695	0,599	0,405	0,852

Nguồn tác giả

Bảng 5: Tỷ số Heterotrait-Monotrait (HTMT)

	IBI	PA	RTI	SC
IBI				
PA	0,720			
RTI	0,490	0,603		
SC	0,785	0,683	0,480	

Nguồn tác giả

Độ phù hợp tổng thể của mô hình được đánh giá thông qua các chỉ số trình bày trong Bảng 5. Giá trị SRMR đạt 0,059 cho cả mô hình bão hòa và mô hình ước lượng, thấp hơn ngưỡng khuyến nghị 0,08 (Hair và cộng sự, 2022), xác nhận mô hình có độ phù hợp tốt. Chỉ số NFI đạt 0,867 ở cả hai mô hình; mặc dù chưa đạt ngưỡng lý tưởng 0,90, giá trị này được đánh giá là chấp nhận được trong nghiên cứu PLS-SEM với cỡ mẫu vừa do NFI có xu hướng bị ảnh hưởng bởi độ phức tạp của mô hình và cỡ mẫu (Henseler và cộng sự,

2015). Các chỉ số $d_{ULS} = 0,422$ và $d_G = 0,190$ nhất quán hoàn toàn giữa mô hình bão hòa và mô hình ước lượng, cho thấy không có sai lệch cấu trúc đáng kể giữa hai mô hình. Sự chênh lệch nhỏ ở chỉ số Chi-Square (531,099 so với 573,098) là kết quả tất yếu của các ràng buộc cấu trúc trong mô hình ước lượng và không ảnh hưởng đến kết luận về độ phù hợp tổng thể. Tổng hợp các kết quả trên, mô hình đề xuất đạt độ phù hợp tổng thể thỏa đáng để tiến hành kiểm định giả thuyết.

Bảng 6: Các chỉ số phù hợp mô hình

	Mô hình bão hòa	Mô hình ước lượng
SRMR	0,059	0,059
d_{ULS}	0,422	0,422
d_G	0,190	0,190
Chi-Square	531,099	573,098
NFI	0,867	0,867

Nguồn tác giả

4.3. Đánh giá mô hình cấu trúc và kiểm định giả thuyết

4.3.1. Khả năng dự báo và giải thích của mô hình

Kết quả phân tích mô hình cấu trúc cho thấy hệ số xác định của biến IBI đạt $R^2 = 0,559$ ($R^2_{adj} = 0,557$), hàm ý rằng các biến trong mô hình giải thích được 55,9% phương sai của ý định mua bốc đồng - mức trung bình theo phân loại của Hair và cộng sự (2022) đối với nghiên cứu hành vi tiêu dùng trực tuyến. Tương tự, $R^2 = 0,441$ ($R^2_{adj} = 0,439$) cho biến PA cho thấy

RTI và SC cùng giải thích 44,1% phương sai của cảm xúc tích cực, đạt mức trung bình. Về năng lực dự báo ngoài mẫu, chỉ số Stone-Geisser Q^2 của IBI đạt 0,408 và Q^2 của PA đạt 0,311 cả hai giá trị đều lớn hơn 0 nên mô hình được xác nhận có năng lực dự báo phù hợp đối với dữ liệu chưa quan sát (Hair và cộng sự, 2022).

4.3.2. Kiểm định giả thuyết - tác động trực tiếp.

Kết quả kiểm định giả thuyết bằng bootstrapping (5.000 mẫu lặp lại) được trình bày trong Bảng 6.

Bảng 7: Kết quả kiểm định mô hình cấu trúc

Giả thuyết	Mối quan hệ	Hệ số β	Giá trị t	2,5%	97,5%	Giá trị p	f^2	Kết luận
Tác động trực tiếp								
H6	PA $\rightarrow$ IBI	0,316	5,911	0,209	0,418	0	0,126	Chấp nhận
H3	RTI $\rightarrow$ IBI	0,058	1,388	-0,024	0,137	0,165(ns)	0,006	Không chấp nhận
H1	RTI $\rightarrow$ PA	0,314	6,788	0,221	0,403	0,000	0,148	Chấp nhận
H2	RTI $\rightarrow$ SC	0,408	9,966	0,325	0,485	0,000	0,197	Chấp nhận
H5	SC $\rightarrow$ IBI	0,483	10,562	0,389	0,568	0,000	0,333	Chấp nhận
H4	SC $\rightarrow$ PA	0,472	11,070	0,389	0,555	0,000	0,333	Chấp nhận
Tác động gián tiếp								
H7	RTI $\rightarrow$ PA $\rightarrow$ IBI	0,100	4,344	0,058	0,147	0,000	-	Chấp nhận
H8	SC $\rightarrow$ PA $\rightarrow$ IBI	0,149	5,245	0,096	0,207	0,000	-	Chấp nhận
	RTI $\rightarrow$ SC $\rightarrow$ PA $\rightarrow$ IBI	0,061	4,278	0,036	0,091	0,000	-	
	RTI $\rightarrow$ SC $\rightarrow$ IBI	0,197	7,479	0,145	0,249	0,000	-	
	RTI $\rightarrow$ SC $\rightarrow$ PA	0,193	6,754	0,140	0,251	0,000	-	

f^2 : kích thước hiệu ứng theo Cohen (1988): $\geq 0,35$ = lớn; $\geq 0,15$ = trung bình; $\geq 0,02$ = nhỏ; $< 0,02$ = không đáng kể. (—): f^2 không áp dụng cho tác động gián tiếp.

Nguồn tác giả

Giả thuyết H1 ($RTI \rightarrow PA$: $\beta = 0,314$; $t = 6,788$; $p < 0,001$; $f^2 = 0,148$) được ủng hộ: tương tác thời gian thực có tác động tích cực đến cảm xúc tích cực ở mức độ trung bình. Kết quả này nhất quán với lập luận rằng phản hồi tức thì và mang tính cá nhân hóa từ người bán tạo ra cảm giác được công nhận, kích thích trạng thái tâm lý tích cực (Xu và cộng sự, 2020; Wongkitrungrueng và Assarut, 2020).

Giả thuyết H2 ($RTI \rightarrow SC$: $\beta = 0,408$; $t = 9,966$; $p < 0,001$; $f^2 = 0,197$) được ủng hộ: tương tác thời gian thực khuếch đại nhận thức về áp lực khan hiếm ở mức độ trung bình. Đây là phát hiện mới có ý nghĩa lý thuyết quan trọng, môi trường tương tác trực tiếp làm tăng nhận thức về số lượng người cạnh tranh mua hàng cùng lúc, qua đó khuếch đại áp lực khan hiếm theo cơ chế xã hội (Wongkitrungrueng & Assarut, 2020; Aggarwal và cộng sự, 2011).

Giả thuyết H3 ($RTI \rightarrow IBI$: $\beta = 0,058$; $t = 1,388$; $p = 0,165$) không được ủng hộ: tương tác thời gian thực không có tác động trực tiếp có ý nghĩa thống kê đến ý định mua bốc đồng. Tuy nhiên, điều này không có nghĩa tương tác thời gian thực không quan trọng, kết quả phân tích các tác động gián tiếp sẽ minh giải rõ hơn vai trò của biến này.

Giả thuyết H4 ($SC \rightarrow PA$: $\beta = 0,472$; $t = 11,070$; $p < 0,001$; $f^2 = 0,333$) được ủng hộ mạnh: áp lực khan hiếm có tác động tích cực đến cảm xúc tích cực. Kết quả này cho thấy nhận thức về khan hiếm không chỉ tạo ra lo ngại mà còn kích thích cảm xúc phấn khích và hào

hứng - phản ánh hiệu ứng cảm xúc kép của khan hiếm được lý thuyết cảm xúc dự đoán lý giải (Loewenstein và cộng sự, 2001).

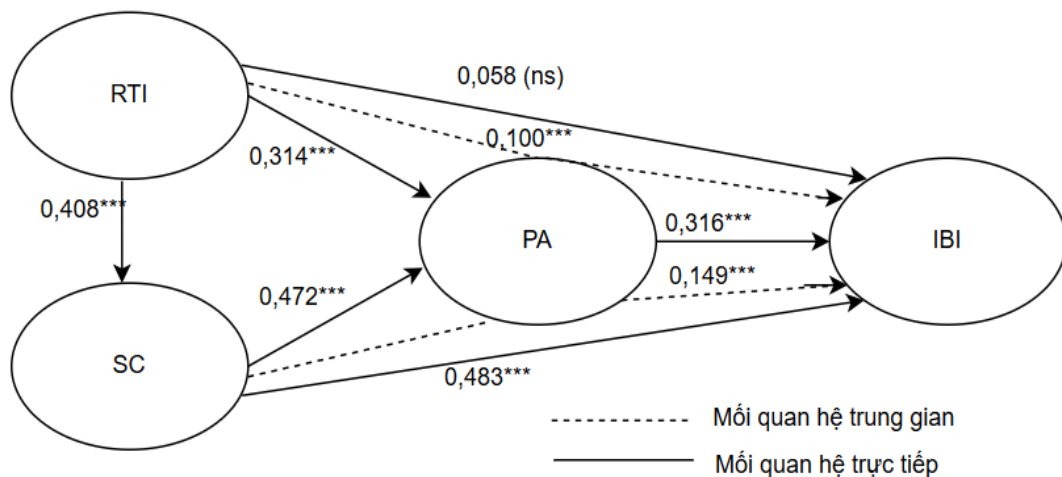
Giả thuyết H5 ($SC \rightarrow IBI$: $\beta = 0,483$; $t = 10,562$; $p < 0,001$; $f^2 = 0,333$) được ủng hộ: áp lực khan hiếm là tác nhân trực tiếp mạnh nhất của ý định mua bốc đồng trong mô hình. Kích thước hiệu ứng $f^2 = 0,333$ xác nhận đây là tác động lớn theo phân loại của Cohen (1988), nhất quán với vai trò trung tâm của SC trong kết quả IPMA.

Giả thuyết H6 ($PA \rightarrow IBI$: $\beta = 0,316$; $t = 5,911$; $p < 0,001$; $f^2 = 0,126$) được ủng hộ: cảm xúc tích cực có tác động trực tiếp tích cực đến ý định mua bốc đồng ở mức trung bình (Cohen, 1988), nhất quán với tài liệu về ảnh hưởng của cảm xúc đến hành vi tiêu dùng (Pham, 1998)

4.3.3. Tác động gián tiếp và kiểm định vai trò trung gian.

Giả thuyết H7 ($RTI \rightarrow PA \rightarrow IBI$: $\beta = 0,100$; $t = 4,344$; $p < 0,001$) được ủng hộ: cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian hoàn toàn (full mediation) giữa tương tác thời gian thực và ý định mua bốc đồng vì tác động trực tiếp $RTI \rightarrow IBI$ không có ý nghĩa thống kê (Baron và Kenny, 1986).

Giả thuyết H8 ($SC \rightarrow PA \rightarrow IBI$: $\beta = 0,149$; $t = 5,245$; $p < 0,001$) được ủng hộ: cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian từng phần (partial mediation) giữa áp lực khan hiếm và ý định mua bốc đồng, vì tác động trực tiếp $SC \rightarrow IBI$ vẫn có ý nghĩa thống kê. Kết quả của mô hình cấu trúc được trình bày trong Hình 2.



Ghi chú: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; ns = ($p > 0,05$)

Hình 2. Kết quả mô hình cấu trúc

4.4. Phân tích ma trận Tầm quan trọng – Hiệu suất (IPMA)

IPMA kết hợp hai chiều thể hiện tầm quan trọng (importance: tổng tác động chuẩn hóa đến IBI) và hiệu suất (performance: giá trị trung bình chuẩn hóa 0–100), cung cấp ưu tiên quản trị rõ ràng hơn so với chỉ xét hệ số đường dẫn đơn thuần. Kết quả IPMA thể hiện qua

Hình 3, cho biến mục tiêu IBI cho thấy ba hàm ý quản trị trực tiếp:

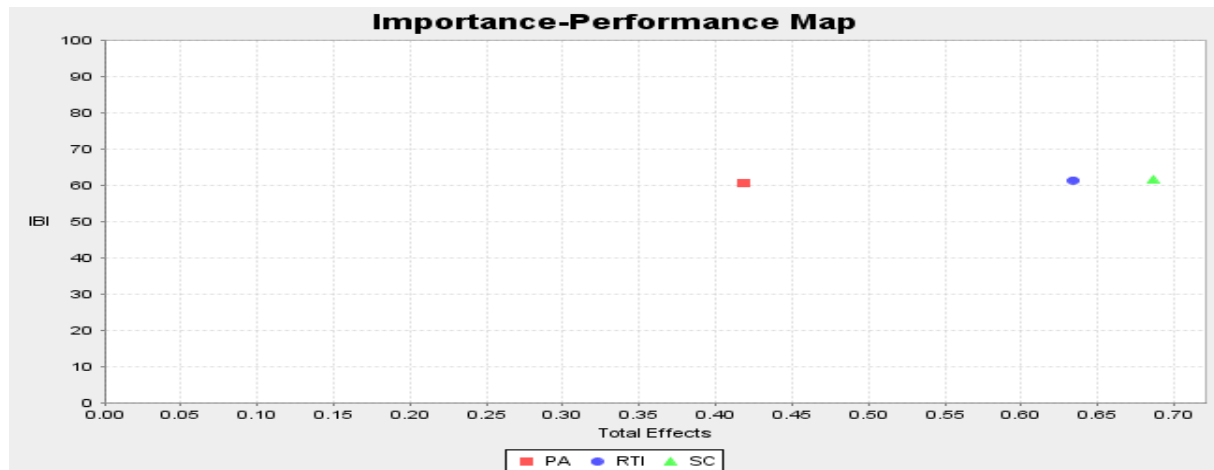
(1) Áp lực khan hiếm (SC) có tầm quan trọng cao nhất (importance = 0,686) trong số các biến tiền tố theo cả hai con đường trực tiếp lẫn gián tiếp. Đây là yếu tố cần được ưu tiên tối ưu hóa đầu tiên trong thiết kế kịch bản livestream.

(2) Cảm xúc tích cực (PA) có tầm quan trọng trung gian (importance = 0,418) nhưng đóng vai trò khuếch đại mọi kích thích từ RTI và SC đều cần đi qua PA để tạo ra tác động tối đa đến IBI.

(3) Tương tác thời gian thực (RTI) có tầm quan trọng gián tiếp cao (tổng importance bằng 0,634 đến IBI) nhưng hiệu suất vẫn còn dư địa cải thiện, đầu tư vào chất lượng tương tác của người dẫn livestream sẽ khuếch đại hiệu quả toàn bộ mô hình.

Bảng 8: Bảng hiệu suất IPMA

	Importance	Performances
PA	0.418	60.688
RTI	0.634	61.380
SC	0.686	61.551



Hình 3. Hiệu suất IPMA

4.5. Thảo luận

4.5.1. Vai trò trung tâm của áp lực khan hiếm

Phát hiện quan trọng nhất là áp lực khan hiếm đồng thời là tác nhân trực tiếp mạnh nhất ($\beta = 0,483$) và tác nhân gián tiếp đáng kể đến ý định mua bốc đồng thông qua cảm xúc tích cực ($\beta = 0,149$). Kết quả này mở rộng và làm sâu sắc hơn các phát hiện của Aggarwal và cộng sự (2011) và Verhagen & van Dolen (2011) trong bối cảnh livestream thương mại điện tử thế hệ Gen Z tại Việt Nam. Đặc biệt, tác động của SC đến PA ($\beta = 0,472$) cho thấy áp lực khan hiếm không chỉ tạo ra lo ngại (FOMO) mà còn kích thích cảm xúc phấn khích và hào hứng là một hiệu ứng cảm xúc kép mà các nghiên cứu trước đây chưa kiểm định đầy đủ trong bối cảnh livestream.

4.5.2. Tương tác thời gian thực: tác động gián tiếp quan trọng

Mặc dù tác động trực tiếp của RTI đến IBI không có ý nghĩa thống kê ($\beta = 0,058$, $p = 0,165$), điều này không đồng nghĩa với việc tương tác thời gian thực không quan trọng. Ngược lại, tổng tác động gián tiếp của RTI đến IBI ($\beta_{\text{tổng}} = 0,358$) vượt trội rõ rệt so với tác động trực tiếp. Cơ chế này hoạt động qua hai con đường: (1) RTI $\rightarrow$ PA $\rightarrow$ IBI: tương tác tức thì tạo cảm xúc tích cực, từ đó kích thích mua bốc đồng; (2) RTI $\rightarrow$ SC $\rightarrow$ IBI và RTI $\rightarrow$ SC $\rightarrow$ PA $\rightarrow$ IBI: tương tác làm tăng nhận thức về tính cạnh tranh và khan hiếm, từ đó thúc đẩy hành vi. Phát hiện này nhất quán với Wongkitrungrueng & Assarut (2020) ở khía cạnh RTI tác động tích cực đến

cảm xúc, nhưng bổ sung thêm cơ chế RTI $\rightarrow$ SC một con đường chưa được kiểm định rõ ràng trong tài liệu. Đây là đóng góp lý thuyết mới của nghiên cứu.

4.5.3. Vai trò trung gian hoàn toàn của cảm xúc tích cực.

Việc PA đóng vai trò trung gian hoàn toàn giữa RTI và IBI (do tác động trực tiếp RTI $\rightarrow$ IBI không có ý nghĩa) nhưng chỉ trung gian từng phần giữa SC và IBI là một phát hiện có ý nghĩa lý thuyết quan trọng. Điều này gợi ý rằng tương tác thời gian thực ảnh hưởng đến hành vi mua bốc đồng hoàn toàn thông qua con đường cảm xúc - RTI cần "đi qua" trạng thái cảm xúc tích cực mới có thể chuyển thành hành động mua. Trong khi đó, áp lực khan hiếm có thể kích thích mua bốc đồng cả qua cơ chế nhận thức (tính cấp bách, FOMO) lẫn cảm xúc, phản ánh bản chất kép của phản ứng tâm lý với khan hiếm (Loewenstein và cộng sự, 2001).

5. Kết luận và hàm ý

5.1. Đóng góp lý thuyết

Nghiên cứu này kiểm định tác động của tương tác thời gian thực (RTI) và áp lực khan hiếm (SC) đến ý định mua bốc đồng (IBI) của thế hệ Z trên Facebook Live tại Việt Nam, với vai trò trung gian của cảm xúc tích cực (PA), dựa trên mẫu 466 người tiêu dùng Gen Z và phương pháp PLS-SEM. Mô hình giải thích 55,9% phương sai của IBI ($R^2 = 0,559$) và có năng lực dự báo tốt ($Q^2 = 0,408$). Bốn kết quả chính được rút ra như sau.

Thứ nhất, áp lực khan hiếm là yếu tố tác động mạnh nhất và trực tiếp nhất đến ý định mua bốc đồng

($\beta = 0,483$; $f^2 = 0,333$ — kích thước hiệu ứng lớn). SC đồng thời tác động gián tiếp qua cảm xúc tích cực ($\beta_{\text{gián tiếp}} = 0,149$), xác nhận vai trò kép: vừa kích hoạt cơ chế nhận thức (FOMO, cảm giác cấp bách) vừa kích hoạt cơ chế cảm xúc (phần khích, hào hứng). Phân tích IPMA xác nhận SC có tầm quan trọng quản trị cao nhất (importance = 0,686) trong toàn bộ mô hình.

Thứ hai, tương tác thời gian thực không có tác động trực tiếp có ý nghĩa thống kê đến ý định mua bốc đồng ($\beta = 0,058$; $p = 0,165$), nhưng có tổng tác động gián tiếp đáng kể ($\beta_{\text{tổng gián tiếp}} = 0,358$; $p < 0,001$) thông qua hai con đường: $RTI \rightarrow PA \rightarrow IBI$ và $RTI \rightarrow SC \rightarrow IBI$ (bao gồm cả $RTI \rightarrow SC \rightarrow PA \rightarrow IBI$). Điều này cho thấy RTI ảnh hưởng đến hành vi mua bốc đồng chủ yếu qua việc khuếch đại cảm xúc và nhận thức về khan hiếm, không phải qua tác động thuyết phục trực tiếp. IPMA xác nhận RTI có tầm quan trọng gián tiếp cao (importance = 0,634).

Thứ ba, cảm xúc tích cực đóng vai trò trung gian hoàn toàn giữa RTI và IBI (do $RTI \rightarrow IBI$ không có ý nghĩa thống kê), và trung gian từng phần giữa SC và IBI (do $SC \rightarrow IBI$ vẫn có ý nghĩa thống kê). Sự phân biệt loại trung gian này tiết lộ rằng tương tác thời gian thực chỉ ảnh hưởng đến hành vi mua qua con đường cảm xúc thuần túy, trong khi áp lực khan hiếm vừa tác động trực tiếp vừa qua cảm xúc.

Thứ tư, phát hiện cơ chế khuếch đại $RTI \rightarrow SC$ ($\beta = 0,408$; $f^2 = 0,197$) là đóng góp lý thuyết mới: môi trường tương tác trực tiếp làm tăng nhận thức về số lượng người cạnh tranh mua hàng cùng lúc, từ đó khuếch đại áp lực khan hiếm theo cơ chế xã hội — một mối quan hệ nhân quả chưa được kiểm định trong tài liệu trước đây.

Về đóng góp lý thuyết, nghiên cứu mở rộng khung S-O-R, SDT và lý thuyết cảm xúc dự đoán sang bối cảnh Facebook Live tại thị trường Gen Z Việt Nam; xác lập cơ chế khuếch đại $RTI \rightarrow SC$ chưa được kiểm định trước đây; và làm rõ bản chất loại trung gian khác nhau của PA trong hai mối quan hệ $RTI-IBI$ và $SC-IBI$.

5.2. Hàm ý quản trị và kiến nghị chính sách

Dựa trên kết quả nghiên cứu và phân tích IPMA, các hàm ý được trình bày theo ba góc độ quản lý.

Góc độ 1: Người bán và doanh nghiệp kinh doanh qua Facebook Live

Đây là nhóm có thể áp dụng kết quả nghiên cứu trực tiếp và nhanh nhất. Dựa trên thứ tự ưu tiên của IPMA:

(1) *Tối ưu hóa thiết kế áp lực khan hiếm* (SC — importance = 0,686; performance = 61,551): SC là yếu tố có tầm quan trọng cao nhất nhưng hiệu suất thực tế chưa được khai thác tối đa, cho thấy đây là dư địa cải thiện lớn nhất. Người bán nên triển khai đồng thời cả ba dạng tín hiệu khan hiếm trong mỗi phiên livestream: khan hiếm số lượng ("còn 5 sản phẩm cuối"), khan hiếm thời gian ("ưu đãi chỉ trong 10 phút") và khan

hiếm xã hội ("đã có 47 người đặt hàng"). Sự kết hợp này khuếch đại đồng thời cơ chế nhận thức (FOMO) và cảm xúc (phần khích), tác động đến IBI qua cả con đường trực tiếp lẫn gián tiếp qua PA. Tuy nhiên, cần tránh tín hiệu khan hiếm giả tạo vì có thể làm mất niềm tin người tiêu dùng trong dài hạn.

(2) *Nâng cao chất lượng tương tác thời gian thực* (RTI — importance = 0,634; performance = 61,380): Kết quả nghiên cứu chỉ rõ RTI không ảnh hưởng trực tiếp đến quyết định mua mà cần "đi qua" cảm xúc tích cực và nhận thức về khan hiếm. Hàm ý thực tiễn là người bán không nên chỉ tập trung tăng tần suất tương tác mà phải tập trung vào chất lượng: phản hồi nhanh và mang tính cá nhân hóa từng bình luận, gọi tên người xem, cập nhật số đơn hàng theo thời gian thực và tạo cảm giác cộng đồng trong phiên livestream. Doanh nghiệp nên đầu tư đào tạo kỹ năng giao tiếp và xử lý tình huống cho người dẫn livestream thay vì chỉ chú trọng kỹ năng giới thiệu sản phẩm.

(3) *Thiết kế trải nghiệm kích thích cảm xúc tích cực* (PA — importance = 0,418; performance = 60,688): PA là "cầu nối" khuếch đại tác động của cả RTI và SC đến IBI. Người bán nên tích hợp các yếu tố gamification như mini-game, bốc thăm trực tiếp và thử thách tương tác để tạo trạng thái phấn khích và hào hứng liên tục trong suốt phiên. Đầu tư vào chất lượng hình ảnh sản phẩm, âm thanh và bối cảnh phát sóng cũng giúp kích thích PA theo cơ chế thị giác — nhất quán với biến PA4 có tải nhân tố cao nhất trong cấu trúc PA.

Góc độ 2: Nền tảng công nghệ (Facebook/Meta và các nền tảng livestream)

Kết quả nghiên cứu cung cấp cơ sở thực nghiệm để các nền tảng thiết kế tính năng hỗ trợ người bán hiệu quả hơn. Cụ thể, Facebook/Meta nên: tích hợp tính năng hiển thị tồn kho thời gian thực và đồng hồ đếm ngược trực tiếp trên giao diện livestream (hỗ trợ SC); phát triển công cụ phân tích cảm xúc người xem theo thời gian thực để người bán biết khi nào cần tăng cường tương tác (hỗ trợ RTI và PA); và thiết kế tính năng phản ứng tập thể (collective reactions) hiển thị nổi bật để khuếch đại cảm giác khan hiếm xã hội. Đây là các cải tiến giao diện có thể triển khai mà không thay đổi cấu trúc nền tảng.

Góc độ 3: Cơ quan quản lý nhà nước

Kết quả nghiên cứu cho thấy áp lực khan hiếm và tương tác thời gian thực là các cơ chế tâm lý mạnh có thể thúc đẩy hành vi mua thiếu kiểm soát, đặc biệt trong nhóm Gen Z với 70,21% là sinh viên không có thu nhập ổn định. Điều này đặt ra ba kiến nghị chính sách:

(1) *Quy định về tính minh bạch thông tin khan hiếm*: Bộ Công Thương và Cục Thương mại điện tử cần xem xét bổ sung quy định yêu cầu người bán livestream phải hiển thị thông tin tồn kho chính xác, có thể kiểm chứng. Việc sử dụng tín hiệu khan hiếm giả

tạo (fake scarcity) cần được xử lý như hành vi gian lận thương mại điện tử.

(2) *Chương trình giáo dục kỹ năng tiêu dùng số cho người trẻ*: Bộ Giáo dục và Đào tạo nên tích hợp nội dung về nhận biết và ứng phó với các kỹ thuật thuyết phục trong thương mại điện tử — bao gồm áp lực khan hiếm và tương tác cảm xúc — vào chương trình giáo dục tài chính cá nhân và kỹ năng số tại các trường đại học.

(3) *Khung quản lý livestream commerce*: Cần phát triển khung pháp lý riêng cho thương mại livestream tại Việt Nam, phân biệt rõ với thương mại điện tử truyền thống, bao gồm các quy định về thời gian lưu trữ bằng chứng giao dịch, cơ chế khiếu nại cho người mua và trách nhiệm của nền tảng trong việc kiểm soát nội dung vi phạm.

5.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tương lai

Nghiên cứu có ba hạn chế chính: thiết kế cắt ngang giới hạn suy luận nhân quả; mẫu nghiêng về nữ (80,5%) và sinh viên không có thu nhập (70,21%) giới hạn khả năng tổng quát hóa; và bối cảnh chỉ giới hạn ở Facebook Live tại Việt Nam. Các hướng nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng sang TikTok Live và Shopee Live; thực hiện phân tích đa nhóm theo giới tính và thu nhập; bổ sung biến điều tiết tần suất xem; và ứng dụng thiết kế thực nghiệm để kiểm định nhân quả cho mối quan hệ RTI → SC đây là khoảng trống lý thuyết cốt lõi mà nghiên cứu lần đầu xác định.

Tuyên bố về sử dụng trí tuệ nhân tạo: Nhóm tác giả cam kết tuân thủ nghiêm túc quy định về sử dụng AI của Tạp chí: không sử dụng AI để tạo ra nội dung học thuật chính; AI chỉ được dùng ở mức hỗ trợ kiểm tra ngữ pháp và trình bày.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aggarwal, P., Jun, S. Y., & Huh, J. H. (2011). Scarcity messages. *Journal of Advertising*, 40(3), 19–30. <https://doi.org/10.2753/JOA0091-3367400302>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- Chan, L. Q., Kong, Y. M., Ong, Z. Y., Toh, J. X., Von, Y. H., Lee, V. H., Loh, X. M., & Tan, G. W. H. (2022). Driving factors towards live-stream shopping in Malaysia. In M. Al-Emran, M. A. Al Sharafi, M. N. Al-Kabi, & K. Shaalan (Eds.), *Proceedings of International Conference on Emerging Technologies and Intelligent Systems. ICETIS 2021. Lecture Notes in Networks and Systems* (Vol. 299, pp. 580–591). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-82616-1_48
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Plenum Press. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-2271-7>
- Đinh Thị Thủy, Hà Thị Mai Hương, Đặng Hồng Nhung, & Hà Thị Minh Ánh. (2025). Một số tác động của hoạt động quảng cáo qua mạng xã hội TikTok đến ý định mua sản phẩm thời trang trực tuyến của sinh viên Trường Đại học Công nghiệp Dệt May Hà Nội. *Tạp chí Kinh tế & Quản trị Kinh doanh*, 33, 92–105.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2022). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (3rd ed.). SAGE Publications.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Kemp, S. (2025). *Digital 2025: Vietnam*. DataReportal. <https://datareportal.com/reports/digital-2025-vietnam>
- Khoi, N. H., Le, A. N. H., & Phong, N. D. (2023). A moderating–mediating model of the urge to buy impulsively in social commerce live-streaming. *Electronic Commerce Research and Applications*, 60, 101286. <https://doi.org/10.1016/j.elerap.2023.101286>
- Kock, N. (2015). Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach. *International Journal of e-Collaboration*, 11(4), 1–10. <https://doi.org/10.4018/ijec.2015100101>
- Lo, P. S., Dwivedi, Y. K., Tan, G. W.-H., Ooi, K. B., Aw, E. C.-X., & Metri, B. (2022). Why do consumers buy impulsively during live streaming? A deep learning-based dual-stage SEM-ANN analysis. *Journal of Business Research*, 147, 325–337. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2022.04.013>
- Loewenstein, G., Weber, E. U., Hsee, C. K., & Welch, N. (2001). Risk as feelings. *Psychological Bulletin*, 127(2), 267–286. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.267>
- Lương Văn Minh. (2025). Các nhân tố tác động đến hành vi mua hàng bốc đồng sản phẩm thời trang qua livestream trên Shopee. *Tạp chí Kinh tế và Dự báo*, 14.

- Ma, L., Gao, S., & Zhang, X. (2022). How to use live streaming to improve consumer purchase intentions: Evidence from China. *Sustainability*, 14(2), 1045. <https://doi.org/10.3390/su14021045>
- Mehrabian, A., & Russell, J. A. (1974). *An approach to environmental psychology*. MIT Press.
- Nguyễn Hoàng Sơn, Trương Thị Hoá, Nguyễn Thị Thúy, & Trần Thanh Phong. (2023). Niềm tin nhận thức và ý định mua sắm trực tuyến — Nghiên cứu trường hợp các nền tảng thương mại điện tử tại Thành phố Hồ Chí Minh. *Tạp chí Kinh tế & Quản trị Kinh doanh*, 27, 41–50.
- Nguyễn Ngọc Phương Thảo, Nguyễn Thị Hà An, Phạm Ngọc Đức, & Nguyễn Quốc Cường. (2025). Ý định mua hàng ngẫu hứng qua livestream trên TikTok của thế hệ Z: Vai trò trung gian của trải nghiệm dòng chảy và cảm nhận thích thú. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 17(1).
- Phạm Đức Dân. (2024). Mua sắm bốc đồng trên nền tảng phát trực tiếp: Ứng dụng mô hình xem xét kỹ lưỡng. *Tạp chí Kinh tế & Quản trị Kinh doanh*, 28, 97–104.
- Pham, M. T. (1998). Representativeness, relevance, and the use of feelings in decision making. *Journal of Consumer Research*, 25, 144–159. <https://doi.org/10.1086/209532>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879–891. <https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879>
- Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2016). Gain more insight from your PLS-SEM results: The importance-performance map analysis. *Industrial Management & Data Systems*, 116(9), 1865–1886. <https://doi.org/10.1108/IMDS-10-2015-0449>
- Ringle, C. M., Wende, S., & Becker, J. M. (2015). *SmartPLS 3*. SmartPLS GmbH. <https://www.smartpls.com>
- Rook, D. W., & Fisher, R. J. (1995). Normative influences on impulsive buying behavior. *Journal of Consumer Research*, 22, 305–313. <https://doi.org/10.1086/209452>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68–78. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.68>
- Verhagen, T., & van Dolen, W. M. (2011). The influence of online store beliefs on consumer online impulse buying: A model and empirical application. *Information & Management*, 48, 320–327. <https://doi.org/10.1016/j.im.2011.08.001>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Wongkitrungrueng, A., & Assarut, N. (2020). The role of live streaming in building consumer trust and engagement with social commerce sellers. *Journal of Business Research*, 117, 543–556. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.08.032>
- Xu, X., Wu, J. H., & Li, Q. (2020). What drives consumer shopping behavior in live streaming commerce? *Journal of Electronic Commerce Research*, 21(3), 144–167.

Thông tin tác giả:
1. Trần Thị Mai*

- Đơn vị công tác: Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh
- Địa chỉ email: thanhnd@tmu.edu.vn

2. Nguyễn Quỳnh Hoa

- Đơn vị công tác: Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh
- *Tác giả liên hệ: Trần Thị Mai

Ngày nhận bài: 11/05/2026

Ngày nhận bản sửa: 11/06/2026

Ngày duyệt đăng: 10/08/2026