

MỐI LIÊN HỆ VÀ VAI TRÒ DỰ BÁO CỦA HỖ TRỢ XÃ HỘI VÀ LÒNG TỰ TRẮC ẨM ĐỐI VỚI SỨC BẬT HỌC TẬP CỦA SINH VIÊN TRƯỜNG ĐẠI HỌC KHOA HỌC XÃ HỘI VÀ NHÂN VĂN, ĐẠI HỌC QUỐC GIA THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

ASSOCIATIONS AND PREDICTIVE ROLES OF SOCIAL SUPPORT AND SELF-COMPASSION WITH ACADEMIC RESILIENCE AMONG STUDENTS AT THE UNIVERSITY OF SOCIAL SCIENCES AND HUMANITIES, VIETNAM NATIONAL UNIVERSITY, HO CHI MINH CITY

Nguyễn Huế Trang,
Trần Anh Thư,
Đặng Nguyễn Anh Thư,
Lê Thị Mai Liên⁺

Trường Đại học Khoa học Xã hội và Nhân văn - Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

+Tác giả liên hệ • Email: mailien.lethi@hcmussh.edu.vn

Article history

Received: 22/7/2026

Accepted: 17/8/2026

Published: 05/10/2026

Keywords

Social support, self-compassion, academic resilience, higher education, cross-sectional study

ABSTRACT

Academic resilience is a key indicator of student adaptation, yet few Vietnamese studies have simultaneously examined environmental and internal psychological resources as its predictors. This cross-sectional study surveyed 385 students aged 18-25 at the University of Social Sciences and Humanities, Vietnam National University Ho Chi Minh City, using the MSPSS, the SCS-26 and the ARS-30. Data were analysed with Cronbach's alpha, exploratory factor analysis, Spearman correlation and linear regression controlling for seven demographic covariates. Social support ($r_s = .45$) and self-compassion ($r_s = .60$) were both positively correlated with academic resilience. In the multiple model, the two resources jointly explained 46.3% of the variance, with self-compassion contributing almost twice as much as social support ($\beta = .52$ vs. $.29$), a pattern unchanged with controlled covariates. Internal psychological resources thus appear more central than external ones to the academic resilience of Vietnamese students, indicating a priority order for university counselling programmes.

1. Mở đầu

Sức khỏe tinh thần của sinh viên (SV) đại học đang là vấn đề đáng lo ngại trên phạm vi toàn cầu. Tổng quan ô (umbrella review) tổng hợp 62 phân tích tổng hợp với hơn 8,7 triệu SV cho thấy tỉ lệ hiện mắc gộp của triệu chứng lo âu là 40.2%, trầm cảm 35.4% và căng thẳng 36.3% (Paiva và cộng sự, 2025). Tại Việt Nam, khảo sát trên 1.788 SV khối ngôn ngữ ghi nhận 83.7% có biểu hiện căng thẳng, 65.0% lo âu và 78.9% trầm cảm, trong đó lo lắng về học tập có ảnh hưởng lớn nhất (Thang và cộng sự, 2022). Áp lực học tập, vì vậy, không còn là trải nghiệm cá biệt mà đã trở thành đặc điểm phổ biến của đời sống SV. Sức bật học tập (SBHT) (academic resilience) là khả năng đối phó hiệu quả với khó khăn, thách thức và nghịch cảnh trong học tập để vẫn đạt kết quả tích cực, đây được xem là một chỉ báo quan trọng của sự thích ứng và sức khỏe tinh thần ở SV. Trong số các nguồn lực liên quan, hỗ trợ xã hội (HTXH) (nguồn lực từ môi trường) và lòng tự trắc ẩn (LTTA) (nguồn lực nội tại của cá nhân) là 02 yếu tố nhận được nhiều sự quan tâm.

Về mặt khái niệm, HTXH (social support) là những hành vi hỗ trợ hoặc an ủi giúp người thụ hưởng ứng phó với các tác nhân gây căng thẳng về sinh lý, tâm lý và xã hội; nguồn hỗ trợ xuất phát từ mạng lưới quan hệ như gia đình, bạn bè, đồng nghiệp, và bao gồm cả hỗ trợ thiết thực lẫn hỗ trợ tinh thần giúp cá nhân cảm thấy được coi trọng, chấp nhận và thấu hiểu (APA Dictionary of Psychology, n.d.). LTTA (self compassion) được hiểu là sự cởi mở và thấu hiểu đối với nỗi đau của bản thân trong những giai đoạn khó khăn, thể hiện qua việc đối xử tử tế với chính mình thay vì tự phán xét. Khái niệm này gồm 03 thành tố tích cực là tự nhân ái, tương đồng nhân loại và chánh niệm, cùng 03 thành tố đối lập là tự phán xét, sự cô lập và đồng nhất quá mức (Neff, 2003a, 2003b). SBHT (academic resilience) là những phản ứng thích ứng về nhận thức, cảm xúc và hành vi của người học khi đối mặt với nghịch cảnh trong học tập (Cassidy, 2016).

Về khung lý thuyết, nghiên cứu vận dụng Lý thuyết Nhận thức xã hội (Social Cognitive Theory) của Bandura (1986) làm nền tảng chính, trong đó luận điểm trung tâm là mô hình tương hỗ quyết định (reciprocal determinism). Theo mô hình này, 03 nhóm yếu tố gồm cá nhân, hành vi và môi trường có mối quan hệ tương tác 02 chiều và liên tục ảnh hưởng lẫn nhau. Con người không phải là sản phẩm thụ động của môi trường mà là chủ thể tích cực trong việc diễn giải, đánh giá và điều chỉnh hành vi. Trong bài báo này, HTXH được xem là yếu tố môi trường, thể hiện nguồn lực ngoại tại từ mạng lưới quan hệ xã hội; LTТА là yếu tố cá nhân, phản ánh đặc điểm tâm lý nội tại chi phối cách cá nhân nhận thức và ứng phó với căng thẳng; SBHT là yếu tố hành vi, thể hiện tập hợp các phản ứng thích ứng trước những khó khăn trong học tập.

Từ mô hình tương hỗ quyết định, có thể suy luận 03 luận điểm làm cơ sở trực tiếp cho các giả thuyết, cụ thể: *Thứ nhất*, yếu tố môi trường tác động đến hành vi qua việc cung cấp nguồn lực và phản hồi: mạng lưới quan hệ nâng đỡ giúp SV tiếp cận trợ giúp thiết thực, được trấn an về cảm xúc và duy trì niềm tin rằng khó khăn có thể vượt qua, từ đó duy trì nỗ lực học tập; *Thứ hai*, yếu tố cá nhân chi phối cách diễn giải nghịch cảnh: LTТА làm giảm tự phán xét và đồng nhất quá mức với thất bại, nhờ đó bảo toàn nguồn lực nhận thức để người học tiếp tục theo đuổi mục tiêu thay vì rút lui; *Thứ ba*, do 02 nhóm yếu tố vận hành thông qua 02 cơ chế khác nhau, gồm tiếp cận nguồn lực bên ngoài và điều chỉnh cách diễn giải nội tại, chúng được kì vọng có những đóng góp riêng biệt khi được xem xét đồng thời trong cùng một mô hình.

Trên nền tảng đó, các nghiên cứu thực nghiệm về chủ đề này có thể khái quát theo 03 hướng, cụ thể: Hướng thứ nhất xem xét mối liên hệ giữa HTXH và SBHT. Các nghiên cứu trong hướng này thống nhất về chiều của mối liên hệ nhưng phân tán rất mạnh về độ lớn: từ mức trung bình ở các mẫu phương Tây (Wilks và Spivey, 2010; Dawson và Pooley, 2013) đến mức rất cao ở một số mẫu châu Á, chẳng hạn $r = .85$ và 71.8% phương sai được giải thích trên 291 SV Indonesia (Permatasari và cộng sự, 2021). Sự phân tán này khó quy hoàn toàn cho khác biệt văn hóa, bởi các nghiên cứu còn khác nhau về công cụ đo và thời điểm khảo sát, đáng chú ý là những hệ số cao nhất đều đến từ giai đoạn đại dịch Covid-19, khi HTXH khan hiếm nên có thể có sức phân biệt lớn hơn bình thường (Liu và Cao, 2022; Saleem và Zia, 2024). Hạn chế chung là phần lớn nghiên cứu chỉ đưa HTXH vào mô hình, nên hệ số thu được có thể đã hấp thụ một phần đóng góp của các biến tâm lý nội tại không được kiểm soát; Hướng thứ hai nhấn mạnh vai trò của LTТА - thái độ nhìn nhận bản thân cân bằng, từ tế và ít phán xét khi đối mặt với khó khăn. Kết quả ở hướng này nhất quán hơn về độ lớn, song chủ yếu dừng ở tương quan hoặc mô hình đơn biến (Tang, 2019; Yustika và Widayarsi, 2021; Ramdhanyanti và Dewi, 2024), hoặc đặt LTТА cạnh những biến cùng bản chất nội tại như chánh niệm và động cơ học tập (Egan và cộng sự, 2022; Kotera và cộng sự, 2022) chứ chưa đối chiếu trực tiếp với một nguồn lực thuộc môi trường. Câu hỏi nguồn lực nào có vai trò lớn hơn vì vậy vẫn chưa có lời giải từ dữ liệu; Hướng thứ ba đặt các biến số này trong bối cảnh Việt Nam. Các nghiên cứu trong nước đều xác nhận HTXH và LTТА có liên hệ với sức khỏe tinh thần, nhưng biến kết quả hầu như luôn là các chỉ báo bệnh lý như trầm cảm hay căng thẳng sau sang chấn (Hồ Thị Trúc Quỳnh và Nguyễn Văn Bắc, 2021; Dương Bảo Yến và cộng sự, 2023), hoặc dừng ở mô tả thực trạng một biến đơn lẻ (Bùi Hồng Quân và Huỳnh Mẫn Nhật, 2025). Nói cách khác, nghiên cứu trong nước tiếp cận vấn đề từ góc độ thiếu hụt hơn là từ góc độ nguồn lực, và chưa có nghiên cứu nào lấy SBHT làm biến kết quả.

Từ 03 hướng trên, có thể xác định 03 khoảng trống, đó là: *Thứ nhất*, rất ít nghiên cứu đặt đồng thời nguồn lực môi trường và nguồn lực cá nhân trong cùng một mô hình hồi quy đa biến; do đó chưa rõ khi kiểm soát lẫn nhau, mỗi nguồn lực còn giữ bao nhiêu phần đóng góp riêng; *Thứ hai*, tại Việt Nam, 02 biến này chưa được kiểm định trực tiếp với SBHT mà mới chỉ với các chỉ báo bệnh lý; *Thứ ba*, có cơ sở để giả định rằng SV khối khoa học xã hội và nhân văn có cấu hình nguồn lực khác biệt. Kết quả học tập của nhóm này phụ thuộc nhiều vào các nhiệm vụ diễn giải và tự đánh giá như viết luận, phân tích và phản biện, trong đó phản hồi thường mang tính mơ hồ nên dễ kích hoạt cơ chế tự phán xét. Đồng thời, một khảo sát quy mô lớn trên SV khối ngôn ngữ tại Việt Nam đã ghi nhận tỉ lệ triệu chứng tâm lý ở mức rất cao (Thang và cộng sự, 2022). Vì vậy, giả định về vai trò nổi trội của LTТА ở nhóm này là một vấn đề khoa học đáng kiểm chứng, chứ không đơn thuần là mở rộng phạm vi khảo sát.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này nhằm mục tiêu khám phá mối liên hệ và đánh giá vai trò dự báo về mặt thống kê của HTXH và LTТА đối với SBHT của SV Trường Đại học Khoa học Xã hội và Nhân văn - Đại học Quốc gia TP. Hồ Chí Minh. 02 câu hỏi nghiên cứu được đặt ra: (1) HTXH và LTТА có tương quan như thế nào với SBHT? (2) Hai biến này giải thích được bao nhiêu phần biến thiên của SBHT, với mức đóng góp tương đối ra sao? Tương ứng, nghiên cứu kiểm định 04 giả thuyết: H1 - HTXH tương quan thuận với SBHT; H2 - LTТА tương quan thuận với SBHT; H3 - HTXH dự báo có ý nghĩa thống kê SBHT; H4 - LTТА dự báo có ý nghĩa thống kê SBHT. Bài báo hướng tới 03 đóng góp chính: về lý luận, bổ sung bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam về vai trò đồng thời của 02

nhóm nguồn lực trong một mô hình dựa trên Lý thuyết Nhận thức xã hội; về phương pháp, cung cấp thêm bằng chứng về độ tin cậy và cấu trúc nhân tố của 03 thang đo MSPSS, SCS-26 và ARS-30 trên mẫu SV Việt Nam; về thực tiễn, cung cấp cơ sở tham khảo cho việc triển khai các hoạt động hỗ trợ SV tại các cơ sở giáo dục đại học.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Thiết kế nghiên cứu

Chúng tôi sử dụng thiết kế cắt ngang (cross-sectional) theo cách tiếp cận định lượng nhằm mô tả và kiểm định mối liên hệ giữa HTXH, LTTA và SBHT tại một thời điểm. Cần nhấn mạnh rằng thuật ngữ “dự báo” được sử dụng trong bài chỉ mang nghĩa dự báo về mặt thống kê, tức khả năng giải thích phương sai của biến phụ thuộc trong mô hình hồi quy, chứ không hàm ý quan hệ nhân quả hay trình tự thời gian. Chúng tôi tuân thủ các nguyên tắc đạo đức trong nghiên cứu với con người: người tham gia được cung cấp đầy đủ thông tin và chỉ trả lời khi đã đồng ý; việc tham gia hoàn toàn tự nguyện và có thể dừng ở bất kỳ giai đoạn nào; toàn bộ dữ liệu được ẩn danh và chỉ dùng cho mục đích nghiên cứu.

2.2. Khách thể nghiên cứu

Khách thể nghiên cứu là SV đang theo học tại Trường Đại học Khoa học Xã hội và Nhân văn - Đại học Quốc gia TP. Hồ Chí Minh, độ tuổi 18-25. Cỡ mẫu tối thiểu được xác định theo công thức cho tổng thể không xác định $n = z^2 \times p(1 - p) / e^2$; với $z = 1.96$ (độ tin cậy 95%), $p = 0.5$ và $e = 0.05$, cỡ mẫu tối thiểu là 385. Bài báo áp dụng phương pháp lấy mẫu thuận tiện (convenience sampling) trên cơ sở tự nguyện. Bảng hỏi trực tuyến được truyền thông để thu thập dữ liệu từ 09/3/2026 đến 08/4/2026 thông qua các nền tảng mạng xã hội, các fanpage của các câu lạc bộ SV. Do bảng hỏi phát theo hình thức mở trực tuyến, tổng số người tiếp cận không xác định được nên không tính được tỉ lệ phản hồi theo nghĩa chặt; thay vào đó, nghiên cứu báo cáo tỉ lệ phiếu hợp lệ 90.4% (385/426). Tiêu chí lựa chọn: SV 18-25 tuổi, đang học tại Trường, tự nguyện tham gia và hoàn thành khảo sát. Tiêu chí loại trừ: người ngoài độ tuổi, người có rối loạn tâm lý hoặc đang điều trị tâm lý, SV đang bảo lưu hoặc nghỉ học, và người trả lời qua loa. Chất lượng trả lời được kiểm soát bằng 03 câu hỏi kiểm tra sự chú ý cài xen trong 03 thang đo. Nghiên cứu đồng thời thu thập 07 biến nhân khẩu gồm giới tính sinh học, ngành học, niên khóa, điều kiện kinh tế, đối tượng sống cùng, mức độ tham gia cộng đồng và tình trạng mối quan hệ, sau đó đưa các biến này vào mô hình với vai trò là biến kiểm soát.

2.3. Công cụ nghiên cứu

Chúng tôi sử dụng 03 thang đo đã được chuyển ngữ sang tiếng Việt và công bố bởi các nhóm tác giả trong nước; nhóm nghiên cứu kế thừa nguyên vẹn nội dung mệnh đề của các bản dịch này, chỉ rà soát mức độ dễ hiểu của từ ngữ trên một nhóm nhỏ SV trước khi khảo sát chính thức.

- *Thang đo HTXH*: Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS) phiên bản tiếng Việt do Đinh Thị Hồng Vân và Nguyễn Phước Cát Tường (2010) chuyển ngữ từ bản gốc của Zimet và cộng sự (1988). Thang đo gồm 12 mệnh đề thuộc 03 tiểu thang đo (gia đình, bạn bè, người đặc biệt), đo bằng thang Likert 5 mức (0 - Hoàn toàn không đồng ý đến 4 - Hoàn toàn đồng ý); tổng điểm từ 0 đến 48, điểm càng cao thể hiện mức hỗ trợ càng vững chắc. Nghiên cứu giữ nguyên thang điểm 0-4 của bản dịch tiếng Việt thay vì thang 1-7 của bản gốc, nhằm bảo đảm tính so sánh với các nghiên cứu trong nước đã dùng bản dịch này. Việc thay đổi số mức làm thay đổi thang đơn vị nên giá trị trung bình tuyệt đối không so sánh trực tiếp được với nghiên cứu dùng thang 1-7; tuy nhiên đây là phép biến đổi tuyến tính nên hệ số tương quan và hồi quy chuẩn hóa không bị ảnh hưởng.

- *Thang đo LTTA*: Self-Compassion Scale (SCS-26) của Neff (2003b) được Trần Thu Hương và Trần Minh Điệp (2017) chuẩn hóa và chuyển ngữ sang tiếng Việt. Thang đo gồm 26 mệnh đề thuộc 6 tiểu thang đo (tự nhân ái, tương đồng nhân loại, chánh niệm, tự phán xét, sự cô lập, đồng nhất quá mức), đo bằng thang Likert 5 mức (1 - Không bao giờ đến 5 - Luôn luôn); điểm thang đo là điểm trung bình của 06 tiểu thang đo sau khi đảo ngược điểm 03 tiểu thang đo tiêu cực.

- *Thang đo SBHT*: Academic Resilience Scale (ARS-30) của Cassidy (2016), được Lap và cộng sự (2025) chuyển ngữ và điều chỉnh phù hợp với bối cảnh văn hóa Việt Nam. Bản tiếng Việt này giữ lại 24 trong số 30 mệnh đề gốc; 06 mệnh đề bị loại gắn với bối cảnh giáo dục đại học phương Tây hoặc trùng lặp nội dung, và việc loại bỏ do chính các tác giả đó thực hiện dựa trên phân tích nhân tố khám phá trên mẫu SV Việt Nam. Nghiên cứu hiện tại dùng nguyên vẹn bản 24 mệnh đề đã công bố; tên gọi ARS-30 được giữ để chỉ nguồn gốc công cụ, còn số mệnh đề thực tế là 24. Thang đo gồm 03 tiểu thang đo (bền bỉ; phản tư và chủ động tìm kiếm sự giúp đỡ; tâm trạng tiêu cực và phản hồi cảm xúc), đo bằng thang Likert 5 mức; điểm thang đo là tổng điểm các mệnh đề sau khi đảo ngược điểm các mệnh đề tiêu cực, dao động từ 24 đến 120.

2.4. Quy trình và xử lý dữ liệu

Dữ liệu được xử lý sơ bộ trên Google Sheets và phân tích bằng phần mềm Jamovi phiên bản 2.6.24.

Trình tự phân tích và tiêu chí lựa chọn từng phép kiểm định được xác định trước như sau. Độ tin cậy được đánh giá bằng Cronbach's Alpha với ngưỡng $\alpha \geq .70$ cho thang đo tổng và $\geq .60$ cho tiểu thang đo ít mệnh đề. Giá trị cấu trúc được kiểm định bằng phân tích nhân tố khám phá với phép trích Principal Axis Factoring và phép xoay Varimax; tiêu chí gồm KMO $\geq .70$, kiểm định Bartlett có ý nghĩa ($p < .05$), số nhân tố ấn định theo cấu trúc lý thuyết của từng thang đo, và mệnh đề bị xem xét loại khi hệ số tải nhân tố lớn nhất dưới .30. Phân phối của 03 biến chính được đánh giá qua Skewness, Kurtosis và kiểm định Shapiro-Wilk, làm căn cứ chọn phép kiểm định tương quan. Khác biệt nhóm được kiểm định bằng Independent Samples t-test và ANOVA một chiều, kèm kích thước ảnh hưởng Cohen's d và η^2 . Cuối cùng, hồi quy tuyến tính được dùng để đánh giá khả năng dự báo về mặt thống kê, gồm 02 mô hình đơn biến, một mô hình đa biến và một mô hình có 07 biến nhân khẩu dưới dạng biến giả nhằm kiểm tra tính vững.

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Độ tin cậy và giá trị của các thang đo

Hệ số Cronbach's Alpha của cả 03 thang đo tổng đều trên .85 và các tiểu thang đo đều lớn hơn .60 (bảng 1), cho thấy các công cụ đo lường có độ tin cậy chấp nhận được.

Phân tích nhân tố khám phá cho thấy, cả 03 thang đo đều đạt yêu cầu về giá trị cấu trúc. Chỉ số KMO lần lượt là .879 (MSPSS), .885 (SCS-26) và .891 (ARS-30), đều vượt ngưỡng .70; kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê ở cả 03 thang đo ($p < .001$). Với MSPSS, 03 nhân tố được trích có Eigenvalue 5.75, 1.81 và 1.30, giải thích 65.3% phương sai, hệ số tải từ .629 đến .831. Với SCS-26, 06 nhân tố theo cấu trúc lý thuyết của Neff (2003b) giải thích 48.6% phương sai (Eigenvalue 03 nhân tố đầu 6.60, 4.29 và 1.35), hệ số tải từ .377 đến .830. Với ARS-30, 03 nhân tố có Eigenvalue 6.44, 3.19 và 1.55, giải thích 39.0% phương sai, hệ số tải từ .383 đến .789. Không mệnh đề nào có hệ số tải lớn nhất dưới .30 nên toàn bộ mệnh đề đều được giữ lại. Tỷ lệ phương sai trích của SCS-26 và ARS-30 thấp hơn ngưỡng 50% thường được khuyến nghị - phù hợp với đặc điểm thang đo đa chiều có nhiều tiểu thang đo ít mệnh đề, song là điểm cần lưu ý khi diễn giải.

Bảng 1. Hệ số tin cậy của các thang đo và tiểu thang đo ($N = 385$)

Thang đo	Số mệnh đề	Cronbach's Alpha
MSPSS (tổng)	12	0.899
Gia đình	4	0.852
Bạn bè	4	0.883
Người đặc biệt	4	0.894
SCS-26 (tổng)	26	0.870
Tự nhân ái	5	0.733
Tương đồng nhân loại	4	0.680
Chánh niệm	4	0.739
Tự phán xét	5	0.674
Sự cô lập	4	0.771
Đồng nhất quá mức	4	0.761
ARS-30 (tổng)	24	0.854
Bền bỉ	9	0.661
Phản tư và chủ động tìm kiếm giúp đỡ	8	0.818
Tâm trạng tiêu cực và phản hồi cảm xúc	7	0.783

3.2. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Chúng tôi thu được 426 phản hồi; sau khi làm sạch dữ liệu theo tiêu chí loại trừ và các câu hỏi kiểm tra sự chú ý, 41 trường hợp bị loại, còn 385 khách thể (tuổi trung bình 19.70; $SD = 1.34$). Mẫu chủ yếu là nữ (86.0%); 52.7% có tham gia cộng đồng, đội nhóm; 77.4% chưa có mối quan hệ lãng mạn và 22.6% đang trong một mối quan hệ lãng mạn. Phần lớn SV tự đánh giá có điều kiện kinh tế đủ sống (87.0%), 02 nhóm khó khăn và dư dả có tỉ lệ ngang nhau (mỗi nhóm 6.5%), không có SV nào tự xếp vào 02 mức cực. Về đối tượng sống cùng: cha mẹ 56.6%, bạn bè 22.9%, một mình 19.7% và người yêu 0.8%. SV năm nhất chiếm tỉ lệ cao nhất (43.6%), tiếp theo là năm hai (25.2%), năm ba (21.8%) và năm tư (9.4%). Khách thể đến từ 38 ngành học, trong đó Tâm lý học (9.1%), Ngôn ngữ Anh (7.0%) và Ngôn ngữ Trung Quốc (6.2%) chiếm tỉ lệ cao nhất; 01 trường hợp không xác định được ngành học.

3.3. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu ($N = 385$)

Biến	M	SD	Min-Max	ĐTB mệnh đề	Skewness	Kurtosis	Shapiro-Wilk p
HTXH	32.83	8.92	0-48	2.74 (thang 0-4)	-0.83	0.82	< .001
LTTA	3.12	0.49	1.61-4.83	3.12 (thang 1-5)	0.05	0.87	.003
SBHT	82.81	11.12	53-113	3.45 (thang 1-5)	0.15	0.01	.130

Kết quả thống kê mô tả được trình bày ở bảng 2. Do 03 thang đo có số mệnh đề và thang điểm khác nhau, để nhận định về mức độ của từng biến, chúng tôi quy đổi tổng điểm về điểm trung bình mệnh đề rồi phân loại theo cách chia khoảng đều với biên độ bằng (giá trị lớn nhất - giá trị nhỏ nhất) chia cho 5 mức. Với thang 5 mức, biên độ mỗi khoảng là 0.80: rất thấp (1.00-1.80), thấp (1.81-2.60), trung bình (2.61-3.40), cao (3.41-4.20), rất cao (4.21-5.00);

thang 0-4 của MSPSS được quy đổi tương ứng. Theo tiêu chí này, HTXH ở mức cao (2.74 trên thang 0-4, tương đương 3.74 trên thang 5 mức), LTТА ở mức trung bình (3.12) và SBHT ở mức cao nhưng sát ngưỡng dưới (3.45).

3.4. Khác biệt về sức bật học tập giữa các nhóm nhân khẩu

Chỉ tìm thấy khác biệt có ý nghĩa thống kê ở biến tình trạng mối quan hệ: SV đang trong một mối quan hệ lãng mạn có SBHT cao hơn ($M = 85.29, SD = 10.61$) so với SV chưa có mối quan hệ lãng mạn ($M = 82.09, SD = 11.18$), $t(383) = -2.37, p = .018$; tuy nhiên kích thước ảnh hưởng chỉ ở mức nhỏ (Cohen's $d = 0.29$). Các biến còn lại đều không có khác biệt ý nghĩa và có kích thước ảnh hưởng rất nhỏ: giới tính sinh học ($p = .853, d = 0.03$), tham gia cộng đồng ($p = .841, d = 0.02$), điều kiện kinh tế ($F(2, 382) = 0.62, p = .540, \eta^2 = .003$), đối tượng sống cùng ($F(3, 381) = 0.22, p = .881, \eta^2 = .002$) và niên khóa ($F(3, 381) = 0.54, p = .654, \eta^2 = .004$).

3.5. Tương quan giữa các biến nghiên cứu

Do 02 biến HTXH và LTТА không tuân theo phân phối chuẩn (bảng 2), kiểm định tương quan Spearman được sử dụng. Cả 02 giả thuyết về tương quan đều được ủng hộ, song với độ mạnh khác nhau rõ rệt: LTТА tương quan thuận ở mức mạnh với SBHT, $r_s(383) = .599, p < .001$ (H2), trong khi HTXH chỉ ở mức trung bình, $r_s(383) = .446, p < .001$ (H1). 02 biến dự báo tương quan với nhau ở mức thấp, $r_s(383) = .349, p < .001$; mức trùng lặp thấp này cho phép đưa đồng thời cả hai vào mô hình hồi quy.

3.6. Phân tích hồi quy

Trước khi phân tích hồi quy, các giả định cần thiết đều được kiểm tra và thỏa mãn. Quan hệ giữa từng biến dự báo và biến phụ thuộc là tuyến tính; phần dư phân phối xấp xỉ chuẩn và có phương sai đồng nhất; sai số độc lập với Durbin-Watson từ 1.965 đến 1.986 ở cả 03 mô hình; không có điểm dữ liệu ảnh hưởng bất thường (khoảng cách Cook lớn nhất 0.056, thấp hơn nhiều so với ngưỡng 0.5); và không có đa cộng tuyến trong mô hình đa biến (VIF = 1.14; Tolerance = .88).

Bảng 3. Kết quả phân tích hồi quy dự báo SBHT ($N = 385$)

Mô hình/Biến dự báo	B	SE	β	t	p	KTC 95% của B	R ²	F(df)
Mô hình 1: HTXH	0.586	0.056	.47	10.43	< .001	[0.476; 0.697]	.221	108.79 (1, 383)
Mô hình 2: LTТА	14.300	0.914	.62	15.64	< .001	[12.502; 16.097]	.390	244.56 (1, 383)
Mô hình 3 (02 biến dự báo)							.463	164.88 (2, 382)
HTXH	0.360	0.050	.29	7.24	< .001	[0.263; 0.458]		
LTТА	12.011	0.915	.52	13.13	< .001	[10.212; 13.810]		

Ghi chú. B = hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa; SE = sai số chuẩn của B; β = hệ số hồi quy chuẩn hóa; t = giá trị kiểm định t; p = mức ý nghĩa thống kê; KTC 95% = khoảng tin cậy 95% của B; R² = hệ số xác định; F(df) = giá trị kiểm định F kèm bậc tự do. Biến phụ thuộc là SBHT.

Ở các mô hình đơn biến, HTXH giải thích 22.1% phương sai của SBHT (Mô hình 1) và LTТА giải thích 39.0% (Mô hình 2); cả 02 đều có ý nghĩa thống kê ở mức $p < .001$, qua đó ủng hộ 02 giả thuyết H3 và H4.

Trong mô hình đa biến, cả HTXH ($\beta = .29$) và LTТА ($\beta = .52$) đều là những yếu tố dự báo có ý nghĩa thống kê, $F(2, 382) = 164.88, p < .001$, cùng giải thích 46.3% phương sai (Mô hình 3, bảng 3). So sánh hệ số chuẩn hóa cho thấy LTТА ($\beta = .52$) có mức đóng góp mạnh hơn rõ rệt so với HTXH ($\beta = .29$). Chênh lệch này còn thể hiện rõ hơn ở phần phương sai giải thích riêng của từng biến: khi loại LTТА khỏi mô hình, R² giảm 24.2 điểm phần trăm, trong khi loại HTXH chỉ làm R² giảm 7.4 điểm phần trăm.

Để kiểm tra tính vững, 07 biến nhân khẩu được đưa vào mô hình cùng 02 biến dự báo chính dưới dạng biến giả (Mô hình 4, bảng 4). Mô hình mở rộng giải thích 47.5% phương sai, $F(13, 371) = 25.80, p < .001$ và hệ số của 02 biến dự báo hầu như không thay đổi ($\beta = .29$ và $.54$, đều $p < .001$). Đáng chú ý, không một biến kiểm soát nào đạt ý nghĩa thống kê (p nhỏ nhất là .145), kể cả tình trạng mối quan hệ vốn tạo khác biệt có ý nghĩa khi xét riêng ở mục 3.4 ($p = .696$ khi có kiểm soát). Điều này cho thấy khác biệt giữa 02 nhóm tình trạng mối quan hệ được giải thích bởi 02 nguồn lực tâm lý - xã hội trong

Bảng 4. Kết quả hồi quy đa biến có kiểm soát 07 biến nhân khẩu ($N = 385$)

Mô hình 4: có 7 biến kiểm soát	B	SE	β	t	p	KTC 95% của B
HTXH	0.363	0.052	.29	6.93	< .001	[0.260; 0.466]
LTТА	12.351	0.937	.54	13.19	< .001	[10.509; 14.193]

R² = .475; $F(13, 371) = 25.80; p < .001$; 7 biến kiểm soát đều không có ý nghĩa thống kê ($p \geq .145$)

Ghi chú: Các kí hiệu như ở bảng 3. Bảy biến kiểm soát được đưa vào mô hình dưới dạng biến giả.

4. Kết luận và bình luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy, HTXH có tương quan thuận và dự báo có ý nghĩa thống kê đối với SBHT, phù hợp với các nghiên cứu đi trước (Permatasari và cộng sự, 2021; Batthyany và Mokoena, 2025; Tadjuddin, 2025). Tuy nhiên, độ mạnh của mối liên hệ trong mẫu này ($r_s = .45$) thấp hơn hẳn mức ghi nhận ở một số mẫu châu Á khác, chẳng hạn $r = .85$ trên SV Indonesia (Permatasari và cộng sự, 2021). Chênh lệch này có thể phản ánh khác biệt bối cảnh: nghiên cứu đó thực hiện giữa đại dịch Covid-19, khi HTXH khan hiếm và biến động mạnh nên có sức phân biệt lớn hơn; trong khi mẫu hiện tại có mức HTXH cao và tương đối đồng đều, khiến phương sai bị thu hẹp và hệ số tương quan giảm theo. Nói cách khác, HTXH ở SV Việt Nam có thể vận hành như một điều kiện nền sẵn có hơn là yếu tố phân hóa mạnh. Cách hiểu này phù hợp với đặc tính của nền văn hóa tập thể, nơi các mối quan hệ liên cá nhân giữ vị trí trung tâm (Nguyen và Ha, 2026) và cá nhân thường tìm kiếm hỗ trợ từ mạng lưới quan hệ gần gũi hơn là dịch vụ tâm lý chuyên nghiệp (Munroe, 2017; Kolstad và Gjesvik, 2014). Ngay cả khi ít phân hóa, HTXH vẫn vận hành như một yếu tố bảo vệ tâm lý (Acoba, 2024; Cheraghian và cộng sự, 2023; Luo và cộng sự, 2025).

Phát hiện trung tâm của nghiên cứu là LTТА có đóng góp lớn hơn hẳn HTXH trong mô hình đa biến, với phần phương sai giải thích riêng lớn gấp hơn ba lần. Kết quả này thống nhất về chiều với Yustika và Widyasari (2021), Tang (2019), Egan và cộng sự (2022) và Kotera và cộng sự (2022), nhưng bổ sung thông tin mà các nghiên cứu đó chưa cung cấp: khi 02 nguồn lực được đặt cạnh nhau, ưu thế thuộc về nguồn lực nội tại. Có thể lý giải điều này từ chính mô hình tương hỗ quyết định của Bandura (1986): yếu tố cá nhân giữ vai trò trung gian diễn giải, bởi nguồn lực môi trường chỉ chuyển hóa thành hành vi thích ứng khi được cá nhân nhận thức và sử dụng. LTТА tác động trực tiếp đến quá trình diễn giải, qua đó định hướng cách SV nhìn nhận thất bại như bằng chứng về sự kém cỏi hay như một khó khăn có thể vượt qua, nên có đường tác động ngắn hơn đến SBHT. Bối cảnh mẫu nghiên cứu góp phần làm rõ cơ chế này, bởi SV khối khoa học xã hội và nhân văn thường xuyên thực hiện các nhiệm vụ diễn giải, trong đó phản hồi ít khi rõ ràng. Bên cạnh đó, trong nền văn hóa tập thể, HTXH tuy dồi dào nhưng thường đi kèm kì vọng từ gia đình và cộng đồng. Trong trường hợp này, LTТА giúp SV xử lý khoảng cách giữa kì vọng của người khác và kết quả thực tế, một chức năng mà mạng lưới hỗ trợ không thể thay thế. Mô hình giải thích 46.3% phương sai của SBHT, tức còn 53.7% chưa được giải thích. Phần này nhiều khả năng thuộc về 03 nhóm yếu tố: các đặc điểm tâm lý cá nhân khác chưa đưa vào mô hình (niềm tin vào năng lực bản thân, chiến lược ứng phó, tính linh hoạt tâm lý); các yếu tố thuộc môi trường học tập cụ thể mà thang đo HTXH tổng quát chưa nắm bắt (chất lượng quan hệ với giảng viên, phương pháp đánh giá của từng ngành, khối lượng học tập); và các yếu tố hoàn cảnh như làm thêm, sức khỏe thể chất, biến cố đời sống. Đây là những hướng đáng khai thác trong nghiên cứu tiếp theo.

Về khác biệt nhân khẩu, SV đang trong một mối quan hệ lãng mạn có SBHT cao hơn nhóm chưa có mối quan hệ lãng mạn, song kích thước ảnh hưởng chỉ ở mức nhỏ ($d = 0.29$) và khác biệt này biến mất hoàn toàn khi kiểm soát 02 nguồn lực chính ($p = .696$). Kết quả có kiểm soát này ủng hộ cách lý giải rằng tác động của tình trạng mối quan hệ vận hành thông qua HTXH chứ không độc lập với nó, phù hợp với sự trùng lặp về nội dung giữa biến này và tiêu thang đo “người đặc biệt” của MSPSS (Zimet và cộng sự, 1988). Do biến này chỉ được đo ở 02 mức, các nghiên cứu tiếp theo nên xem xét chất lượng và mức độ gắn kết của mối quan hệ để làm rõ hơn cơ chế này.

Tóm lại, đóng góp chính của bài báo không phải ở việc xác nhận mối liên hệ giữa 02 nguồn lực với SBHT, vốn đã được ghi nhận trong nhiều nghiên cứu trước, mà ở việc lượng hóa mức độ đóng góp tương đối của từng nguồn lực trên cùng một mẫu và cho thấy thứ bậc đóng góp này vẫn ổn định sau khi kiểm soát 07 biến nhân khẩu. Với SV khoa học xã hội và nhân văn Việt Nam, SBHT được định hình chủ yếu bởi cách người học đối xử với chính mình khi thất bại, còn mạng lưới hỗ trợ bên ngoài giữ vai trò bổ sung. Đây là cơ sở thực nghiệm giúp sắp thứ tự ưu tiên giữa 02 hướng can thiệp vốn thường được đề xuất song song.

Từ thứ tự ưu tiên này, bài báo đề xuất 03 hàm ý thực tiễn gắn với từng kết quả cụ thể, đó là: *Thứ nhất*, LTТА có đóng góp lớn nhất ($\beta = .52$), trong khi điểm số của SV ở biến này chỉ ở mức trung bình và thấp nhất trong 03 biến, cho thấy đây là nguồn lực cần được ưu tiên phát triển. Vì vậy, Phòng Công tác SV và bộ phận tham vấn học đường có thể cân nhắc xây dựng các chuyên đề ngắn hạn về nhận diện độc thoại nội tâm tiêu cực và chuyển từ tự phán xét sang tự phản hồi mang tính xây dựng, đồng thời thử nghiệm ở quy mô nhỏ trước khi mở rộng; *Thứ hai*, vì tự phán xét và đồng nhất quá mức là 02 thành tố kéo điểm LTТА xuống, giảng viên có ảnh hưởng trực tiếp nhất qua cách phản hồi bài tập: phản hồi mô tả cụ thể việc cần cải thiện thay vì đánh giá về năng lực người học sẽ ít kích hoạt cơ chế tự chỉ trích hơn; *Thứ ba*, vì HTXH tuy đóng góp nhỏ hơn nhưng vẫn có ý nghĩa sau kiểm soát, cố vấn học tập có thể duy trì các mốc tương tác cố định mỗi học kì để sàng lọc sớm SV sa sút, ưu tiên SV năm nhất. Các đề xuất này rút ra từ mối liên hệ giữa các biến, chưa phải từ đánh giá hiệu quả can thiệp.

Bài báo còn một số hạn chế: thiết kế cắt ngang chỉ cho phép kết luận về mối liên hệ và khả năng dự báo thống kê, không cho phép suy luận nhân quả; mẫu tập trung ở một trường đại học, được lấy theo phương pháp thuận tiện và mất cân đối về giới tính (nữ chiếm 86.0%) nên khả năng khái quát hóa còn giới hạn. Ngoài SCS-26 đã được thích nghi tại Việt Nam, MSPSS và ARS-30 chưa được chuẩn hóa đầy đủ trong bối cảnh trong nước; tỉ lệ phương sai trích dưới 50% của 02 thang đo sau cho thấy cấu trúc nhân tố của chúng cần được kiểm định thêm bằng phân tích nhân tố khẳng định trên mẫu độc lập. Các nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng mẫu ở nhiều trường và khối ngành, sử dụng thiết kế theo dõi dọc, đồng thời khám phá vai trò của chất lượng mối quan hệ và các biến trung gian, điều tiết.

Tuyên bố về vai trò của các tác giả: Nguyễn Huệ Trang: Xây dựng ý tưởng nghiên cứu, Thiết kế phương pháp nghiên cứu, Viết bản thảo ban đầu. Trần Anh Thư, Đặng Nguyễn Anh Thư: Thực hiện nghiên cứu và thu thập dữ liệu, Phân tích dữ liệu. Lê Thị Mai Liên: Giám sát nghiên cứu, viết và chỉnh sửa bản thảo.

Tuyên bố về GenAI và quyền tác giả: Trong quá trình chuẩn bị bản thảo này, các tác giả đã sử dụng công cụ trí tuệ nhân tạo Claude cho mục đích hỗ trợ biên tập ngôn ngữ và định dạng theo thể lệ tạp chí.

Tuyên bố về xung đột lợi ích: Các tác giả tuyên bố không có xung đột lợi ích.

Lời cảm ơn: Nhóm tác giả trân trọng cảm ơn Trường Đại học Khoa học Xã hội và Nhân văn - Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh đã tài trợ cho nghiên cứu trong khuôn khổ đề tài nghiên cứu khoa học sinh viên.

Tài liệu tham khảo

- Acoba, E. F. (2024). Social support and mental health: The mediating role of perceived stress. *Frontiers in Psychology, 15*, 1330720. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1330720>
- APA Dictionary of Psychology (n.d.). *Social support*. <https://dictionary.apa.org/social-support>
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice Hall.
- Batthyany, K., & Mokoena, T. (2025). The impact of social support on academic resilience mediated by positive affect in university students. *Journal of Adolescent and Youth Psychological Studies, 6*(7), 1-9. <https://doi.org/10.61838/kman.jayps.4358>
- Bùi Hồng Quân, Huỳnh Mẫn Nhật (2025). Thực trạng lòng tự trọng của sinh viên. *Tạp chí Khoa học, Trường Đại học Sư phạm Thành phố Hồ Chí Minh, 22*(12), 2212-2221. [https://doi.org/10.54607/hcmue.js.22.12.5219\(2025\)](https://doi.org/10.54607/hcmue.js.22.12.5219(2025))
- Cassidy, S. (2016). The Academic Resilience Scale (ARS-30): A new multidimensional construct measure. *Frontiers in Psychology, 7*, 1787. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01787>
- Cheraghian, H., Moradian, K., & Nouri, T. (2023). Structural model of resilience based on parental support: The mediating role of hope and active coping. *BMC Psychiatry, 23*(1), 260. <https://doi.org/10.1186/s12888-023-04678-z>
- Dawson, M., & Pooley, J. A. (2013). Resilience: The role of optimism, perceived parental autonomy support and perceived social support in first year university students. *Journal of Education and Training Studies, 1*(2), 38-49. <https://doi.org/10.11114/jets.v1i2.137>
- Đinh Thị Hồng Vân, Nguyễn Phước Cát Tường (2010). Mối quan hệ giữa chỗ dựa xã hội và cách ứng phó của sinh viên Trường Đại học Y Dược - Đại học Huế. *Tạp chí Khoa học và Giáo dục, Trường Đại học Sư phạm - Đại học Huế, 1*(13), 93-100.
- Dương Bảo Yến, Huỳnh Ngọc Vân Anh, Nguyễn Như Vinh, Tô Gia Kiên (2023). Hỗ trợ xã hội và rối loạn căng thẳng sau sang chấn ở người hậu COVID-19 tại Bệnh viện Đại học Y Dược Thành phố Hồ Chí Minh. *Tạp chí Nghiên cứu Y học, 168*(7), 237-248. <https://doi.org/10.52852/tcncyh.v168i7.1795>
- Egan, H., O'Hara, M., Cook, A., & Mantzios, M. (2022). Mindfulness, self-compassion, resiliency and wellbeing in higher education: A recipe to increase academic performance. *Journal of Further and Higher Education, 46*(3), 301-311. <https://doi.org/10.1080/0309877X.2021.1912306>
- Hồ Thị Trúc Quỳnh, Nguyễn Văn Bắc (2021). Hỗ trợ xã hội và trầm cảm ở sinh viên Đại học Huế: Vai trò điều tiết của lòng tự trọng. *Tạp chí Tâm lý học, 4*(265), 47-60.
- Kolstad, A., & Gjesvik, N. (2014). Collectivism, individualism, and pragmatism in China: Implications for perceptions of mental health. *Transcultural Psychiatry, 51*(2), 264-285. <https://doi.org/10.1177/1363461514525220>
- Kotera, Y., Aledah, M., Barnes, K., Rushforth, A., Adam, H., & Riswani, R. (2022). Academic motivation of Indonesian university students: Relationship with self-compassion and resilience. *Healthcare, 10*(10), 2092. <https://doi.org/10.3390/healthcare10102092>

- Lap, T. Q., Trang, V. T. T., & Tuan, L. C. (2025). An exploratory study on Vietnamese university students' resilience in learning English as a foreign language. *Frontiers in Education, 10*, 1537638. <https://doi.org/10.3389/educ.2025.1537638>
- Liu, Y., & Cao, Z. (2022). The impact of social support and stress on academic burnout among medical students in online learning: The mediating role of resilience. *Frontiers in Public Health, 10*, 938132. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.938132>
- Luo, J., Du, R., Wang, X., & Luo, L. (2025). The relationship between social support and mental health in athletes: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Psychology, 16*, 1642886. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1642886>
- Munroe, R. L. (2017). Altruism and collectivism: An exploratory study in four cultures. *Cross-Cultural Research, 52*(3), 334-345. <https://doi.org/10.1177/1069397117733450>
- Neff, K. D. (2003a). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity, 2*(2), 85-101. <https://doi.org/10.1080/15298860309032>
- Neff, K. D. (2003b). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity, 2*(3), 223-250. <https://doi.org/10.1080/15298860309027>
- Nguyen, M. Q., & Ha, T. A. (2026). Exploring the impacts of cultural factors at individual level on environmental value orientations: Insights from young Vietnamese consumers. *Acta Psychologica, 264*, 106514. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2026.106514>
- Paiva, U., Cortese, S., Flor, M., Moncada-Parra, A., Lecumberri, A., Eudave, L., Magallón, S., García-González, S., Sobrino-Morras, Á., Piqué, I., Mestre-Bach, G., Solmi, M., & Arrondo, G. (2025). Prevalence of mental disorder symptoms among university students: An umbrella review. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews, 175*, 106244. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2025.106244>
- Permatasari, N., Rahmatillah Ashari, F., & Ismail, N. (2021). Contribution of perceived social support (peer, family, and teacher) to academic resilience during COVID-19. *Golden Ratio of Social Science and Education, 1*(1), 1-12. <https://doi.org/10.52970/grsse.v1i1.94>
- Ramdhanyanti, J., & Dewi, W. A. (2024). *Self-compassion and academic resilience among first-year college students*. EAI. <https://eudl.eu/doi/10.4108/eai.18-7-2023.2343407>
- Saleem, T., & Zia, A. (2024). Effects of social support on academic resilience of undergraduate students. *UMT Education Review, 7*(1), 91-116. <https://doi.org/10.32350/uer.71.06>
- Tadjuddin, I. L. (2025). The relationship between peer social support and academic resilience in final year students. *Journal Indonesia Sosial Sains, 6*(1), 199-203. <https://doi.org/10.59141/jiss.v6i1.1580>
- Tang, W. K. (2019). Resilience and self-compassion related with achievement emotions, test anxiety, intolerance of uncertainty, and academic achievement. *Psychological Studies, 64*(1), 92-102. <https://doi.org/10.1007/s12646-019-00482-6>
- Thang, N. T., Linh, D. T. D., Anh, T. N., Phuong, N. T., Giang, N. D., Long, N. X., Nhung, D. T. C., & Long, K. Q. (2022). Severe symptoms of mental disorders among students majoring in foreign languages in Vietnam: A cross-sectional study. *Frontiers in Public Health, 10*, 855607. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.855607>
- Trần Thu Hương, Trần Minh Điệp (2017). Đánh giá lòng tự trắc ẩn: Một nghiên cứu định lượng ở sinh viên Việt Nam. *Tạp chí Tâm lý học, 10*(223), 13-23.
- Wilks, S. E., & Spivey, C. A. (2010). Resilience in undergraduate social work students: Social support and adjustment to academic stress. *Social Work Education, 29*(3), 276-288. <https://doi.org/10.1080/02615470902912243>
- Yustika, Y., & Widyasari, P. (2021). Students' self-compassion and academic resilience in pandemic era. *International Journal of Research in Counseling and Education, 5*(2), 205-212. <https://doi.org/10.24036/00458za0002>
- Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G., & Farley, G. K. (1988). The multidimensional scale of perceived social support. *Journal of Personality Assessment, 52*(1), 30-41. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5201_2